

KIỂM ĐỊNH CẤU TRÚC NHÂN TỐ VÀ TÍNH BẤT BIẾN ĐO LƯỜNG CỦA THANG ĐO SUY KIẾT HỌC TẬP MASLACH (MBI-SS) Ở HỌC SINH TRUNG HỌC PHỔ THÔNG

EVALUATING THE FACTOR STRUCTURE AND MEASUREMENT INVARIANCE OF THE MASLACH BURNOUT INVENTORY - STUDENT SURVEY (MBI-SS) IN HIGH SCHOOL STUDENTS

Trần Thị Cẩm Tú^{1,+},
Vũ Bá Tuấn²

¹Trường Đại học Sư phạm Hà Nội;
²KU Leuven, Vương quốc Bỉ
+Tác giả liên hệ • Email: tuttc@hmu.edu.vn

Article history

Received: 08/4/2026

Accepted: 15/5/2026

Published: 05/6/2026

Keywords

Learning burnout, Maslach Burnout Inventory-Student Survey, measurement invariance, high school students

ABSTRACT

Learning burnout has received increasing attention among high school students; however, its measurement - particularly measurement equivalence across groups - remains limited in the Vietnamese context. This study examined the factor structure, measurement invariance, and group differences by gender, grade level, and school type of the Maslach Burnout Inventory - Student Survey (MBI-SS) in a sample of 644 high school students ($M_{age} = 15.7$, $SD = 0.82$; 53% female). Confirmatory factor analysis supported the three-factor model, and multi-group CFA demonstrated scalar invariance across groups, providing novel evidence of measurement equivalence of the MBI-SS in Vietnamese high school students. Latent mean comparisons indicated that female students and 12th-grade students reported higher emotional exhaustion; additionally, 12th-grade students showed higher cynicism than 10th-grade students, while no differences were found by school type. These findings reinforce the psychometric validity of the MBI-SS and highlight its potential application in monitoring and supporting student mental health in school settings.

1. Mở đầu

Giáo dục THPT giữ vai trò then chốt trong việc quyết định cơ hội tiếp cận giáo dục đại học và triển vọng nghề nghiệp trong tương lai. Tuy nhiên, cùng với vị thế quan trọng đó, bậc học này cũng đi kèm với áp lực học tập đáng kể, xuất phát từ kì vọng của gia đình, nhà trường và xã hội đối với thành tích học tập của HS (Tran và cộng sự, 2024). Bối cảnh này khiến HS THPT trở thành nhóm dễ bị tổn thương trước nguy cơ suy kiệt học tập kéo dài.

Suy kiệt học tập (learning/academic/school burnout) được hiểu như một hội chứng tâm lý đa chiều, bao gồm kiệt quệ cảm xúc, thái độ hoài nghi đối với việc học và cảm nhận suy giảm về hiệu quả học tập (Maslach và cộng sự, 2001). Các thành tố này phản ánh những phản ứng thích nghi kém mang tính mạn tính của HS trước căng thẳng học tập kéo dài, khi các yêu cầu học tập vượt quá nguồn lực tâm lý sẵn có của cá nhân (Sulea và cộng sự, 2015). Mặc dù suy kiệt học tập đã được bước đầu khảo sát trong các nghiên cứu trước đây (Tran và cộng sự, 2024; Vu và Bosmans, 2021), các bằng chứng thực tiễn liên quan đến đặc tính đo lường của công cụ đánh giá suy kiệt học tập, cũng như vai trò của các đặc điểm nhân khẩu học trong việc định hình trải nghiệm suy kiệt ở HS THPT, vẫn còn tương đối hạn chế.

Việc giải quyết các khoảng trống này có ý nghĩa quan trọng cả về khoa học và thực tiễn, khi các công cụ đo lường được hiệu lực hóa theo bối cảnh cho phép thu thập dữ liệu đáng tin cậy, làm nền tảng cho chính sách và các can thiệp tâm lý phù hợp. Đồng thời, việc làm rõ khác biệt theo đặc điểm nhân khẩu học giúp định hướng các biện pháp can thiệp mang tính cá nhân hóa nhằm phòng ngừa và giảm thiểu suy kiệt học tập.

Trong số các công cụ hiện có, MBI-SS là thang đo được sử dụng rộng rãi với nền tảng lý thuyết vững chắc (Schaufeli và cộng sự, 2002), bao gồm ba nhân tố: suy kiệt cảm xúc, hoài nghi học tập và cảm nhận kém hiệu quả (Marôco và Campos, 2012). Mặc dù cấu trúc này đã được xác nhận trong nhiều bối cảnh (Kaggwa và cộng sự, 2021), các tham số đo lường vẫn có thể thay đổi theo văn hóa, cấp học và đặc điểm mẫu.

Nói cách khác, cùng một bộ câu hỏi có thể không được diễn giải tương đương giữa các nhóm, ngay cả khi cùng nhằm đo lường một khái niệm lý thuyết. Sự không tương đương này dẫn đến sai lệch đo lường, khiến các

khác biệt quan sát được (ví dụ, điểm trung bình nhân tố) có thể không phản ánh sự khác biệt thực sự của cấu trúc tiềm ẩn, mà là hệ quả của việc các mục hỏi vận hành khác nhau giữa các nhóm. Do đó, việc kiểm định lại cấu trúc cũng như tính bất biến đo lường của thang đo trong các nhóm HS cụ thể là một yêu cầu mang tính phương pháp luận bắt buộc, đặc biệt khi nghiên cứu hướng tới so sánh nhóm (Hu và Schaufeli, 2009).

Bên cạnh vấn đề đo lường, các đặc điểm nhân khẩu học như giới tính, khối lớp và loại hình trường học được cho là có thể ảnh hưởng đáng kể đến trải nghiệm suy kiệt học tập của HS. Về giới tính, các lý thuyết vai trò xã hội cho rằng những kì vọng khác biệt đối với nam và nữ có thể dẫn đến sự khác nhau trong cách thức trải nghiệm và biểu hiện suy kiệt (Eagly, 2013). Các nghiên cứu cho thấy kết quả không đồng nhất: nữ sinh thường báo cáo mức kiệt quệ cảm xúc cao hơn, trong khi nam sinh có xu hướng thể hiện mức độ hoài nghi cao hơn (Purvanova và Muros, 2010). Tuy nhiên, trong bối cảnh Việt Nam, bằng chứng về hiệu ứng giới tính đối với suy kiệt học tập ở HS phổ thông vẫn còn hạn chế và chưa nhất quán (Vu và Bosmans, 2021).

Khối lớp là một yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến suy kiệt học tập, khi áp lực học tập và thi cử thường gia tăng theo cấp lớp (Salmela-Aro và Upadyaya, 2014). HS lớp 12 đối mặt với các kì thi quyết định, có xu hướng mức suy kiệt cảm xúc và hoài nghi cao hơn, trong khi HS lớp 10 trải nghiệm suy kiệt gắn với quá trình chuyển tiếp, và lớp 11 tương đối ổn định hơn (Lee và Ashforth, 1996). Do đó, xem xét sự khác biệt theo khối lớp giúp làm rõ quỹ đạo phát triển của suy kiệt trong giai đoạn THPT.

Theo quan điểm sinh thái của Bronfenbrenner (1979), nhà trường là bối cảnh gần gũi ảnh hưởng trực tiếp đến trải nghiệm tâm lý của người học. Do đó, sự khác biệt giữa các loại hình trường (công lập và tư thục) có thể dẫn đến khác biệt trong suy kiệt học tập. Tuy nhiên, bằng chứng thực tiễn về vai trò của loại hình trường trong suy kiệt học tập ở HS THPT vẫn còn hạn chế.

Nghiên cứu trước đây đã bước đầu cung cấp bằng chứng về độ tin cậy và hiệu lực của cấu trúc ba nhân tố của MBI-SS ở HS phổ thông (Vu và Bosmans, 2021). Tuy nhiên, các bằng chứng này chủ yếu được thu thập trên mẫu HS THCS cũng như chưa kiểm định tính bất biến đo lường của thang đo theo các đặc điểm nhân khẩu học quan trọng. Trong khi đó, các thang đo suy kiệt học tập được thích nghi ở nhóm HS THPT vẫn còn thiếu vắng. Hơn nữa, việc thiếu các kiểm định bất biến đo lường này làm hạn chế khả năng diễn giải các khác biệt quan sát được giữa các nhóm HS và đặt ra nghi vấn về tính hợp lệ của các so sánh nhóm dựa trên điểm số MBI-SS.

Nghiên cứu hiện tại có mục đích giải quyết khoảng trống nghiên cứu như đề cập ở trên thông qua: (1) Kiểm định cấu trúc ba nhân tố của MBI-SS ở nhóm HS THPT; (2) Đánh giá tính bất biến đo lường của thang đo theo giới tính, khối lớp (khối 10, 11 và 12) và loại hình trường (trường công lập so với trường tư thục); (3) Xem xét sự khác biệt trong các khía cạnh của suy kiệt học tập theo các đặc điểm nhân khẩu học này.

Chúng tôi đặt ra giả thuyết rằng: H1. Cấu trúc nhân tố của MBI-SS được ủng hộ bởi dữ liệu nghiên cứu; H2. Cấu trúc ba nhân tố này thể hiện tính bất biến đo lường theo giới tính, khối lớp và loại hình trường; H3: HS nữ có mức độ suy kiệt học tập cao hơn so với HS nữ; H4: HS thuộc khối lớp lớn có mức độ suy kiệt học tập cao hơn so với HS ở khối lớp nhỏ hơn.

Liên quan đến loại hình trường, do chưa có các nghiên cứu đánh giá ảnh hưởng của loại hình trường đến trải nghiệm suy kiệt học tập, nhưng chúng tôi đặt giả thuyết H5 rằng: HS trường công lập có xu hướng trải nghiệm suy kiệt học tập cao hơn so với HS trường tư thục.

Nghiên cứu kì vọng sẽ đóng góp những bằng chứng thực tiễn quan trọng về đặc tính đo lường của MBI-SS cũng như góp phần cung cấp cái nhìn toàn diện hơn về bức tranh suy kiệt học tập ở HS THPT.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Mẫu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu bao gồm 644 HS THPT. Độ tuổi của HS dao động từ 14.6 đến 17.6 tuổi ($M = 15.7$, $SD = 0.82$). Về giới tính, mẫu nghiên cứu bao gồm 222 nam sinh (34.5%) và 344 nữ sinh (53.4%), trong khi 78 HS (12.1%) không cung cấp thông tin về giới tính. Xét theo khối lớp, 413 HS (64.1%) đang học lớp 10, 112 HS (17.4%) học lớp 11, và 96 HS (14.9%) học lớp 12; 23 trường hợp (3.6%) thiếu dữ liệu về khối lớp.

Về loại hình trường học, 275 HS (42.7%) theo học tại trường công lập, trong khi 366 HS (56.8%) theo học tại trường tư thục (3 trường hợp chiếm 0.5% thiếu dữ liệu về loại hình trường).

2.2. Công cụ thu thập dữ liệu

Thang đo Suy kiệt Maslach (MBI-SS), cụ thể là phiên bản Thang đo HS (Schaufeli và cộng sự, 2002), được sử dụng để đánh giá Suy kiệt học tập ở HS THPT. MBI-SS gồm 15 mục hỏi với 03 tiểu thang gồm: Sự suy kiệt cảm xúc (SKCX, 5 mục hỏi, ví dụ, “Tôi cảm thấy suy kiệt vì việc học hành”), Sự hoài nghi về việc học tập (HNHT, 4 mục hỏi,

ví dụ, “Tôi nghỉ ngơi về ý nghĩa/tầm quan trọng của việc học hành”), và Hiệu quả học tập (HQHT, 6 mục hỏi, ví dụ, “Tôi có thể giải quyết hiệu quả các vấn đề phát sinh trong học tập”). Thang đo MBI-SS được đánh giá trên thang Likert 7 điểm (0 = không bao giờ, 6 = mỗi ngày) (Schaufeli và cộng sự, 2002). Các mục hỏi liên quan đến SKCX và HNHT có điểm càng cao thì càng thể hiện mức độ cao của SKCX và HNHT, trong khi đó các mục hỏi liên quan đến HQHT có điểm càng cao thì càng thể hiện mức độ cao của cảm nhận về hiệu quả của hoạt động học tập.

MBI-SS đã được hiệu lực ở nghiên cứu trước đây trên nhóm HS THCS Việt Nam (Vu và Bosmans, 2021). Giá định cấu trúc ba nhân tố được ủng hộ ở mẫu nghiên cứu (được chứng minh ở kết quả phân tích CFA ở phần *Kết quả* của bài báo này), phân tích độ nhất quán nội tại giữa các mục hỏi trong tiêu thang đo (Cronbach’s Alpha) cho thấy tính nhất quán của các tiêu thang đo trong đo lường cấu trúc tương ứng, cụ thể là $\alpha = 0,87$ cho SKCX, $\alpha = 0,77$ cho HNHT và $\alpha = 0,81$ cho HQHT.

2.3. Phương pháp phân tích dữ liệu

Phân tích nhân tố khẳng định (CFA) được thực hiện bằng gói phân tích lavaan (Rosseel, 2012), với các chỉ số Comparative Fit Index (CFI $\geq 0,90$), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA $\leq 0,08$), và Standardized Root Mean Square Residual (SRMR $\leq 0,08$ (Brown, 2014; Byrne, 2013).

Độ nhất quán nội tại của các tiêu thang đo của MBI-SS được đánh giá bằng Cronbach’s Alpha ($\alpha \geq 0,70$ (Cronbach, 1951). Tính bất biến đo lường được kiểm định bằng phân tích nhân tố khẳng định đa nhóm (Multi-Group Confirmatory Factor Analysis, MG-CFA) theo giới tính, khối lớp học và loại hình trường học. Sự suy giảm độ phù hợp của mô hình bất biến được đánh giá dựa trên sự thay đổi của các chỉ số như: $\Delta CFI \leq 0,01$, $\Delta RMSEA \leq 0,015$ và $\Delta SRMR \leq 0,030$ (Configuration vs. Metric model); $\Delta CFI \leq 0,010$ và $\Delta RMSEA \leq 0,015$ và $\Delta SRMR \leq 0,010$ (Metric vs. Scalar model) (Chen, 2007). Sự so sánh mức độ suy kiệt được thực hiện sau khi thiết lập được mức bất biến scalar.

Do các biến tiềm ẩn được chuẩn hóa, các chênh lệch trung bình giữa các nhóm (M_{diff}) được diễn giải như kích thước ảnh hưởng theo Cohen’s d (2013); các mức độ ảnh hưởng được phân loại theo tiêu chí thông dụng (0,20 = nhỏ, 0,50 = trung bình, 0,80 = lớn). Dữ liệu khuyết thiếu được xử lý bằng phương pháp Full Information Maximum Likelihood (FIML) (Enders, 2022) với ước lượng bằng Maximum Likelihood Robust (MLR) nhằm điều chỉnh sai số chuẩn và thống kê kiểm định trong trường hợp vi phạm giả định phân phối chuẩn.

Tất cả các phân tích mô tả và phân tích suy luận được thực hiện trong môi trường R.

2.4. Thu thập dữ liệu

Thang đo MBI-SS đã được pilot ở nhóm 5 HS THCS để đánh giá mức độ hiểu, thời gian hoàn thành. Kết quả cho thấy HS hiểu đầy đủ và mất khoảng 15 phút hoàn thành MBI-SS. Do đó, không có điều chỉnh nào về ngôn từ được thực hiện.

Dữ liệu nghiên cứu cắt ngang được thu thập bằng bảng hỏi do HS tự điền trên giấy trong nhà trường trong học kì 1 năm học 2025-2026. Để tăng tính đại diện mẫu (theo vùng miền), dữ liệu được thu thập tại hai địa bàn nghiên cứu là Hà Nội (miền Bắc) và Nghệ An (miền Trung). Dữ liệu được thu thập theo phương pháp thuận tiện.

Việc khảo sát được thực hiện sau khi có sự đồng ý của nhà trường nơi HS theo học và cha mẹ của họ. HS được thông báo về mục đích, đặc điểm của cuộc nghiên cứu và có quyền rút lui khỏi cuộc khảo sát nếu thấy tâm lý không thoải mái khi trả lời câu hỏi.

3. Kết quả nghiên cứu

3.1. Phân tích thống kê mô tả các mục hỏi của thang đo MBI-SS

Bảng 1 trình bày kết quả phân tích thống kê mô tả cho toàn bộ 15 mục hỏi của MBI-SS. Kết quả cho thấy, các mục hỏi có độ lệch (skewness) từ -1.11 đến 1.68 và độ nhọn (kurtosis) từ -0.85 đến 2.32. Theo các tiêu chí thông dụng ($|\text{skewness}| < 2$; $|\text{kurtosis}| < 7$), các giá trị này đều nằm trong khoảng chấp nhận được, cho thấy phân phối của các mục hỏi nhìn chung gần chuẩn và không vi phạm giả định cần thiết cho các phân tích tiếp theo.

Bảng 1. Thống kê mô tả cho các mục hỏi của MBI-SS

	n	M (SD)	Min-Max	Range	Skew	Kurtosis	SE
KSHT1	644	2.47 (1.54)	0-6	6	0.4	- 0.38	0.06
KSHT2	644	2.67 (1.76)	0-6	6	0.32	- 0.81	0.07
KSHT3	644	2.33 (1.87)	0-6	6	0.51	- 0.84	0.07
KSHT4	644	1.60 (1.55)	0-6	6	0.98	0.45	0.06
KSHT5	644	2.09 (1.62)	0-6	6	0.64	- 0.26	0.06
HNHT1	640	1.44 (1.62)	0-6	6	1.09	0.46	0.06

HNHT2	640	1.84 (1.62)	0-6	6	0.70	- 0.26	0.06
HNHT3	640	1.13 (1.50)	0-6	6	1.36	1.15	0.06
HNHT4	636	0.91 (1.39)	0-6	6	1.68	2.32	0.06
HQHT1	638	3.09 (1.65)	0-6	6	0.04	- 0.61	0.07
HQHT2	638	3.04 (1.69)	0-6	6	0.05	- 0.66	0.07
HQHT3	639	2.42 (1.83)	0-6	6	0.24	- 0.85	0.07
HQHT4	635	4.67 (1.63)	0-6	6	- 1.11	0.38	0.06
HQHT5	639	4.07 (1.51)	0-6	6	- 0.39	- 0.46	0.06
HQHT6	637	3.08 (1.56)	0-6	6	0.07	- 0.48	0.06

(Ghi chú. *M*: Điểm trung bình; *SD*: Độ lệch chuẩn; *Min-Max*: Giá trị nhỏ nhất - Lớn nhất; *Skew*: Độ lệch phân phối; *Kurtosis*: Độ nhọn; *SE*: Sai số chuẩn. Các mục hỏi được đánh giá theo thang 0-6).

3.2. Phân tích nhân tố khẳng định

Kết quả CFA lần thứ nhất không ủng hộ mô hình ba nhân tố này ($CFI = 0,861$, $RMSEA = 0,086$ (90% CI [0,080, 0,093], $SRMR = 0,086$). Kết quả kiểm tra các gợi ý về cải thiện mô hình (modification indices, MI) cho thấy chỉ số MI cao nhất liên quan đến việc thiết lập tương quan phần dư cho hai mục hỏi HNHT3 và HNHT4 thuộc về nhân tố HNHT ($MI = 266,396$). Sau khi thiết lập hiệp phương sai cho hai mục hỏi này (HNHT3 và HNHT4), mô hình sửa đổi đạt được các chỉ số phù hợp như sau: $CFI = 0,923$, $RMSEA = 0,065$ (90% CI [0,058, 0,072], $SRMR = 0,054$). Tất cả các tải nhân tố đều có ý nghĩa thống kê ($p < 0,001$) và đạt mức chấp nhận được; riêng HNHT4 có tải nhân tố thấp nhất so với các mục hỏi còn lại ($\lambda = .490$) nhưng vẫn trong khoảng chấp nhận và không ảnh hưởng đáng kể đến độ phù hợp chung của mô hình ba nhân tố. Bảng 2 trình bày các tải nhân tố chuẩn hoá và hệ số xác định (R^2).

Bảng 2. Tải nhân tố chuẩn hoá và hệ số xác định cho hai lần phân tích nhân tố khẳng định cho MBI-SS

	CFA 1		CFA 2	
	Std. λ	R^2	Std. λ	R^2
SKCX1	0,790	0,625	0,783	0,613
SKCX2	0,736	0,541	0,732	0,536
SKCX3	0,727	0,528	0,729	0,532
SKCX4	0,747	0,558	0,758	0,575
SKCX5	0,829	0,688	0,827	0,684
HNHT1	0,469	0,220	0,679	0,461
HNHT2	0,498	0,248	0,717	0,514
HNHT3	0,903	0,816	0,572	0,327
HNHT4	0,838	0,702	0,490	0,240
HQHT1	0,576	0,332	0,575	0,331
HQHT2	0,713	0,508	0,714	0,510
HQHT3	0,630	0,397	0,630	0,397
HQHT4	0,548	0,300	0,545	0,297
HQHT5	0,610	0,372	0,606	0,368
HQHT6	0,788	0,621	0,792	0,627

(Ghi chú. CFA = phân tích nhân tố. Std. λ : tải nhân tố đã chuẩn hoá; R^2 : hệ số xác định. Tất cả các mục hỏi đều có tải nhân tố đạt ý nghĩa thống kê ($p < 0,001$)).

Kết quả CFA lần hai cho thấy mô hình ba nhân tố sửa đổi (với hiệp phương sai phần dư được thiết lập cho hai mục hỏi của HNHT là HNHT3 và HNHT4) phù hợp hơn với dữ liệu. Kết quả cũng cho thấy, nhân tố SKCX có tương quan thuận và có ý nghĩa thống kê với HNHT ($r = .744$, $p < .001$), và tương quan nghịch có ý nghĩa thống kê với HQHT ($r = -.23$, $p < .001$). Đồng thời, HNHT cũng có tương quan nghịch có ý nghĩa thống kê với HQHT ($r = -.37$, $p < .001$). Mô hình tương quan này gợi ý rằng SKCX và HNHT có xu hướng hội tụ trong việc phản ánh khía cạnh suy kiệt và thái độ hoài nghi đối với việc học, trong khi HQHT thể hiện sự phân biệt tương đối với hai nhân tố này trong đo lường HQHT.

Vì vậy, mô hình sửa đổi này được lựa chọn cho các phân tích tiếp theo.

3.3. Phân tích bất biến đo lường cho MBI-SS theo các nhóm giới tính, khối lớp và loại hình trường

Bảng 3. Kết quả phân tích bất biến thiên cho thang đo MBI-SS theo giới, khối lớp và loại hình trường

	Chỉ số mô hình và sự thay đổi của chỉ số mô hình						M_{diff}		
	CFI	Δ CFI	RMSEA	Δ RMSEA	SRMR	Δ SRMR	SKCX	HNHT	HQHT
<i>Giới tính^a</i>									
Mô hình configuration	0,929		0,064		0,059				
Mô hình metric	0,928	0,001	0,062	0,002	0,063	0,004			
Mô hình scalar	0,919	0,009	0,064	0,002	0,066	0,003	0,368***	0,078	- 0,082
<i>Khối lớp học</i>									
Mô hình configuration	0,920		0,068		0,063				
Mô hình metric	0,916	0,004	0,068	0,000	0,070	0,007			
<i>Loại hình trường^b</i>									
Mô hình configuration	0,916		0,069		0,058				
Mô hình metric	0,917	0,001	0,066	0,003	0,059	0,001			
Mô hình scalar	0,911	0,006	0,066	0,000	0,061	0,002	0,060	0,089	0,074
Mô hình scalar	0,913	0,003	0,065	0,003	0,071	0,001			
Khối 10 với khối 11							- 0,095	0,129	- 0,012
Khối 10 với khối 12							0,367**	0,333*	0,189
Khối 11 với khối 12							0,434**	0,211	0,199

Ghi chú. ^aHS nam là nhóm tham chiếu; ^bKhối trường tư là nhóm tham chiếu; Δ CFI: sự thay đổi của CFI; Δ RMSEA: sự thay đổi của RMSEA; Δ SRMR: sự thay đổi của SRMR; M_{diff} : Sự khác biệt về điểm trung bình nhân tố; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Kết phân tích cho thấy bất biến thang đo đạt mức độ scalar cho nhóm giới tính, khối lớp và loại hình trường, ủng hộ giả thuyết H1, H2. Kết quả chi tiết cho phân tích này thể hiện ở bảng 3.

Mô hình scalar cho nhóm giới tính cho thấy HS nữ báo cáo điểm trung bình tiềm ẩn cao hơn đáng kể ở nhân tố SKCX so với HS nam ($M_{diff} = 0,368$, $p < 0,001$). Trong khi đó, không có sự khác biệt có ý nghĩa thống kê theo giới tính đối với nhân tố HNHT ($M_{diff} = 0,078$, $p = 0,436$) và HQHT ($M_{diff} = - 0,082$, $p = 0,470$).

Mô hình scalar cho nhóm khối lớp cho thấy không có sự khác biệt mang ý nghĩa thống kê giữa khối 10 và khối 11 ở cả ba nhân tố SKCX ($M_{diff} = - 0,095$, $p = 0,423$) HNHT ($M_{diff} = - 0,133$, $p = 0,315$) và HQHT ($M_{diff} = 0,010$, $p = 0,927$).

Khối 12 có điểm trung bình nhân tố SKCX hơn khối 10 ($M_{diff} = 0,367$, $p < 0,001$) và HNHT ($M_{diff} = 0,333$, $p < 0,01$) nhưng không có sự khác biệt thống kê ở nhân tố HQHT ($M_{diff} = 0,189$, $p = 0,128$).

Khi lấy khối 11 làm tham chiếu thì khối 12 có điểm trung bình nhân tố cao hơn có ý nghĩa thống kê so với khối 11 ở SKCX ($M_{diff} = 0,434$, $p < 0,01$) và không có sự khác biệt có ý nghĩa thống kê giữa hai khối lớp này về cả nhân tố HNHT ($M_{diff} = 0,211$, $p = 0,202$) và nhân tố HQHT ($M_{diff} = 0,199$, $p = 0,170$).

Mô hình scalar cho nhóm loại hình trường cho thấy không có khác biệt có ý nghĩa thống kê giữa trường công và trường tư ở cả ba nhân tố cụ thể của MBI-SS (SKCX: $M_{diff} = 0,060$, $p = 0,465$; HNHT: $M_{diff} = 0,089$, $p = 0,360$; HQHT: $M_{diff} = 0,074$, $p = 0,416$).

Nhìn chung, các kích thước ảnh hưởng đều ở mức nhỏ ($|d| < 0,50$), cho thấy dù một số khác biệt đạt ý nghĩa thống kê, mức độ khác biệt thực tiễn giữa các nhóm là hạn chế. Như vậy, các giả thuyết H3, H4 và H5 được khẳng định một phần.

4. Kết luận và bình luận

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực tiễn về tính hợp lệ cấu trúc và tính bất biến đo lường của MBI-SS trong bối cảnh HS THPT. Kết quả củng cố mô hình ba thành phần của suy kiệt học tập và cho thấy thang đo vận hành tương đương giữa các nhóm nhân khẩu học, qua đó đảm bảo tính hợp lệ của các so sánh giữa nhóm. Những phát hiện này hỗ trợ việc sử dụng MBI-SS và cung cấp cơ sở đáng tin cậy cho các nghiên cứu về suy kiệt học tập.

Kết quả phân tích cho thấy, mô hình ba nhân tố của MBI-SS trở lên phù hợp sau khi cho phép tương quan phần dư giữa hai mục hỏi thuộc nhân tố hoài nghi học tập. Việc cho phép tương quan phần dư giữa hai mục này không chỉ dựa trên gợi ý thống kê mà còn được cân nhắc trên cơ sở nội dung đo lường, vì cả hai mục đều phản ánh sự hoài nghi/ngờ về giá trị của việc học hành, trong đó một mục nhấn mạnh sự hữu ích còn mục kia nhấn mạnh ý

nghĩa/tâm quan trọng của việc học. Sự tương đồng gần về nội dung này có thể tạo ra phân phương sai chung ngoài phương sai do nhân tố tiềm ẩn HNHT giải thích. Điều chỉnh này cũng phản ánh sự tương đồng với kết quả nghiên cứu trước đây gợi ý về việc thiết lập hiệp tương quan phần dư giữa các mục hỏi ở một số mẫu nghiên cứu cụ thể, ví dụ như nghiên cứu trên mẫu Tây Ban Nha, Bồ Đào Nha và Hà Lan của Schaufeli và cộng sự (2002).

Kết quả cho thấy, các nhóm giới tính, khối lớp và loại hình trường diễn giải MBI-SS tương đương. So sánh giữa các nhóm phù hợp với bằng chứng quốc tế khi nữ sinh có mức SKCX cao hơn (Purvanova và Muros, 2010), trong khi không có khác biệt ở các thành tố còn lại, gợi ý ảnh hưởng của giới tính chủ yếu tập trung ở khía cạnh cảm xúc. Điều này có thể liên quan đến xu hướng nữ sinh sử dụng các chiến lược đối phó hướng nội, trong khi nam sinh thiên về các chiến lược hướng ngoại hoặc phân tán chú ý (Nolen-Hoeksema, 2012). Về mặt nhóm lớp, kết quả nghiên cứu cho thấy HS khối 12 có mức SKCX cao hơn đáng kể so với HS khối 10 và khối 11, phản ánh áp lực học tập gia tăng rõ rệt ở năm cuối cấp. Kết quả này gợi ý rằng khi áp lực học tập đạt đến mức cao ở giai đoạn cuối cấp, HS có thể trải nghiệm kiệt quệ cảm xúc và cũng có thể gia tăng hoài nghi về ý nghĩa của việc học. Về mặt phát triển học thuật, HS khối 10, trong giai đoạn chuyển tiếp lên THPT, thường đối mặt với yêu cầu chương trình và áp lực đánh giá thấp hơn so với các khối lớp cao hơn, qua đó có nguy cơ suy kiệt cảm xúc thấp hơn (Eccles và cộng sự, 2013). HS khối 11 dường như ở vị trí trung gian, với mức SKCX không cực đoan như khối 12, phản ánh xu hướng áp lực học tập tăng dần theo khối lớp (Lee và Ashforth, 1996). Nhìn chung, các kết quả này cho thấy sự suy kiệt học tập có thể tích lũy theo thời gian. Tuy nhiên, giả định này cần được kiểm định thêm trong các nghiên cứu dài hạn trong tương lai.

Sự khác biệt theo loại hình trường học: Nghiên cứu không ghi nhận sự khác biệt có ý nghĩa thống kê trong đánh giá của HS của hai loại hình trường ở cả ba khía cạnh của suy kiệt học tập. Điều này gợi ý rằng áp lực học tập và kì vọng thành tích ở bậc THPT có thể thể hiện đặc trưng chung của các loại hình trường.

Hàm ý cho thực hành và chính sách giáo dục: Kết quả cho thấy MBI-SS có thể được sử dụng để sàng lọc và theo dõi suy kiệt học tập, đồng thời cho phép so sánh đáng tin cậy giữa các nhóm. Về thực hành, các can thiệp cần ưu tiên những nhóm có mức suy kiệt cao hơn, như HS lớp 12 và HS nữ, thay vì áp dụng đồng nhất. Ở cấp độ chính sách, kết quả ủng hộ việc tích hợp đánh giá định kì suy kiệt học tập trong hệ thống hỗ trợ sức khỏe tinh thần học đường (UNESCO, 2025).

Hạn chế nghiên cứu và hướng nghiên cứu tiếp theo: Nghiên cứu này có một số hạn chế. Thứ nhất, thiết kế cắt ngang chưa cho phép suy luận nhân quả; các nghiên cứu tương lai nên sử dụng thiết kế dọc. Thứ hai, mẫu nghiên cứu chưa đại diện đầy đủ cho các bối cảnh địa lí (thành thị, nông thôn, miền núi), do đó cần mở rộng để tăng tính khái quát. Cuối cùng, nghiên cứu tập trung vào dân số chung mà chưa xem xét các nhóm dễ bị tổn thương; các nghiên cứu tiếp theo nên chú trọng các nhóm này để hiểu rõ hơn nguy cơ suy kiệt học tập.

Nghiên cứu này chỉ ra tính hợp lệ của cấu trúc ba nhân tố và tính bất biến đo lường của MBI-SS ở HS THPT, qua đó đảm bảo tính hợp lệ của các so sánh giữa nhóm. HS lớp 12 có mức SKCX và HNHT cao hơn so với lớp 10, nữ so với nam trong khi hiệu quả học tập tương đối ổn định. Những phát hiện này khẳng định giá trị ứng dụng của MBI-SS và nhấn mạnh vai trò của việc tích hợp đánh giá suy kiệt học tập trong các chiến lược hỗ trợ học đường.

Tuyên bố về vai trò của các tác giả: Trần Thị Cẩm Tú: Xây dựng thiết kế nghiên cứu, thu thập, phân tích, xử lý dữ liệu và viết bản thảo; Vũ Bá Tuấn: Xây dựng thiết kế nghiên cứu, thu thập, phân tích, xử lý dữ liệu và viết bản thảo; góp ý và chỉnh sửa hoàn thiện bài viết.

Tuyên bố về GenAI và Quyền tác giả: Trong quá trình chuẩn bị bản thảo này, các tác giả đã sử dụng ChatGPT (OpenAI) cho mục đích hỗ trợ cải thiện hành văn học thuật.

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

Thông tin tài trợ: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Bộ Giáo dục và Đào tạo.

Lời cảm ơn: Nhóm tác giả cảm ơn Bộ Giáo dục và Đào tạo đã hỗ trợ kinh phí để thực hiện đề tài với mã số: B2024 - SPH04.

Tài liệu tham khảo

- Bronfenbrenner, U. (1979). *The ecology of human development: Experiments by nature and design*. Harvard University Press.
- Brown, T. A. (2014). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Publications.
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge.

- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 14*(3), 464-504.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*(3), 297-334.
- Eagly, A. H. (2013). *Sex differences in social behavior: A social-role interpretation*. Psychology Press.
- Eccles, J. S., Midgley, C., Wigfield, A., Buchanan, C. M., Reuman, D., Flanagan, C., & Mac Iver, D. (2013). Development during adolescence: The impact of stage-environment fit on young adolescents' experiences in schools and in families. *Adolescents and their Families, 74-85*.
- Enders, C. K. (2022). *Applied missing data analysis*. Guilford Publications.
- Hu, Q., & Schaufeli, W. B. (2009). The factorial validity of the Maslach burnout inventory-student survey in China. *Psychological Reports, 105*(2), 394-408.
- Kaggwa, M. M., Kajjimu, J., Sserunkuma, J., Najjuka, S. M., Atim, L. M., Olum, R., ... & Bongomin, F. (2021). Prevalence of burnout among university students in low-and middle-income countries: A systematic review and meta-analysis. *PLoS One, 16*(8), e0256402.
- Lee, R. T., & Ashforth, B. E. (1996). A meta-analytic examination of the correlates of the three dimensions of job burnout. *Journal of Applied Psychology, 81*(2), 123.
- Marôco, J., & Campos, J. A. D. B. (2012). Defining the student burnout construct: A structural analysis from three burnout inventories. *Psychological Reports, 111*(3), 814-830.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology, 52*(2001), 397-422.
- Nolen-Hoeksema, S. (2012). Emotion regulation and psychopathology: The role of gender. *Annual review of Clinical Psychology, 8*(1), 161-187.
- Purvanova, R. K., & Muros, J. P. (2010). Gender differences in burnout: A meta-analysis. *Journal of Vocational Behavior, 77*(2), 168-185.
- Salmela-Aro, K., & Upadaya, K. (2014). Developmental trajectories of school burnout: Evidence from two longitudinal studies. *Learning and Individual Differences, 36*, 60-68.
- Schaufeli, W. B., Martinez, I. M., Pinto, A. M., Salanova, M., & Bakker, A. B. (2002). Burnout and engagement in university students: A cross-national study. *Journal of Cross-cultural Psychology, 33*(5), 464-481.
- Sulea, C., Van Beek, I., Sarbescu, P., Virga, D., & Schaufeli, W. B. (2015). Engagement, boredom, and burnout among students: Basic need satisfaction matters more than personality traits. *Learning and Individual Differences, 42*, 132-138.
- Tran, T. V., Nguyen, H. T. L., Tran, X. M. T., Tashiro, Y., Seino, K., Van Vo, T., & Nakamura, K. (2024). Academic stress among students in Vietnam: a three-year longitudinal study on the impact of family, lifestyle, and academic factors. *Journal of Rural Medicine, 19*(4), 279-290.
- UNESCO. (2025). *Integrating health and well-being into education policy and planning: A handbook*. UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000396442>
- Vu, B. T., & Bosmans, G. (2021). Psychological impact of COVID-19 anxiety on learning burnout in Vietnamese students. *School Psychology International, 42*(5), 486-496.