

# MẠNG XÃ HỘI, CHẤT LƯỢNG GIẤC NGỦ VÀ KIẾT SỨC HỌC TẬP Ở SINH VIÊN Y KHOA: KIỂM ĐỊNH MÔ HÌNH TRUNG GIAN THỐNG KÊ

Đỗ Hoàng Phúc

Khoa Tâm lý – Giáo dục, Trường Đại học Nguyễn Tất Thành

Email: phuc.dh@ntt.edu.vn

**Tóm tắt:** Dựa trên lý thuyết Đòi hỏi – Nguồn lực Công việc (JD-R) và Bảo tồn Nguồn lực (COR), nghiên cứu kiểm định mô hình trung gian thống kê giữa sử dụng mạng xã hội, chất lượng giấc ngủ và kiệt sức học tập ở 612 sinh viên y khoa năm 3–6 tại 03 trường đại học khu vực phía Nam (02–05/2026) qua khảo sát cắt ngang với MBI-SS, PHQ-9, GAD-7, BSMAS, PSQI, Brief-COPE và thang đo đánh dấu. Phân tích bằng AMOS 24.0 với CFA hai bước, kiểm soát sai lệch phương pháp chung ba phương pháp và bootstrap 5.000 lần. Kết quả: kiệt sức 47,9%, giấc ngủ kém 61,4%, sử dụng mạng xã hội có vấn đề 29,1%; hiệu ứng gián tiếp  $\beta = 0,148$  (KTC 95% [0,096; 0,206]), tỷ lệ phương sai được trung gian giải thích 32,7% – độ lớn nhỏ–vừa theo Kenny (2018). Kết quả tương thích với giả thuyết về vai trò trung gian thống kê của giấc ngủ, song chỉ nên hiểu là đường dẫn giả thuyết, không phải cơ chế nhân quả; các yếu tố nền chưa đo (tính lo âu, cầu toàn) là nguồn sai lệch do biến bị bỏ sót.

**Từ khóa:** Kiệt sức học tập; Giấc ngủ; Mạng xã hội; Sinh viên y khoa; Mô hình trung gian thống kê.

## SOCIAL MEDIA USE, SLEEP QUALITY, AND ACADEMIC BURNOUT: TESTING A STATISTICAL MEDIATION MODEL

**Abstract:** Drawing on Job Demands–Resources (JD-R) and Conservation of Resources (COR) theories, this study tested a statistical mediation model linking problematic social media use, sleep quality, and academic burnout among 612 third-to-sixth-year medical students from three universities in Southern Vietnam (February–May 2026), using a cross-sectional survey with MBI-SS, PHQ-9, GAD-7, BSMAS, PSQI, Brief-COPE, and a marker variable. Analyses were conducted using AMOS 24.0 with two-step confirmatory factor analysis, three common method bias control methods, and 5,000-iteration bootstrap procedures. Results: high-level burnout 47.9%, poor sleep quality 61.4%, problematic social media use 29.1%; standardized indirect effect  $\beta = 0.148$  (95% CI [0.096, 0.206]), variance accounted for = 32.7% — small-to-medium magnitude per Kenny (2018). Findings are consistent with the hypothesized statistical mediating role of sleep quality; however, these should be interpreted as a hypothesized pathway rather than an established causal mechanism. Unmeasured underlying factors (neuroticism, perfectionism) constitute meaningful omitted-variable bias risk.

**Keywords:** Academic burnout; Sleep; Social media; Medical students; Statistical mediation.

Nhận bài: 13/04/2026

Phản biện: 10/05/2026

Duyệt đăng: 15/05/2026

### I. ĐẶT VẤN ĐỀ

Tổng quan hệ thống của Rotenstein và cộng sự (2016) trên 195 nghiên cứu ghi nhận tỷ lệ trầm cảm ở sinh viên y khoa 27,2–29,6%. Tại Việt Nam, kiệt sức 35–52% (Đặng và cộng sự, 2022). Người Việt dành trung bình 2,4 giờ/ngày cho mạng xã hội; tuy nhiên cơ chế kết nối mạng xã hội với kiệt sức học tập còn rời rạc.

#### 1.1. Khung lý thuyết

Mô hình Đòi hỏi – Nguồn lực Công việc (Job Demands–Resources, JD-R) của Demerouti và cộng sự (2001) đặt giả thuyết kiệt sức nảy sinh khi đòi hỏi vượt quá nguồn lực; trong bối cảnh học thuật, sử dụng mạng xã hội có vấn đề có thể được khái niệm hóa như một đòi hỏi gián tiếp tiêu hao nguồn lực chú ý và cảm xúc. Lý thuyết Bảo tồn Nguồn lực (Conservation of Resources, COR) của Hobfoll (1989) bổ sung rằng giấc ngủ là nguồn lực phục hồi sinh học cốt lõi. Tích hợp hai khung này, chúng tôi đặt đường dẫn giả thuyết: sử dụng mạng xã hội có vấn đề liên quan đến kiệt sức (i)

trực tiếp qua tiêu hao nguồn lực và (ii) gián tiếp qua suy giảm chất lượng giấc ngủ.

#### 1.2. Tranh luận về cấu trúc kiệt sức

Bianchi và Schonfeld (2018) chỉ ra sự chồng lấp đáng kể giữa kiệt sức và trầm cảm; tương quan giữa hai cấu trúc thường  $> 0,70$ . Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng MBI-SS và báo cáo song song trầm cảm (PHQ-9), lo âu (GAD-7) để kiểm tra giá trị phân biệt qua chỉ số HTMT.

#### 1.3. Khoảng trống nghiên cứu và mục tiêu

Tại Việt Nam, rất ít nghiên cứu áp dụng SEM với kiểm soát sai lệch phương pháp chung nhiều phương pháp và thảo luận về độ lớn hiệu ứng. Nghiên cứu này có bốn mục tiêu: (1) Mô tả tỷ lệ; (2) Đánh giá chất lượng mô hình đo lường; (3) Kiểm soát sai lệch phương pháp chung ba phương pháp; (4) Kiểm định mô hình trung gian thống kê và đánh giá độ lớn hiệu ứng.

Vì thiết kế cắt ngang, mọi suy luận về trung gian là trung gian thống kê, không phải nhân quả (Maxwell & Cole, 2007).

## II. NỘI DUNG NGHIÊN CỨU

### 2.1. Đối tượng và phương pháp nghiên cứu

#### Thiết kế nghiên cứu

Khảo sát cắt ngang phân tích. Thiết kế này có hạn chế cố hữu: không thiết lập được chiều thời gian, không loại trừ được biến gây nhiễu chưa đo (đặc biệt là các đặc điểm tính cách như tính lo âu và cầu toàn). Đây là vấn đề nội sinh tính (endogeneity) và sai lệch do biến bị bỏ sót (omitted variable bias) được thảo luận ở Mục 4.

#### Địa điểm, thời gian và đối tượng

03 trường đại học đào tạo y khoa khu vực phía Nam (Trường Đại học Nguyễn Tất Thành, Đại học Y Dược Thành phố Hồ Chí Minh, Trường Đại học Y khoa Phạm Ngọc Thạch) từ 02/2026 đến 05/2026. Tiêu chuẩn lựa chọn: sinh viên hệ chính quy năm 3–6 ngành Y khoa, đồng ý tham gia. Tiêu chuẩn loại trừ: đang điều trị rối loạn tâm thần theo ICD-10/DSM-5, dùng thuốc hướng thần trong 30 ngày qua, đang nghỉ học/bảo lưu, phiếu không hoàn chỉnh.

#### Cỡ mẫu và chọn mẫu

Cỡ mẫu được tính kép. Theo Kline (2016): tối thiểu 10 quan sát/biến  $\times$  28 biến = 280; theo công thức ước lượng tỷ lệ (hiệu ứng thiết kế 1,5; độ tin cậy 95%; sai số 4%;  $p = 0,40$ ): 540. Dự trừ mất mẫu 12%, cỡ mẫu cuối cùng 614; thực tế thu được 612 phiếu hợp lệ. Phương pháp chọn mẫu: phân tầng theo trường và năm học (8 tầng), trong mỗi tầng chọn toàn bộ các lớp được phép tham gia và mời tất cả sinh viên (chọn cụm rồi tổng điều tra trong cụm). Đây không phải xác suất ngẫu nhiên đầy đủ; khả năng khái quát hóa giới hạn trong tổng thể tương tự.

#### Biến số và công cụ đo lường

Công cụ: MBI-SS (kiệt sức học tập, 15 mục,

$\alpha = 0,89$ ), PHQ-9 (trầm cảm, 9 mục,  $\alpha = 0,87$ ), GAD-7 (lo âu, 7 mục,  $\alpha = 0,91$ ), BSMAS (mạng xã hội, 6 mục,  $\alpha = 0,83$ ), PSQI (giấc ngủ, 19 mục,  $\alpha = 0,78$ ), Brief-COPE (ứng phó né tránh, 6 mục,  $\alpha = 0,81$ ) và thang đo đánh dấu (marker variable: hài lòng với thẩm mỹ kiến trúc trường, 3 mục,  $\alpha = 0,76$ ). Tất cả thang đo được Việt hóa theo quy trình dịch xuôi – dịch ngược, thử nghiệm nhận thức và thử nghiệm thí điểm.

#### Quy trình thu thập số liệu

Bộ câu hỏi điện tử trên Qualtrics. Biện pháp thủ tục giảm sai lệch phương pháp chung: ẩn danh tuyệt đối; tách thứ tự thang đo dự đoán và kết cục; đảo cực một số mục; ngôn từ rõ ràng; bao gồm thang đo đánh dấu.

#### Phân tích số liệu

Phần mềm SPSS 26.0 và AMOS 24.0, quy trình bốn bước:

**Bước 1:** Thống kê mô tả; kiểm tra dữ liệu thiếu (kiểm định Little về dữ liệu thiếu hoàn toàn ngẫu nhiên; thay thế bằng thuật toán kỳ vọng – tối đa hóa); kiểm tra đa biến chuẩn theo Mardia.

**Bước 2:** Mô hình đo lường – CFA bậc nhất theo Anderson và Gerbing (1988). Báo cáo: trọng số nhân tố, độ tin cậy tổng hợp, phương sai trích trung bình, chỉ số HTMT.

**Bước 3:** Kiểm soát CMB ba phương pháp: kiểm định Harman; nhân tố tiềm ẩn chung; thang đo đánh dấu.

**Bước 4:** Mô hình cấu trúc – kiểm định trung gian bootstrap 5.000 lần với khoảng tin cậy hiệu chỉnh chệch. Đánh giá độ lớn hiệu ứng theo Kenny (2018) và kappa bình phương theo Preacher và Kelley (2011).

### 2.2. Kết quả nghiên cứu

#### 2.2.1. Đặc điểm mẫu nghiên cứu

Bảng 1. Đặc điểm mẫu ( $n = 612$ )

Đặc điểm	n / %	TB $\pm$ ĐLC
Giới tính – Nữ	351 (57,4%)	—
Năm 5–6	285 (46,6%)	—
Tuổi (năm)	—	21,9 $\pm$ 1,5
Thời gian mạng xã hội (giờ/ngày)	—	4,82 $\pm$ 2,41
Thời gian ngủ/đêm (giờ)	—	5,87 $\pm$ 1,32

#### 2.2.2. Tỷ lệ các vấn đề sức khỏe tâm thần

Bảng 2. Tỷ lệ các vấn đề sức khỏe tâm thần

Mức độ	Bình thường	Nặng	Trung bình	Nặng
Kiệt sức	141 (23,0%)	178 (29,1%)	198 (32,4%)	95 (15,5%)
Trầm cảm	232 (37,9%)	174 (28,4%)	131 (21,4%)	75 (12,3%)
Lo âu	198 (32,4%)	174 (28,4%)	147 (24,0%)	93 (15,2%)

### 2.2.3. Tương quan đơn biến và kiểm tra giả định

Tương quan Pearson giữa các cấu trúc chính (sau hiệu chỉnh Holm): mạng xã hội có vấn đề – giấc ngủ kém  $r = 0,38$ ; mạng xã hội – kiệt sức  $r = 0,45$ ; giấc ngủ – kiệt sức  $r = 0,48$  (tất cả  $p < 0,001$ ). Hệ số Mardia kiểm tra đa biến chuẩn = 32,4 (gần ngưỡng); do đó áp dụng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại mạnh trong AMOS.

### 2.2.4. Mô hình đo lường

Mô hình CFA bậc nhất ban đầu cho độ phù hợp chấp nhận được nhưng dưới ngưỡng tối ưu (CFI = 0,941; RMSEA = 0,067). Kiểm tra các chỉ số hiệu chỉnh xác định hai vấn đề: (i) hai mục có trọng số nhân tố thấp (BSMAS\_3, PSQI\_5;  $\lambda = 0,42$  và  $0,46$ ) do đặc thù văn hóa không phù hợp – được loại có lập luận lý thuyết; (ii) hai cặp hiệp phương sai phần dư giữa các mục cùng cấu trúc PSQI do chia sẻ phương sai chuyên biệt – chấp nhận được theo Cole và cộng sự (2007). Sau hai điều chỉnh, mô hình đo lường cuối cùng đạt độ phù hợp tốt:  $\chi^2/df = 2,03$ ; CFI = 0,968; TLI = 0,959; RMSEA = 0,054 (KTC 90%: 0,046–0,062); SRMR = 0,041.

Tất cả trọng số nhân tố có ý nghĩa thống kê ( $t > 1,96$ ); độ tin cậy tổng hợp  $> 0,80$  và phương sai

trích trung bình  $> 0,50$  đạt yêu cầu. Giá trị phân biệt: chỉ số HTMT giữa kiệt sức và trầm cảm = 0,82 – nằm dưới ngưỡng 0,85 nhưng cao và đáng được thảo luận (Mục 4); chỉ số này ở các cặp khác đều  $< 0,75$ .

### 2.2.5. Kiểm soát sai lệch phương pháp chung

Ba phương pháp cho kết quả nhất quán: ảnh hưởng của sai lệch phương pháp chung lên các mối liên hệ chính ở mức chấp nhận được. Phương pháp kiểm định một nhân tố Harman: nhân tố đầu tiên giải thích 28,4% phương sai ( $< 50\%$  – không phải vấn đề lớn). Phương pháp nhân tố tiềm ẩn chung: chênh lệch trung bình hệ số chuẩn hóa khi có/không nhân tố tiềm ẩn chung = 0,082 ( $< 0,20$  – sai lệch không nghiêm trọng). Phương pháp thang đo đánh dấu (Lindell & Whitney, 2001): tương quan trung bình với thang đo đánh dấu = 0,06; tương quan đã điều chỉnh chỉ giảm 0,02–0,04 so với tương quan thô – các tương quan giữa mạng xã hội, giấc ngủ và kiệt sức chỉ giảm nhẹ và vẫn có ý nghĩa thống kê sau điều chỉnh. Phương pháp thang đo đánh dấu được xem là mạnh hơn kiểm định Harman (Podsakoff và cộng sự, 2003).

### 2.2.6. Mô hình cấu trúc và so sánh mô hình thay thế

**Bảng 3. Hệ số đường dẫn (Bootstrap 5.000 lần)**

Đường dẫn	$\beta$ chuẩn hóa	KTC 95%	p
a: Mạng xã hội → Giấc ngủ kém	0,387	0,308 – 0,471	$< 0,001$
b: Giấc ngủ kém → Kiệt sức	0,382	0,294 – 0,475	$< 0,001$
c': Mạng xã hội → Kiệt sức (trực tiếp)	0,304	0,213 – 0,395	$< 0,001$
Hiệu ứng gián tiếp (a × b)	0,148	0,096 – 0,206	$< 0,001$
Hiệu ứng tổng (c)	0,452	0,358 – 0,536	$< 0,001$

Kappa bình phương (Preacher & Kelley, 2011) = 0,142. Tỷ lệ phương sai được trung gian giải thích = 32,7%.

**Bảng 4. So sánh ba mô hình thay thế**

Mô hình	CFI / TLI	RMSEA	AIC	BIC
M1: MXH → Giấc ngủ → Kiệt sức	0,968 / 0,959	0,054	742,3	821,6
M2: Kiệt sức → Giấc ngủ → MXH	0,941 / 0,927	0,071	768,9	848,2
M3: MXH → {GN, TC, LA} → KS	0,955 / 0,944	0,061	754,7	847,3

M1 có AIC/BIC thấp hơn nhưng dữ liệu cắt ngang không phân biệt M1 và M2 về nhân quả. Chênh lệch AIC = 26,6 phản ánh phù hợp dữ liệu khác nhau, không phải bằng chứng chiều thời gian. Trong M3, đường dẫn qua trầm cảm cũng có ý nghĩa ( $\beta = 0,094$ ,  $p < 0,01$ ), khẳng định giấc ngủ không phải trung gian duy nhất. MXH = mạng xã hội; GN = giấc ngủ; TC = trầm cảm; LA = lo âu; KS = kiệt sức.

### 2.2.7. Diễn giải độ lớn hiệu ứng

Đây là phần thường bị bỏ qua trong các nghiên cứu trung gian. Diễn giải theo các ngưỡng tham chiếu đã công bố:

(i) Hiệu ứng gián tiếp chuẩn hóa  $\beta = 0,148$ :

Theo Kenny (2018), ngưỡng tham chiếu cho hiệu ứng gián tiếp chuẩn hóa là 0,01 (nhỏ), 0,09 (vừa), 0,25 (lớn). Giá trị 0,148 nằm giữa nhỏ và vừa, gần ngưỡng vừa hơn – đây là độ lớn khiêm tốn về mặt thực hành.

(ii) Tỷ lệ phương sai được trung gian giải thích 32,7% và  $kappa$  bình phương 0,142: Theo Preacher và Kelley (2011),  $kappa$  bình phương là tỷ lệ hiệu ứng gián tiếp so với mức tối đa có thể. Giá trị 0,142 phản ánh con đường trung gian có ý nghĩa nhưng không chiếm ưu thế: khoảng một phần ba quan hệ giữa mạng xã hội và kiệt sức được giải thích thông kê qua giấc ngủ; hai phần ba còn lại đi qua các đường khác (trực tiếp và/hoặc qua biến trung gian không đo).

(iii) Hàm ý thực hành: Một can thiệp chỉ tập trung cải thiện giấc ngủ – ngay cả khi loại bỏ hoàn toàn ảnh hưởng của mạng xã hội lên giấc ngủ – chỉ giảm được khoảng 32,7% tổng ảnh hưởng của mạng xã hội lên kiệt sức. Hai phần ba còn lại đòi hỏi can thiệp đa thành phần. Đây là điểm cần truyền tải thận trọng để tránh quá lạc quan về một con đường can thiệp đơn lẻ.

### 2.3. Bàn luận

#### 2.3.1. Tỷ lệ các vấn đề sức khỏe tâm thần

Tỷ lệ kiệt sức 47,9% trong nghiên cứu này tương đương khoảng giữa của tổng quan hệ thống Frajerman và cộng sự (2019) (28–45%) và xấp xỉ Đặng và cộng sự (2022) (45,8%). Sự nhất quán giữa các bối cảnh gợi ý hiện tượng kiệt sức ở sinh viên y khoa khá ổn định. Tỷ lệ trầm cảm 33,7% nằm trong khoảng dao động của các nghiên cứu Đông Á gần đây.

#### 2.3.2. Kết quả mô hình trung gian: diễn giải thận trọng

Hiệu ứng gián tiếp có ý nghĩa thống kê ( $\beta = 0,148$ ; KTC 95% [0,096; 0,206]) ủng hộ giả thuyết về vai trò trung gian thống kê của giấc ngủ. Phù hợp với khung lý thuyết Đòi hỏi – Nguồn lực Công việc (Demerouti và cộng sự, 2001), mạng xã hội có thể là một dạng đòi hỏi gián tiếp; phù hợp với lý thuyết Bảo tồn Nguồn lực (Hobfoll, 1989), giấc ngủ là nguồn lực phục hồi mà sự suy giảm có thể gắn liền với kiệt sức. Tuy nhiên, độ lớn hiệu ứng nhỏ–vừa và tỷ lệ phương sai được trung gian giải thích 32,7% cho thấy đây không phải là con đường thống trị, mà là một trong nhiều con đường có thể.

Có ba điểm hạn chế quan trọng trong diễn giải: (i) trên dữ liệu cắt ngang, đây là bằng chứng tương thích với mô hình giả thuyết, không phải bằng chứng nhân quả; (ii) M1 có AIC và BIC thấp hơn không có nghĩa M2 (đảo chiều) bị loại trừ – các chỉ số phù hợp không phân xử được giữa các sắp xếp nhân quả khác nhau; (iii) M3 cho thấy trầm cảm và lo âu cũng đóng vai trò trung gian.

#### 2.3.3. Sự chồng lấp giữa kiệt sức và trầm cảm

Tương quan kiệt sức – trầm cảm ( $r = 0,68$ ) và HTMT = 0,82 cao, phù hợp với tranh luận Bianchi và Schonfeld (2018). Có ít nhất ba khả năng: (a) hai cấu trúc riêng biệt nhưng chung yếu tố tiền đề; (b) kiệt sức là biểu hiện đặc thù bối cảnh của trầm cảm; (c) một bậc tiềm ẩn cao hơn gây ra cả hai. Nghiên cứu này không thể phân giải tranh luận; chúng tôi báo cáo cả hai và để người đọc tự đánh giá.

#### 2.3.4. Vấn đề nội sinh tính và biến nhiễu chưa đo

Một hạn chế nghiêm trọng cần thừa nhận: trong nghiên cứu này, sử dụng mạng xã hội có vấn đề không phải biến ngoại sinh thật sự. Các đặc điểm tính cách và yếu tố tâm lý nền chưa được đo có thể đồng thời gây ra cả việc sử dụng mạng xã hội có vấn đề và kiệt sức – tạo ra sai lệch do biến bị bỏ sót (omitted variable bias). Đặc biệt: tính lo âu (neuroticism) được biết liên quan đến cả nghiện hành vi và kiệt sức; cầu toàn (perfectionism) phổ biến ở sinh viên y khoa, có thể gây ra cả việc đổi phỏ qua mạng xã hội và kiệt sức; năng lực tự điều chỉnh yếu tố cốt lõi vừa quyết định việc dùng mạng xã hội có kiểm soát vừa quyết định khả năng đối phó với áp lực học tập. Nếu các yếu tố này thực sự là nguyên nhân chung, mối liên hệ mạng xã hội – giấc ngủ – kiệt sức quan sát được trong nghiên cứu này sẽ bị ước lượng quá mức. Nghiên cứu này không thể giải quyết vấn đề nội sinh tính bằng biến công cụ (không có biến công cụ phù hợp trong dữ liệu khảo sát); cách trung thực là thừa nhận hạn chế này và đề xuất các nghiên cứu tương lai bổ sung đo lường các yếu tố nền hoặc áp dụng thiết kế thực nghiệm.

#### 2.3.5. Hàm ý thực hành – có giới hạn

Trên cơ sở thận trọng, kết quả gợi ý các chương trình hỗ trợ sức khỏe tâm thần sinh viên có thể cân nhắc tích hợp giáo dục vệ sinh giấc ngủ và kỹ năng quản lý sử dụng mạng xã hội. Tuy nhiên, độ lớn hiệu ứng khiêm tốn ngụ ý rằng các thành phần này nên là một phần của can thiệp đa thành phần, không phải đơn trị liệu. Hiệu quả thực tế cần được đánh giá qua thử nghiệm lâm sàng ngẫu nhiên có đối chứng – thiết kế phù hợp để rút ra kết luận nhân quả.

#### 2.3.6. Hạn chế và hướng tương lai

Tóm tắt các hạn chế chính: (1) Thiết kế cắt ngang – không thiết lập chiều thời gian, mọi suy luận trung gian là thống kê. Hướng tương lai: thiết kế đa thời điểm (tối thiểu 2 đợt) hoặc 3 đợt với mô hình chéo trễ và hệ số chặn ngẫu nhiên để tách biệt biến thiên giữa các cá nhân và trong cá nhân.

(2) Các yếu tố nền chưa đo (tính lo âu, cầu toàn, tăng động – giảm chú ý, năng lực tự điều chỉnh) – nguy cơ sai lệch do biến bị bỏ sót quan trọng; các nghiên cứu tương lai nên bổ sung các thang đo Big Five hoặc NEO-FFI, thang đo cầu toàn đa chiều. (3) Tự báo cáo cùng thời điểm – bổ sung đo lường khách quan (đo hoạt động bằng thiết bị actigraphy cho giấc ngủ và ghi nhận thời gian sử dụng thiết bị số) sẽ tăng độ giá trị đáng kể. (4) Chọn mẫu phân tầng kết hợp tổng điều tra trong cụm – không phải xác suất ngẫu nhiên đầy đủ; khả năng khái quát hóa giới hạn. (5) Có thể áp dụng mô hình hai nhân tố để kiểm định cấu trúc đa chiều và mô hình trung gian có điều tiết với

giới tính, năm học, năng lực tự điều chỉnh trong nghiên cứu tương lai.

### III. KẾT LUẬN

Trên 612 sinh viên y khoa, kết quả ủng hộ giả thuyết về vai trò trung gian thống kê của giấc ngủ:  $\beta = 0,148$  (KTC 95%: 0,096–0,206), tỷ lệ phương sai 32,7%,  $kappa^2 = 0,142$  – độ lớn nhỏ-vừa. Mô hình đo lường đạt giá trị hội tụ và phân biệt; sai lệch phương pháp chung được kiểm soát ba phương pháp. Diễn giải nên giới hạn ở đường dẫn giả thuyết, không phải cơ chế nhân quả; các yếu tố nền chưa đo và nội sinh tính là hạn chế quan trọng cần giải quyết bằng thiết kế đa thời điểm, đo lường khách quan và bổ sung biến tính cách.

### TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411–423.
- Bianchi, R., & Schonfeld, I. S. (2018). Burnout-depression overlap. *Scandinavian Journal of Psychology*, 59(5), 532–539.
- Cole, D. A., Ciesla, J. A., & Steiger, J. H. (2007). Correlated residuals in latent-variable covariance structure analysis. *Psychological Methods*, 12(4), 381–398.
- Đặng, T. M., Nguyễn, V. H., & Lê, T. L. (2022). Tỷ lệ kiệt sức ở sinh viên y khoa. *Tạp chí Y học Cộng đồng*, 63(2), 78–85.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., et al. (2001). The job demands-resources model. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 499–512.
- Frajerman, A., Morvan, Y., et al. (2019). Burnout in medical students. *European Psychiatry*, 55, 36–42.
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis* (2nd ed.). Guilford Press.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). Discriminant validity in SEM. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135.
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources. *American Psychologist*, 44(3), 513–524.
- Kenny, D. A. (2018). *Mediation*. <http://davidakenny.net/cm/mediate.htm>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Lindell, M. K., & Whitney, D. J. (2001). Common method variance. *Journal of Applied Psychology*, 86(1), 114–121.
- Maxwell, S. E., & Cole, D. A. (2007). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation. *Psychological Methods*, 12(1), 23–44.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., et al. (2003). Common method biases. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879–903.
- Preacher, K. J., & Kelley, K. (2011). Effect size measures for mediation models. *Psychological Methods*, 16(2), 93–115.
- Rotenstein, L. S., Ramos, M. A., et al. (2016). Depression among medical students. *JAMA*, 316(21), 2214–2236.