THẨM ĐỊNH THANG ĐO ĐỘNG LỰC HỌC TẬP (AMS) CHO SINH VIÊN GIÁO DỤC MẦM NON TẠI TRƯỜNG ĐẠI HỌC SƯ PHẠM THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

Tạ Ngọc Việt*, Triệu Tất Đạt**
***Trường Mầm non Trúc Việt, TP. Hồ Chí Minh**
****Khoa Giáo dục mầm non, Trường ĐHSP TP. Hồ Chí Minh**
Email: dattt@hcmue.edu.vn

Tóm tắt: *Nghiên cứu thẩm định thang đo Động lực Học tập trên 379 sinh viên Giáo dục Mầm non Trường ĐHSP TP. Hồ Chí Minh. EFA cho thấy dữ liệu có xu hướng gom về cấu trúc 4 nhân tố, ba thang động lực nội tại khó tách biệt. Tuy nhiên, so sánh CFA trên toàn mẫu và mẫu xác nhận độc lập (N = 182) cho thấy mô hình 7 nhân tố hiệu chỉnh vẫn phù hợp hơn mô hình 4 nhân tố ở mọi chỉ số (CFI = 0.945 toàn mẫu; 0.908 mẫu xác nhận), dù chưa đạt ngưỡng lý tưởng (≥ 0.95). Mô hình 7 nhân tố, 28 mục được giữ để đảm bảo so sánh quốc tế, đạt độ tin cậy (α = 0.84–0.95) và giá trị hội tụ (AVE = 0.57–0.83). Kết quả là bằng chứng ban đầu về tính khả dụng của Lý thuyết Tự quyết tại Việt Nam, dù giá trị phân biệt giữa các nhân tố cận kề còn hạn chế.*

Từ khóa: *thang đo AMS, động lực học tập, sinh viên giáo dục mầm non, phân tích nhân tố khẳng định, lý thuyết tự quyết, thẩm định thang đo, Việt Nam*

VALIDATION OF THE ACADEMIC MOTIVATION SCALE AMONG EARLY CHILDHOOD EDUCATION STUDENTS AT HO CHI MINH CITY UNIVERSITY OF EDUCATION

Abstract: *This study validates the Academic Motivation Scale among 379 Early Childhood Education students at Ho Chi Minh City University of Education. Exploratory factor analysis indicated that the data tended to converge toward a 4-factor structure rather than the original 7-factor structure, with the three intrinsic motivation subscales proving particularly difficult to distinguish. However, comparisons of competing models via confirmatory factor analysis — including on an independent validation sample (N = 182) — showed that the modified 7-factor model still fit better than the 4-factor model on every index (CFI = 0.945 for the full sample; 0.908 for the validation sample), although it did not reach the ideal threshold (≥ 0.95). The 7-factor, 28-item model was retained to ensure international comparability, demonstrating good reliability (α = 0.84–0.95) and convergent validity (AVE = 0.57–0.83). The findings provide preliminary evidence for the applicability of Self-Determination Theory in Vietnam, although discriminant validity between some adjacent factors remains limited.*

Keywords: *Academic Motivation Scale, learning motivation, early childhood education students, confirmatory factor analysis, self-determination theory, scale validation, Vietnam*

Nhận bài: 22/07/2026 *Phản biện: 22/08/2026* *Duyệt đăng: 26/08/2026*

I. ĐẶT VẤN ĐỀ

Động lực học tập là yếu tố then chốt quyết định chất lượng đào tạo và kết quả học tập của sinh viên Giáo dục Mầm non, ảnh hưởng trực tiếp đến chăm sóc và giáo dục trẻ. Theo Lý thuyết Tự quyết, động lực tồn tại trên một liên tục về mức độ tự chủ, từ phi động lực (amotivation) qua các dạng động lực ngoại tại đến động lực nội tại (intrinsic motivation) (Ryan & Deci, 2000).

Dựa trên SDT, thang đo Academic Motivation Scale do Vallerand và cộng sự phát triển (Vallerand et al., 1992, 1993) là một trong những công cụ đo động lực học tập được sử dụng rộng rãi nhất. AMS đã được thẩm định tại nhiều bối cảnh văn hóa và cho thấy khả năng dự báo hành vi bỏ học liên quan đến phi động lực (Utvær & Haugan, 2016); tuy nhiên, chưa có nghiên cứu nào thẩm định thang đo này trên sinh viên GDMN tại Việt Nam.

Khoảng trống này cần lấp đầy vì ba lý do. Thứ nhất, các đặc tính tâm lý cần được thẩm định lại cẩn trọng khi áp dụng vào bối cảnh văn hóa – giáo dục mới, bởi AMS chưa từng được kiểm định tính bất biến ngay cả tại châu Âu (Alivernini & Lucidi, 2008). Thứ hai, sinh viên nghề thường khó duy trì động lực do thiếu nhận diện và hứng thú ngành nghề (Utvær & Haugan, 2016). Thứ ba, động lực tự quyết dự báo mạnh mẽ ý định tiếp tục học tập (Alivernini & Lucidi, 2011).

Nghiên cứu này thẩm định AMS trên sinh viên GDMN với hai mục tiêu: (1) kiểm định độ phù hợp của mô hình CFA 7 nhân tố; (2) đánh giá độ tin cậy và giá trị hội tụ theo chuẩn quốc tế; từ đó lấp đầy khoảng trống công cụ và cung cấp bằng chứng về tính khả dụng văn hóa của SDT.

II. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ MÔ HÌNH NGHIÊN CỨU

2.1. Lý thuyết Tự quyết và Động lực Học tập

Chất lượng động lực có ý nghĩa đặc biệt với sinh viên GDMN vì ba lý do. Thứ nhất, động lực chất lượng cao – động lực nội tại và các dạng động lực ngoại tại đã được nội hóa (nhận diện, hội nhập) giúp duy trì kiên trì và đạt kết quả học tập tích cực (Vallerand et al., 1992). Thứ hai, động lực nội tại liên hệ tích cực với mục tiêu làm chủ (mastery goals) và động lực tiếp cận, trong khi phi động lực liên quan chặt chẽ đến xu hướng tránh né học tập (Fairchild et al., 2005). Thứ ba, động lực được xác định (identified regulation) dự báo mạnh mẽ việc hoàn thành chương trình học ở sinh viên đào tạo nghề, trong khi phi động lực làm gia tăng nguy cơ bỏ học (Utvær & Haugan, 2016).

2.2. Thang đo Động lực Học tập (AMS)

AMS do Vallerand và cộng sự phát triển (Vallerand et al., 1992, 1993) gồm 28 mục chia thành 7 thang đo con đo lường các khía cạnh động lực dọc theo liên tục tự chủ. Đối với sinh viên GDMN, AMS giúp: (1) nhận diện chất lượng động lực, phân biệt sinh viên học vì đam mê hay áp lực bên ngoài; (2) hỗ trợ can thiệp kịp thời.

2.3. Mô hình Nghiên cứu và Giả thuyết

Dựa trên SDT, nghiên cứu đề xuất mô hình 7 nhân tố với 28 mục hỏi, mỗi nhân tố đo bằng 4 mục; các nhân tố được phép tương quan với nhau. Giả thuyết nghiên cứu: H1 – Mô hình CFA 7 nhân tố của AMS đạt độ phù hợp tốt với dữ liệu sinh viên GDMN Việt Nam; H2 – Thang đo AMS đạt độ tin cậy và giá trị hội tụ theo chuẩn mực quốc tế.

III. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Thiết kế và mẫu nghiên cứu

Khảo sát được thực hiện trực tuyến từ tháng 4 đến tháng 5 năm 2026 trên mẫu thuận tiện 557 sinh viên GDMN; nghiên cứu độc lập không thuộc phạm vi phê duyệt của hội đồng đạo đức, nhưng vẫn tuân thủ nguyên tắc đạo đức nghiên cứu với con người: sinh viên được giải thích mục đích, quyền tự nguyện và rút lui bất kỳ lúc nào; hoàn thành phiếu hỏi được xem là đồng thuận; dữ liệu ẩn danh, mã hóa và bảo mật.

Quy trình sàng lọc nghiêm ngặt theo khuyến nghị của Hair và cộng sự: 165 trường hợp straight-lining (chọn cùng một mức phản hồi cho cả 28 mục AMS) bị loại, mẫu còn 392 quan sát; tiếp đó 13 trường hợp vi phạm giả định phân phối chuẩn đơn biến ($|Z| > 3.29$) bị loại, mẫu cuối cùng gồm 379 quan sát (tổng số loại 178/557 ≈ 32%). Kiểm tra outlier đa biến bằng khoảng cách Mahalanobis ($df = 28$, $\alpha = 0.001$, ngưỡng $\chi^2 \approx 56.89$) ghi nhận 28 trường hợp vượt ngưỡng; các trường hợp này được giữ lại để duy trì tính đại diện và tránh mất mát dữ liệu quá mức (28/379 ≈ 7.4%). Thay vào đó, nghiên cứu áp dụng ước lượng Maximum Likelihood kết hợp Bootstrap 5.000 mẫu để hiệu chỉnh sai số chuẩn và khoảng tin cậy khi dữ liệu không đạt phân phối chuẩn đa biến (Falk, 2017; Nevitt & Hancock, 2001); giữ nguyên các trường hợp này cũng làm các chỉ số độ phù hợp nghiêng về hướng thận trọng hơn.

So sánh mẫu phân tích (N = 379) và nhóm phiếu bị loại (N = 178) cho thấy phân bố theo năm học tương đương (năm 1: 40.6% so với 37.6%; năm 2: 25.6% so với 26.4%; năm 3: 30.3% so với 30.9%; năm 4: 3.4% so với 5.1%), $\chi^2(3) = 1.127$, $p = 0.770$; riêng loại hình đào tạo, nhóm bị loại có tỷ trọng Chính quy cao hơn (44.4% so với 33.0%) và Vừa làm vừa học thấp hơn (5.1% so với 10.0%), $\chi^2(3) = 9.011$, $p = 0.029$ — khác biệt này được ghi nhận như một hạn chế khi diễn giải kết quả (xem Mục 5).

3.2. Công cụ đo lường (AMS 28 mục)

AMS gồm 28 mục đo 7 thang con dọc theo liên tục tự chủ: ba thang động lực nội tại (để biết, để hoàn thành, để trải nghiệm kích thích), ba thang động lực ngoại tại (điều tiết đã xác định, nhập tâm, ngoại lai); và thang phi động lực (Vallerand et al., 1992). Phiên bản tiếng Việt được xây dựng qua dịch xuôi từ bản gốc tiếng Anh kết hợp rà soát ngôn ngữ, chưa qua dịch ngược hay hội đồng chuyên gia độc lập (xem Mục 5).

Thang đo được sử dụng ở định dạng Likert 5 điểm (1 = Hoàn toàn không đúng đến 5 = Hoàn toàn đúng) thay vì thang 7 điểm gốc nhằm giảm tải nhận thức cho người trả lời. Quyết định này dựa trên thực nghiệm của Dawes so sánh thang 5, 7 và 10 điểm trên cùng một mẫu, cho thấy điểm trung bình của thang 5 và 7 điểm tương đương sau khi quy đổi — việc giảm số mức không làm thay đổi đáng kể đặc tính phân bố dữ liệu. Tuy nhiên, nghiên cứu chưa so sánh trực tiếp hai phiên bản trên cùng mẫu nên chưa loại trừ hoàn toàn ảnh hưởng của việc đổi số mức đến cấu trúc nhân tố (xem thêm Mục 5).

3.3. Phân tích dữ liệu

Dữ liệu được xử lý bằng IBM SPSS 26.0 và AMOS 24.0 theo quy trình bốn bước: (1) thống kê mô tả và kiểm tra phân phối chuẩn; (2) đánh giá độ tin cậy qua Cronbach's Alpha và độ tin cậy tổng hợp; (3) EFA với Principal Axis Factoring và phép quay Promax; (4) CFA bằng Maximum Likelihood kết hợp Bootstrap 5.000 mẫu. Giá trị hội tụ được đánh giá qua AVE > 0.5 và CR > 0.7 theo Fornell và Larcker. Độ phù hợp mô hình được đánh giá theo ngưỡng lý tưởng CFI, TLI ≥ 0.95 và RMSEA ≤ 0.08; tuy nhiên, vì các ngưỡng này được xây dựng từ mô phỏng Monte Carlo với mô hình CFA đơn giản (3 nhân tố), Marsh, Hau và Wen cảnh báo không nên phổ quát hóa sang mô hình phức tạp — nhiều nhân tố tương quan cao, nhiều mục hỏi, cỡ mẫu vừa phải — vì có thể bác bỏ nhầm mô hình vốn phù hợp với dữ liệu. Do cấu trúc 7 nhân tố tương quan với 28 mục, nghiên cứu dùng ngưỡng bổ sung CFI, TLI ≥ 0.90 kết hợp RMSEA ≤ 0.08 bên cạnh ngưỡng lý tưởng. Đa cộng tuyến được kiểm tra qua VIF trước khi sử dụng các thang đo trong nghiên cứu dự báo.

IV. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.1. Xử lý dữ liệu và kiểm tra giả định

Trên mẫu chính thức N = 379, cả 28 biến quan sát đều đáp ứng ngưỡng chấp nhận theo Kline: |Skewness| < 3.0 (từ -0.88 đến 0.634) và |Kurtosis| < 10.0 (từ -1.446 đến 0.740). Dù kiểm định Shapiro-Wilk và Kolmogorov-Smirnov cho p < .001 ở hầu hết các biến do cỡ mẫu lớn làm tăng độ nhạy kiểm định. Do đó, dữ liệu phù hợp để thực hiện CFA với Bootstrap hiệu chỉnh.

Bảng 1. Đặc điểm mẫu nghiên cứu (N = 379)

Đặc điểm	Phân nhóm	n	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nữ	379	100.0
	Nam	0	0.0
Năm học	Năm 1	154	40.6
	Năm 2	97	25.6
	Năm 3	115	30.3
	Năm 4	13	3.4
Loại hình đào tạo	Chính quy (tuyển từ THPT)	125	33.0
	Vừa làm vừa học	38	10.0
	Liên thông từ Trung cấp lên Đại học	49	12.9
	Liên thông từ Cao đẳng lên Đại học	167	44.1

Mẫu gồm 100% sinh viên nữ, phản ánh đặc thù ngành GDMN, khiến không thể kiểm định bất biến đo lường theo giới tính (xem Mục 5). Sinh viên liên thông (Trung cấp + Cao đẳng) chiếm 57.0%, sinh viên Chính quy tuyển từ THPT chiếm 33.0%.

Bảng 2. Thống kê mô tả và đánh giá phân phối chuẩn của các biến AMS (N = 379)

Thống kê	Động lực nội tại (IMK-IMS)	Động lực ngoại tại (EMID-EMER)	Phi động lực (AM)
Số mục hỏi	12	12	4
Mean (SD)	4.08 (0.89)	4.11 (0.91)	2.45 (1.53)
Skewness	-0.73 đến -0.53	-0.88 đến -0.69	0.33 đến 0.63
Kurtosis	-0.49 đến 0.74	-0.44 đến 0.66	-1.45 đến -1.19

4.2. Phân tích nhân tố khám phá (EFA)

Chỉ số KMO = 0.954 và kiểm định Bartlett χ^2 = 9066.997 (df = 378; p < .001) xác nhận dữ liệu phù hợp để phân tích nhân tố; kết quả trích xuất 4 nhân tố có giá trị riêng lớn hơn 1, giải thích 66.61% tổng phương sai. Cụ thể: (i) Nhân tố 1 gồm toàn bộ 12 biến của ba thang động lực nội tại (AMS_1–AMS_12) với tải từ 0.534 (AMS_7) đến 0.917 (AMS_4); các mục tải cao nhất là AMS_4 (0.917), AMS_2 (0.904), AMS_3 (0.817) — ba thang IM khó phân tách trong mẫu GDMN tại HCMUE. (ii) Nhân tố 2 gồm bốn biến EMID — AMS_13 (0.789), AMS_14 (0.831), AMS_15 (0.789), AMS_16 (0.763) — cùng tải

chéo của AMS_23 (0.672) và AMS_24 (0.577) thuộc EMER. (iii) Nhân tố 3 gồm ba biến EMIN — AMS_19 (0.797), AMS_20 (0.797), AMS_17 (0.657) — cùng tải chéo của AMS_22 (0.612) và AMS_21 (0.604). Đáng chú ý, AMS_18 (thuộc EMID ở bản gốc) có tải chéo .311 và .472 trên Yếu tố 2 và 3, gần với nhóm điều tiết nhập tâm–ngoại lai trong mẫu GDMN, phù hợp với cách mô hình 4 nhân tố xếp AMS_18 vào EMSIN (xem Mục 4.3.1). (iv) Nhân tố 4 gồm bốn biến AMS_25–AMS_28 (thang AM) tách biệt hoàn toàn với tải rất cao từ 0.883 đến 0.928 — nhân tố có cấu trúc rõ nét nhất.

Như vậy, ba thang nội tại hợp nhất thành một nhân tố, các thang điều tiết tách thành hai nhân tố có tải chéo đáng kể, còn thang phi động lực tách bạch hoàn toàn — là cơ sở đề xuất mô hình cạnh tranh 4 nhân tố song song với mô hình lý thuyết 7 nhân tố khi CFA (Mục 4.3).

4.3. Phân tích nhân tố khẳng định (CFA)

Để kiểm định H1, CFA được thực hiện trên N = 379 với ước lượng Maximum Likelihood kết hợp Bootstrap (5.000 mẫu). Ba mô hình được so sánh: (1) mô hình 7 nhân tố gốc (28 mục); (2) mô hình 7 nhân tố hiệu chỉnh (tương quan sai số e1–e2, e19–e20); (3) mô hình 4 nhân tố 28 mục theo gợi ý EFA toàn mẫu, trong đó AMS_18 xếp vào nhân tố hợp nhất điều tiết nhập tâm–ngoại lai.

Bảng 3. So sánh độ phù hợp của các mô hình CFA thang đo AMS (N = 379)

Mô hình	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	Kết luận
7 nhân tố gốc (28 mục hỏi)	901.955	329	2.742	0.936	0.926	0.068	Chấp nhận
7 nhân tố hiệu chỉnh	822.372	327	2.515	0.945	0.936	0.063	Lựa chọn
4 nhân tố (28 mục hỏi, theo EFA toàn mẫu, giữ AMS_18)	1187.266	344	3.451	0.906	0.896	0.081	Loại

Mô hình 4 nhân tố kém hơn mô hình 7 nhân tố ở mọi chỉ số nên bị loại: gộp 7 thang đo thành 4 nhân tố không cải thiện độ phù hợp ngay cả khi giữ đủ 28 mục.

Mô hình 7 nhân tố hiệu chỉnh đạt độ phù hợp tốt nhất (χ^2/df = 2.515; CFI = 0.945; TLI = 0.936; RMSEA = 0.063). Việc cho phép tương quan sai số e1–e2 và e19–e20 dựa trên cơ sở nội dung, không chỉ chỉ số điều chỉnh: AMS_1 và AMS_2 cùng mô tả cảm xúc tích cực khi tiếp xúc tri thức mới; AMS_19 và AMS_20 cùng phản ánh động cơ từ cảm xúc tội lỗi — đặc điểm chung của điều tiết nhập tâm trong SDT. Tất cả 28 mục đều có hệ số tải chuẩn hóa > 0.50, p < .001. Như vậy, H1 được ủng hộ ở mức phù hợp chấp nhận được: mô hình đạt ngưỡng bổ sung CFI, TLI ≥ 0.90 – RMSEA ≤ 0.08 nhưng chưa đạt ngưỡng lý tưởng ≥ 0.95, phù hợp với đặc trưng acceptable fit của AMS trong các nghiên cứu trước (Utvær & Haugan, 2016; Vallerand et al., 1992).

Kiểm định tính vững trên mẫu xác nhận độc lập (split-sample validation)

Vì EFA (4.2) và CFA được thực hiện trên cùng một mẫu N = 379, kết quả có nguy cơ phản ánh sự tối ưu hóa theo đặc thù của chính mẫu hơn là bằng chứng xác nhận độc lập. Mẫu 379 được chia ngẫu nhiên (seed cố định) thành Nhóm 1 (N = 197) dùng cho EFA khám phá lại cấu trúc và Nhóm 2 (N = 182) dùng cho CFA xác nhận.

EFA trên Nhóm 1 tái lập cấu trúc 4 nhân tố tương tự toàn mẫu (KMO = 0.943; 67.79% phương sai giải thích); nhân tố AM và cụm IMK-IMA-IMS gộp thể hiện tính ổn định cao, trong khi AMS_7, AMS_11, AMS_12, AMS_23 có tải chéo không rõ ràng. Hai mô hình cạnh tranh — 7 nhân tố hiệu chỉnh và 4 nhân tố theo EFA của Nhóm 1 — được so sánh trên mẫu xác nhận (N = 182):

Mô hình 7 nhân tố hiệu chỉnh vẫn tốt hơn trên mẫu xác nhận (CFI = 0.908; TLI = 0.893; RMSEA = 0.082), dù giảm so với toàn mẫu (CFI = 0.945) — phản ánh sự thận trọng khi diễn giải kết quả gốc. Bốn mục AMS_7, AMS_11, AMS_12, AMS_23 có tải chéo không ổn định ở cả hai mẫu, cần xem lại nội dung trong nghiên cứu tới. Việc mô hình 7 nhân tố vẫn vượt trội trên mẫu xác nhận củng cố quyết định giữ mô hình; tuy nhiên, không mô hình nào đạt ngưỡng lý tưởng (CFI, TLI ≥ 0.95), cho thấy cấu trúc AMS trong bối cảnh GDMN còn dư địa cải thiện.

4.4. Độ tin cậy và Giá trị hội tụ

Tất cả 7 thang đo con đều đạt ngưỡng: CR = 0.84 - 0.95 (> 0.70); AVE = 0.57 - 0.83 (> 0.50); Cronbach's Alpha = 0.84 - 0.95 (> 0.70).

4.5. Giá trị phân biệt và Đa cộng tuyến

Giá trị phân biệt: Theo tiêu chuẩn Fornell-Larcker, √AVE của AM = 0.911, lớn hơn mọi hệ số tương quan với các nhân tố khác (từ -0.078 đến 0.162). Tuy nhiên, một số cặp nhân tố có tương

quan vượt √AVE: IMK–IMA (r = 0.973), IMA–IMS (r = 0.930), EMIN–EMER (r = 0.851).

Đa cộng tuyến: Tất cả chỉ số VIF đều nhỏ hơn 5.0 (từ 1.153 đến 3.939) và Tolerance đều lớn hơn 0.20 (từ 0.254 đến 0.867).

V. BÀN LUẬN

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tính khả dụng của SDT khi thẩm định AMS trên 379 sinh viên GDMN Trường ĐHSP TP. Hồ Chí Minh. EFA ghi nhận 4 nhân tố giải thích 66.61% phương sai, với ba thang động lực nội tại gộp thành một cụm và các thang ngoại tại tách thành hai cụm có tải chéo — tương đồng với bối cảnh Ý khi mô hình gộp ba thang nội tại phù hợp hơn mô hình 7 nhân tố gốc (Alivernini & Lucidi, 2008). Nghiên cứu vẫn giữ mô hình 7 nhân tố vì mô hình hiệu chỉnh tốt hơn mô hình 4 nhân tố trên cả toàn mẫu và mẫu xác nhận độc lập, đồng thời đảm bảo khả năng so sánh quốc tế với nghiên cứu gốc (Vallerand et al., 1992).

Các chỉ số CFI = 0.945, TLI = 0.936, RMSEA = 0.063 đạt ngưỡng chấp nhận được, phù hợp với đặc trưng "acceptable fit" thường thấy của AMS (Utvær & Haugan, 2016; Vallerand et al., 1992). So với mẫu sinh viên Hoa Kỳ (Robust CFI = 0.967) (Fairchild et al., 2005), độ phù hợp thấp hơn, có thể do khác biệt văn hóa – giáo dục, đặc thù mẫu GDMN và thang 5 điểm thay cho 7 điểm.

Về độ tin cậy, cả 7 thang con đều đạt $\alpha > 0.84$ (thang AM đạt 0.95 so với 0.83–0.86 ở nghiên cứu gốc (Vallerand et al., 1992)); CR (0.84–0.95) và AVE (0.57–0.83) đều đạt chuẩn quốc tế, ủng hộ H2. Khả năng dự báo nguy cơ bỏ học của thang AM ở sinh viên đào tạo nghề đã được ghi nhận (Utvær & Haugan, 2016).

Tương quan cao giữa các nhân tố cận kề (IMK–IMA: r = 0.973) phù hợp với liên tục tự chủ của SDT (Ryan & Deci, 2000), nhưng có thể một phần do đặc điểm bản dịch: AMS_2 và AMS_5 cùng mở đầu bằng cụm từ diễn tả cảm xúc tích cực, thu hẹp ranh giới ngữ nghĩa giữa "động lực để biết" và "động lực để hoàn thành". Hiện tượng này nhất quán trên cả hai mẫu EFA (N = 379 và N = 197) nên phản ánh đặc điểm cấu trúc ổn định của dữ liệu; giả thuyết bản dịch cần được kiểm chứng bằng dịch ngược và phỏng vấn nhận thức trong tương lai.

Hạn chế gồm: thiết kế cắt ngang với mẫu thuận tiện một trường (chưa khái quát cho toàn bộ sinh viên GDMN Việt Nam); mẫu 100% nữ nên không kiểm định được bất biến giới tính; bất biến theo năm học và loại hình chưa được kiểm định; bản tiếng Việt chỉ qua dịch xuôi, chưa qua dịch ngược hay hội đồng chuyên gia độc lập — góp phần lý giải cấu trúc chưa hoàn toàn tương thích với thang gốc. Nhóm phiếu bị loại cũng khác biệt về cơ cấu loại hình đào tạo ($\chi^2(3) = 9.011$, $p = 0.029$).

VI. KẾT LUẬN

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng về độ tin cậy và giá trị hội tụ của AMS 7 nhân tố, 28 mục trên 379 sinh viên GDMN Trường ĐHSP TP. Hồ Chí Minh. Dù EFA gợi ý cấu trúc 4 nhân tố, so sánh trên mẫu xác nhận độc lập khẳng định mô hình 7 nhân tố hiệu chỉnh vẫn phù hợp nhất, tuy chỉ đạt mức chấp nhận được. Giá trị phân biệt giữa các nhân tố nội tại cận kề còn hạn chế, có thể do đặc điểm bản dịch. Kết quả lấp đầy khoảng trống công cụ đo lường cho sinh viên GDMN Việt Nam. Nghiên cứu tới nên mở rộng mẫu đa trường, bổ sung dịch ngược và kiểm định bất biến đo lường.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Alivernini, F., & Lucidi, F. (2008). The Academic Motivation Scale (AMS): Factorial structure, invariance and validity in the Italian context. Testing and Psychometrics, 15(4), 211-220.

Alivernini, F., & Lucidi, F. (2011). Relationship between social context, self-efficacy, motivation, academic achievement, and intention to drop out of high school: A longitudinal study. The Journal of Educational Research, 104(4), 241-252. 10.1080/00220671003728062

Dawes, J. (2008). Do data characteristics change according to the number of scale points used? An experiment using 5-point, 7-point and 10-point scales. International Journal of Market Research, 50(1), 61–104. 10.1177/147078530805000106

Fairchild, A. J., Horst, S. J., Finney, S. J., & Barron, K. E. (2005). Evaluating existing and new validity evidence for the Academic Motivation Scale. Contemporary Educational Psychology, 30(3), 331-358. 10.1016/j.cedpsych.2004.11.001

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. Journal of Marketing Research, 18(1), 39-50. 10.1177/002224378101800104

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). Multivariate data analysis (8th ed.). Cengage Learning.

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria

versus new alternatives. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6(1), 1-55. 10.1080/10705519909540118

Kline, R. B. (2015). Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.). Guilford Press.

Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 11(3), 320–341. 10.1207/s15328007sem1103_2

Falk, C. F. (2017). Are robust standard errors the best approach for interval estimation with nonnormal data in structural equation modeling? Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 10.1080/10705511.2017.1367254

Nevitt, J., & Hancock, G. R. (2001). Performance of bootstrapping approaches to model test statistics and parameter standard error estimation in structural equation modeling. Structural Equation Modeling, 8(3), 353–377. 10.1207/S15328007SEM0803_2

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. 10.1037/0003-066X.55.1.68

Utvær, B. K. S., & Haugan, G. (2016). The Academic Motivation Scale: Dimensionality, reliability, and construct validity among vocational students. Nordic Journal of Vocational Education and Training, 6(2), 17-45. 10.3384/njvet.2242-458X.166217

Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Briere, N. M., Senecal, C., & Vallieres, E. F. (1992). The Academic Motivation Scale: A measure of intrinsic, extrinsic, and amotivation in education. Educational and Psychological Measurement, 52(4), 1003-1017. 10.1177/0013164492052004025

Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Briere, N. M., Senecal, C., & Vallieres, E. F. (1993). On the assessment of intrinsic, extrinsic, and amotivation in education: Evidence on the concurrent and construct validity of the Academic Motivation Scale. Educational and Psychological Measurement, 53(1), 159-172. 10.1177/0013164493053001018