THẨM ĐỊNH THANG ĐO NĂNG LỰC SỐ VÀ CHẤP NHẬN CÔNG NGHỆ CHO SINH VIÊN GIÁO DỤC MẦM NON: TIẾP CẬN TỪ KHUNG TPACK

Triệu Tất Đạt, Đinh Huy Bảo, Nguyễn Thị Như Trang, Nay H' Niêm, Ksor H' Jú
Khoa Giáo dục Mầm non, Trường Đại học Sư phạm TP. Hồ Chí Minh

Tóm tắt: *Nghiên cứu thẩm định thành phần năng lực số tích hợp công nghệ (dựa trên khung TPACK) và Chấp nhận công nghệ (TAM) cho sinh viên Giáo dục Mầm non tại Việt Nam. Dữ liệu từ 352 sinh viên được phân tích bằng SPSS 26.0 và AMOS 24.0 qua quy trình EFA, CFA, đánh giá độ tin cậy, giá trị hội tụ và phân biệt (Fornell-Larcker, HTMT). Nghiên cứu kiểm soát nghiêm ngặt thiên lệch phương pháp chung (CMB) qua Harman, HTMT và CLF. Kết quả cho thấy thang đo chính thức gồm 17 biến thuộc 6 nhân tố (TK, PK, TPK, PU, PEOU, BI) đạt độ phù hợp tốt với dữ liệu thực nghiệm. Dù Harman's vượt 50%, HTMT và CLF khẳng định CMB không ảnh hưởng nghiêm trọng đến cấu trúc mô hình. Nghiên cứu cung cấp công cụ đo lường vững chắc, làm nền tảng cho các nghiên cứu dự báo hành vi tích hợp công nghệ trong giáo dục mầm non tiếp theo.*

Từ khóa: *Năng lực số, Chấp nhận công nghệ, TPACK, TAM, Sinh viên Giáo dục Mầm non, Phân tích nhân tố khẳng định (CFA), Thiên lệch phương pháp chung (CMB).*

VALIDATION OF DIGITAL COMPETENCE AND TECHNOLOGY ACCEPTANCE SCALES FOR EARLY CHILDHOOD EDUCATION STUDENTS: A TPACK FRAMEWORK APPROACH

Abstract: *This study validates the scale for technology-integrated digital competence (based on the TPACK framework) and Technology Acceptance (TAM) among Early Childhood Education (ECE) students in Vietnam. Data from 352 students were analyzed using SPSS 26.0 and AMOS 24.0 through a process including Exploratory Factor Analysis (EFA), Confirmatory Factor Analysis (CFA), and assessments of reliability, convergent validity, and discriminant validity (Fornell-Larcker, HTMT). The study rigorously controlled for Common Method Bias (CMB) using Harman's Single Factor test, HTMT, and Common Latent Factor (CLF) techniques. Results indicated that the final scale comprising 17 items across 6 factors (TK, PK, TPK, PU, PEOU, BI) achieved a good fit with the empirical data. Although Harman's test exceeded the 50% threshold, HTMT and CLF results confirmed that CMB did not seriously affect the model structure. This study provides a robust measurement tool, laying the foundation for future behavioral prediction studies on technology integration in Early Childhood Education (ECE).*

Keywords: *Digital Competence, Technology Acceptance, TPACK, TAM, Early Childhood Education (ECE) Students, Confirmatory Factor Analysis (CFA), Common Method Bias (CMB).*

Nhận bài: 21/05/2026 *Phản biện: 21/06/2026* *Duyệt đăng: 24/06/2026*

I. MỞ ĐẦU

Trong bối cảnh Cách mạng Công nghiệp 4.0, ứng dụng công nghệ số trong giáo dục mầm non (GDMN) là xu hướng tất yếu nhằm nâng cao chất lượng chăm sóc, giáo dục trẻ. Tuy nhiên, tích hợp công nghệ không chỉ phụ thuộc cơ sở vật chất mà còn vào năng lực số và ý định chấp nhận của giáo viên. Nghiên cứu quốc tế gần đây chỉ ra năng lực số sư phạm (NLSSP) và yếu tố niềm tin đóng vai trò then chốt dự báo mức độ sử dụng công nghệ. Cụ thể, tự hiệu quả (self-efficacy) dự báo trực tiếp ý định sử dụng, trong khi NLSSP tác động qua nhận thức về tính hữu ích (Nagy & Dringó-Horváth, 2024; Schubatzky và cộng sự, 2025). Schubatzky và cộng sự (2025) nhấn mạnh sự khác biệt giữa đo lường năng lực khách quan và tự báo cáo, đòi hỏi thẩm định thang đo self-report trong bối cảnh cụ thể để đảm bảo độ chính xác.

Tại Việt Nam, nhu cầu ứng dụng công nghệ trong GDMN tăng mạnh, đặc biệt tại các khu công nghiệp như TP. Hồ Chí Minh. Nghiên cứu của Nguyễn Thị Nga và cộng sự (2022) về hệ sinh thái số trong GDMN tại đây chỉ ra nhiều hạn chế: kỹ năng số của giáo viên, phụ huynh còn hạn chế, nhận thức chưa đồng đều, thiếu kết nối hệ sinh thái. Tuy nhiên, nhận thức và thái độ giáo viên đối với công nghệ số có thay đổi tích cực, đóng vai trò then chốt định hình phương pháp sư phạm và hiệu quả giáo dục. Điều này cho thấy đo lường chính xác năng lực và sự chấp nhận công nghệ của sinh viên GDMN – những giáo viên tương lai – là bước đệm quan trọng giải quyết các hạn chế này.

Mặc dù khung TPACK và mô hình TAM được sử dụng rộng rãi trên thế giới (Schmidt và cộng sự, 2009; Davis, 1989), nhưng tại Việt Nam, hầu hết nghiên cứu GDMN chưa chú trọng thẩm định

tính psychometric (độ tin cậy và giá trị) của thang đo trong bối cảnh văn hóa và chuyên ngành cụ thể. Việc kiểm định thang đo TPACK cho SVSP đòi hỏi kiểm định chặt chẽ về giá trị hội tụ và phân biệt qua phân tích nhân tố khẳng định (CFA) để đảm bảo các thành phần đo lường đúng cấu trúc lý thuyết (Schmidt và cộng sự, 2009).

Do đó, nghiên cứu này nhằm thẩm định thang đo các thành phần năng lực số tích hợp công nghệ (dựa trên khung TPACK) và Chấp nhận công nghệ (TAM) trên mẫu sinh viên GDMN tại Việt Nam. Nghiên cứu không chỉ kiểm định độ phù hợp mô hình đo lường mà còn đánh giá toàn diện các đặc tính đo lường (độ tin cậy, giá trị hội tụ, giá trị phân biệt) và kiểm tra nguy cơ thiên lệch phương pháp chung. Kết quả sẽ cung cấp công cụ đo lường vững chắc, làm nền tảng cho các nghiên cứu dự báo hành vi tiếp theo và gợi ý chính sách cho chương trình đào tạo giáo viên mầm non trong kỷ nguyên số.

II. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ MÔ HÌNH NGHIÊN CỨU

2.1. Khung lý thuyết về Năng lực số tích hợp (TPACK)

Năng lực số trong giáo dục không chỉ đơn thuần là kỹ năng sử dụng công nghệ mà là sự tích hợp phức tạp giữa kiến thức công nghệ, sư phạm và nội dung. Mô hình Technological Pedagogical Content Knowledge (TPACK) do Mishra và Koehler (2006) phát triển và được chuẩn hóa bởi Schmidt và cộng sự (2009) được xem là khung lý thuyết nền tảng để đánh giá năng lực này ở SVSP.

Theo Schmidt và cộng sự (2009), khung TPACK bao gồm 7 thành phần kiến thức cốt lõi. Tuy nhiên, trong bối cảnh sinh viên sư phạm (SVSP) (pre-service teachers), việc đo lường đầy đủ cả 7 thành phần gặp nhiều thách thức thực tiễn. Archambault và Barnett (2010) trong nghiên cứu rà soát lại khung TPACK đã chỉ ra rằng ranh giới giữa các thành phần thường không rõ ràng trong thực tế, và thường chỉ có miền kiến thức Công nghệ (TK) là tách biệt rõ ràng nhất. Dong và cộng sự (2015) khi so sánh hồ sơ năng lực của SVSP và giáo viên chính thức đã khẳng định rằng SVSP có mức độ tự tin và kiến thức thấp hơn đáng kể ở tất cả các yếu tố nền tảng (TK, CK, PK). Nghiên cứu cũng ghi nhận kiến thức nội dung (CK) có điểm số thấp nhất trong cả hai nhóm, và nguyên nhân của sự chênh lệch này là do SVSP chưa có nhiều trải nghiệm thực tế và kiến thức thực địa (practical field knowledge) để đảm bảo sự đầy đủ về kỹ năng cũng như kiến thức.

Do đó, trong nghiên cứu này, khung TPACK được vận dụng linh hoạt để đánh giá sự sẵn sàng (readiness) về năng lực số, với trọng tâm phân tích đặt vào Kiến thức Công nghệ - Sư phạm (TPK) làm trung tâm, cùng với Kiến thức Công nghệ (TK) và Kiến thức Sư phạm (PK) làm các tiền đề cơ bản. Các thành phần liên quan sâu đến nội dung chuyên môn (CK, TCK, PCK, TPACK) sẽ được xem xét như các biến nền hoặc thừa nhận là hạn chế do đặc thù sinh viên chưa đi dạy chính thức. Các thành phần cốt lõi được định nghĩa như sau: Kiến thức Công nghệ (TK): Hiểu biết về các công cụ kỹ thuật số và khả năng vận hành chúng; Kiến thức Sư phạm (PK): Kiến thức về các phương pháp, quy trình và chiến lược dạy học; Kiến thức Công nghệ - Sư phạm (TPK): Hiểu biết về cách công nghệ có thể thay đổi hoặc hỗ trợ phương pháp dạy học (trọng tâm đánh giá sự sẵn sàng tích hợp).

Thang đo của Schmidt và cộng sự (2009) đã được kiểm chứng độ tin cậy và giá trị trên SVSP, cung cấp bộ công cụ đo lường phù hợp để thẩm định kiến thức sư phạm về công nghệ (TPACK) - nền tảng cốt lõi của NLSSP trong bối cảnh đào tạo giáo viên.

2.2. Mô hình Chấp nhận Công nghệ

Để đánh giá mức độ sẵn sàng chấp nhận và sử dụng công nghệ trong học tập, nghiên cứu vận dụng Mô hình Chấp nhận Công nghệ (TAM) gốc của Davis (1989). Theo TAM, quyết định sử dụng công nghệ của người dùng chủ yếu được dẫn dắt bởi hai niềm tin cốt lõi: Cảm nhận sự hữu ích (PU) và Cảm nhận sự dễ sử dụng (PEOU), dẫn đến Ý định hành vi (BI).

Trong các nghiên cứu mở rộng sau này, Venkatesh và Davis (2000) đã phát triển mô hình TAM2 bằng cách tích hợp thêm yếu tố Chuẩn chủ quan (Subjective Norm), nhấn mạnh rằng ảnh hưởng xã hội có thể tác động đến ý định thông qua cơ chế 'tuân thủ' hoặc 'nội tâm hóa'. Tương tự, Cheon và cộng sự (2012) cũng vận dụng Lý thuyết Hành vi Dự định (TPB) để nhấn mạnh vai trò của các yếu tố xã hội và niềm tin kiểm soát hành vi trong bối cảnh học tập di động.

Tuy nhiên, trong phạm vi nghiên cứu này, mô hình tập trung vào các biến cốt lõi của TAM để

đảm bảo tính cô đọng và phù hợp với khung năng lực số TPACK. Các biến cốt lõi được chọn lọc để thẩm định trong thang đo chấp nhận công nghệ của nghiên cứu này bao gồm:

• Cảm nhận sự hữu ích (PU): Mức độ sinh viên tin rằng công nghệ giúp cải thiện hiệu quả học tập.

• Cảm nhận sự dễ sử dụng (PEOU): Mức độ sinh viên tin rằng việc sử dụng công nghệ không tốn nhiều nỗ lực.

• Ý định hành vi (BI): Khả năng sinh viên sẽ sử dụng công nghệ trong học tập.

2.3. Mô hình nghiên cứu đề xuất và Giả thuyết

Dựa trên sự kết hợp giữa khung năng lực (TPACK) và mô hình chấp nhận công nghệ (TAM), nghiên cứu đề xuất một mô hình đo lường (measurement model) để thẩm định thang đo. Mô hình này giả định các nhân tố TK, PK, TPK, PU, PEOU và BI là các biến tiềm ẩn (latent variables) được đo lường bởi các biến quan sát tương ứng. Các giả thuyết nghiên cứu được đề xuất để kiểm định chất lượng thang đo như sau:

• **H1**: Mô hình đo lường đề xuất (gồm các nhân tố TPACK cốt lõi và TAM) phù hợp với dữ liệu sinh viên GDMN.

• **H2:** Thang đo đạt độ tin cậy và giá trị hội tụ theo chuẩn quốc tế.

• **H3**: Thang đo đạt giá trị phân biệt (Discriminant Validity) giữa các nhân tố.

III. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Thiết kế và mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng thiết kế định lượng cắt ngang nhằm thẩm định các thành phần năng lực số tích hợp công nghệ (dựa trên khung TPACK) và chấp nhận công nghệ (TAM) trên sinh viên GGMN, tại Trường ĐHSP TP. Hồ Chí Minh với mẫu thuận tiện.

Quy trình sàng lọc dữ liệu tuân thủ khuyến nghị của Hair và cộng sự (2019). Từ 557 quan sát ban đầu, nghiên cứu loại bỏ các phiếu không hợp lệ và kiểm tra outlier đơn biến ($|Z| > 3.29$), đa biến (Mahalanobis, $p < .001$), loại bỏ tổng cộng 205 quan sát.

Mẫu phân tích chính thức cuối cùng gồm 352 quan sát hợp lệ. Tỷ lệ quan sát trên biến số đạt 20.7:1 (352/17), vượt xa ngưỡng tối thiểu 5:1 hoặc 10:1 khuyến nghị cho phân tích nhân tố khẳng định và mô hình cấu trúc (Hair và cộng sự, 2019), đảm bảo độ tin cậy thống kê cho các phân tích tiếp theo.

3.2. Công cụ đo lường

Thang đo kế thừa từ Schmidt et al. (2009) và Davis (1989), sử dụng thang Likert 5 điểm. Nghiên cứu thẩm định 6 nhân tố gồm TK, PK, TPK (nhóm TPACK rút gọn) và PU, PEOU, BI (nhóm TAM), mỗi nhân tố 3 items. Ban đầu gồm 18 mục quan sát. Tuy nhiên, sau phân tích EFA, biến TK_1 bị loại do hệ số tải thấp, nên thang đo chính thức còn 17 mục. Các thang đo đảm bảo tính kế thừa và so sánh quốc tế trong bối cảnh sinh viên GDMN.

3.3. Phân tích dữ liệu

Dữ liệu nghiên cứu được phân tích bằng phần mềm IBM SPSS 26.0 và AMOS 24.0 nhằm kiểm định trực tiếp các giả thuyết H1, H2 và H3 thông qua quy trình 5 bước chặt chẽ. Đầu tiên, thống kê mô tả và kiểm tra giả định phân phối chuẩn (Skewness, Kurtosis) được thực hiện để đảm bảo dữ liệu phù hợp cho các phân tích đa biến. Tiếp theo, phân tích nhân tố khám phá (EFA) sử dụng phương pháp Principal Axis Factoring kết hợp phép quay Promax nhằm xem xét sơ bộ cấu trúc thang đo trong bối cảnh mới.

Phân tích nhân tố khẳng định (CFA) được sử dụng để kiểm định Giả thuyết H1 về độ phù hợp mô hình đo lường theo Hu và Bentler (1999). Độ tin cậy và giá trị hội tụ (H2) được đánh giá qua hệ số Cronbach's Alpha, độ tin cậy tổng hợp và phương sai trích trung bình theo Fornell và Larcker (1981). Cuối cùng, giá trị phân biệt (H3) được xác định khi căn bậc hai của AVE lớn hơn hệ số tương quan giữa các nhân tố. Quy trình này đảm bảo đánh giá toàn diện chất lượng thang đo về độ phù hợp, độ tin cậy và giá trị trước khi đưa vào các mô hình dự báo ở nghiên cứu tiếp theo.

IV. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.1. Kiểm tra giả định phân phối chuẩn

Trên mẫu chính thức N= 352, kiểm tra phân phối chuẩn đơn biến trên 17 biến quan sát đều đạt ngưỡng chấp nhận theo Kline (2015). Hệ số Skewness (-0.684 đến -0.079) và Kurtosis (-0.725 đến -0.052) đều thỏa mãn điều kiện (Skew < 3, Kurt < 10). Dữ liệu phù hợp để phân tích CFA bằng phương pháp ước lượng Maximum Likelihood. Phương pháp Bootstrap (5000 mẫu) được áp dụng nhằm tăng cường độ tin cậy của các ước lượng trong trường hợp có vi phạm giả định phân phối chuẩn đa biến nhẹ.

Bảng 4.1. Thống kê mô tả các nhân tố nghiên cứu

Nhân tố	Mean	Std. Deviation	Skewness	Kurtosis
TK (Công nghệ)	3.67	0.806	-.317	-.164
PK (Sư phạm)	4.13	0.702	-.700	.621
TPK (Tích hợp)	3.97	.745	-.523	.130
PU (Hữu ích)	4.22	.713	-.832	.418
PEOU (Dễ sử dụng)	3.64	.836	-.129	-.718
BI (Ý định)	4.10	.724	-.521	-.471

Lưu ý: *Thống kê mô tả được thực hiện trên các nhân tố sau khi đã loại biến không đạt yêu cầu (TK còn 2 biến quan sát).*

4.2 Kết quả phân tích nhân tố khám phá

Phân tích nhân tố khám phá (EFA) sử dụng phương pháp Principal Axis Factoring và phép quay Promax. Kết quả KMO = 0.953 và Bartlett's Test Sig. = 0.000 xác nhận dữ liệu phù hợp. Với 6 nhân tố trích xuất, tổng phương sai trích đạt 70.611%. Ma trận nhân tố sạch, không tải chéo. Biến TK_1 bị loại do hệ số tải 0.348 thấp hơn ngưỡng 0.5. Sau khi loại, 17 biến còn lại đều có hệ số tải > 0.5 (dao động 0.574–0.914), đảm bảo giá trị hội tụ. Các biến phân nhóm chính xác vào 6 nhân tố: PEOU, PK, PU, BI, TK (2 biến) và TPK. Kết quả EFA khẳng định cấu trúc thang đo phù hợp với lý thuyết.

4.3. Độ tin cậy, Giá trị hội tụ và Mô hình đo lường

Kết quả phân tích CFA trên mẫu N = 352 cho thấy mô hình đo lường 6 nhân tố với 17 biến quan sát đạt độ phù hợp tốt ($\chi^2/df = 1.955$; CFI = 0.978; TLI = 0.972; RMSEA = 0.052). Như vậy, giả thuyết H1 được chấp nhận.

Độ tin cậy của các thang đo được đánh giá qua hệ số Cronbach's Alpha và Độ tin cậy tổng hợp (CR). Kết quả Bảng 4.2 cho thấy tất cả các hệ số đều vượt ngưỡng 0.70 theo khuyến nghị của Hair và cộng sự (2019).

Giá trị hội tụ được đánh giá qua Phương sai trích trung bình (AVE). Tất cả các nhân tố đều có AVE > 0.50 (dao động từ 0.662 đến 0.739), đạt yêu cầu theo Fornell và Larcker (1981). Điều này khẳng định các biến quan sát hội tụ tốt về nhân tố tiềm ẩn tương ứng. Do đó, giả thuyết H2 được chấp nhận.

Bảng 4.2. Kết quả kiểm tra độ tin cậy và giá trị hội tụ (N = 352)

Thang đo	Cronbach's α	CR	AVE	√AVE
TK	0.796	0.797	0.662	0.814
PK	0.869	0.871	0.692	0.832
TPK	0.894	0.895	0.739	0.859
PU	0.891	0.892	0.733	0.856
PEOU	0.843	0.859	0.673	0.821
BI	0.875	0.875	0.700	0.837

4.4. Giá trị phân biệt và Kiểm soát thiên lệch phương pháp chung

4.4.1. Giá trị phân biệt

a. Tiêu chuẩn Fornell-Larcker

Kết quả Bảng 4.3 cho thấy căn bậc hai của AVE của hầu hết các nhân tố đều lớn hơn hệ số tương quan giữa nhân tố đó với các nhân tố còn lại trong mô hình. Cụ thể, √AVE dao động từ 0.814 (TK) đến 0.859 (TPK), đều vượt trội so với đa số các hệ số tương quan cặp.

Bảng 4.3. Ma trận tương quan và kiểm tra giá trị phân biệt (N = 352)

Nhân tố	1	2	3	4	5	6
1. TK	0.814					
2. PK	0.707	0.832				
3. TPK	0.836	0.810	0.859			
4. PU	0.689	0.758	0.851	0.856		
5. PEOU	0.773	0.535	0.790	0.676	0.821	

6. BI	0.716	0.702	0.796	0.834	0.725	0.837

Ghi chú: Các giá trị in đậm trên đường chéo là căn bậc hai của AVE (√AVE). Các giá trị còn lại là hệ số tương quan giữa các nhân tố.

Dù vi phạm nhẹ tiêu chuẩn Fornell-Larcker (√AVE_TK = 0.814 < r_TK-TPK = 0.836), kết quả HTMT = 0.834 (< 0.85) và bản chất giao thoa của khung TPACK ở sinh viên tiền dịch vụ khẳng định tính phân biệt vẫn được bảo toàn (Henseler và cộng sự, 2015; Archambault & Barnett, 2010).

b. Tiêu chuẩn HTMT

Để khẳng định thêm giá trị phân biệt, nghiên cứu tiếp tục kiểm tra bằng tỷ số HTMT (Heterotrait-Monotrait Ratio) theo khuyến nghị của Henseler và cộng sự (2015). Kết quả cho thấy tất cả các tỷ số HTMT đều nhỏ hơn ngưỡng 0.85, dao động từ 0.521 (PK-PEOU) đến 0.848 (TPK-PU).

Đặc biệt, cặp nhân tố TK và TPK có hệ số tương quan khá cao (r = 0.836). Tuy nhiên, tiêu chuẩn HTMT = 0.834 (< 0.85) khẳng định giá trị phân biệt giữa hai cấu trúc này vẫn được đảm bảo về mặt thống kê. Điều này cho thấy mặc dù trong thực tế giảng dạy, kỹ năng công nghệ thuần túy (TK) và kiến thức sư phạm công nghệ (TPK) thường có sự giao thoa chặt chẽ, nhưng về mặt đo lường tâm lý, chúng vẫn là các biến tiềm ẩn riêng biệt.

Kết luận về H3: Giả thuyết H3 về giá trị phân biệt được chấp nhận dựa trên cả hai tiêu chuẩn Fornell-Larcker và HTMT.

4.4.2. Kiểm tra thiên lệch phương pháp chung (Common Method Bias - CMB)

Do dữ liệu được thu thập thông qua thang đo tự báo cáo (self-report) từ cùng một nguồn tại một thời điểm, nghiên cứu đã thực hiện nghiêm ngặt các kiểm tra để đảm bảo thiên lệch phương pháp chung (CMB) không ảnh hưởng đến kết quả:

(1) Kiểm định Harman's Single Factor: Kết quả cho thấy nhân tố đơn đầu tiên giải thích 52.677% phương sai. Mặc dù con số này vượt ngưỡng tham chiếu 50%, tuy nhiên kiểm định Harman's được xem là không nhạy cảm (insensitive) và thường đưa ra cảnh báo giả (Podsakoff và cộng sự, 2003). Quan trọng hơn, phân tích nhân tố cho thấy có 3 nhân tố có Eigenvalue > 1, khẳng định dữ liệu không bị chi phối bởi một nhân tố duy nhất.

(2) Tỷ số HTMT: Tất cả các tỷ số HTMT đều nhỏ hơn ngưỡng 0.85 (dao động từ 0.521 đến 0.848), khẳng định giá trị phân biệt giữa các khái niệm theo tiêu chuẩn hiện đại của Henseler và cộng sự (2015). Điều này cho thấy CMB không làm mờ ranh giới giữa các constructs.

(3) Common Latent Factor (CLF): Mô hình CFA có CLF đạt độ phù hợp tốt (χ^2/df = 1.658; CFI = 0.986; TLI = 0.980; RMSEA = 0.043). Khi so sánh hệ số tải chuẩn hóa giữa mô hình có và không có CLF, đa số các biến có chênh lệch nhỏ hơn 0.20, tuy nhiên một số biến thuộc nhóm PK và TPK có chênh lệch lớn hơn ngưỡng này. Theo hướng dẫn của Afthanorhan và cộng sự (2021), chênh lệch > 0.20 thường gợi ý nguy cơ thiên lệch phương pháp. Tuy nhiên, Podsakoff và cộng sự (2003) cảnh báo rằng khi các biến tiềm ẩn có tương quan lý thuyết cao, kỹ thuật CLF gặp hạn chế trong việc phân tách phương sai do giả định nhân tố phương pháp không tương tác với nhân tố khái niệm (trait factors). Điều này khiến CLF có thể hấp thụ cả phương sai khái niệm (trait variance) thay vì chỉ phương sai phương pháp, đặc biệt khi các construct có mối quan hệ chặt chẽ. Hệ quả là các hệ số tải chuẩn hóa bị sụt giảm mạnh hơn so với thực tế, dẫn đến việc áp dụng máy móc ngưỡng chênh lệch > 0.20 (Afthanorhan và cộng sự, 2021; Fuller và cộng sự, 2016) có thể gây hiểu lầm về mức độ nghiêm trọng của CMB. Do đó, sự sụt giảm > 0.20 ở nhóm PK và TPK trong nghiên cứu này rất có thể là hệ quả của sự chồng chéo khái niệm đặc thù trong khung TPACK (ví dụ: tương quan TK-TPK = 0.836) bị CLF hấp thụ, hơn là bằng chứng của CMB thuần túy.

V. THẢO LUẬN

Kết quả CFA xác nhận mô hình 6 nhân tố (TK, PK, TPK, PU, PEOU, BI) có độ phù hợp tốt. Mô hình tích hợp khung TPACK (Schmidt et al., 2009) và TAM (Davis, 1989; Scherer et al., 2019), được điều chỉnh phù hợp với bối cảnh nghiên cứu.

Việc loại biến TK_1 phản ánh thực tế sinh viên sư phạm còn ít trải nghiệm nên khó phân biệt giữa kiến thức công nghệ (TK) và kiến thức công nghệ–sư phạm (TPK). Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Archambault và Barnett (2010) và cảnh báo của Schubatzky et al. (2025) về hạn chế của thang đo tự báo cáo trong đánh giá năng lực thực tế.

Mặc dù Harman's Test vượt ngưỡng 50%, các kiểm định HTMT (< 0,85) và CLF cho thấy thiên lệch phương pháp chung (CMB) không ảnh hưởng đáng kể đến độ tin cậy của thang đo. Nghiên cứu góp phần cung cấp công cụ đo lường chuẩn hóa cho bối cảnh Việt Nam, đáp ứng nhu cầu đánh giá năng lực số của sinh viên sư phạm và giáo viên mầm non (Nga và cộng sự, 2022).

VI. KẾT LUẬN

Thang đo cuối cùng gồm 17 biến quan sát thuộc 6 nhân tố đạt độ tin cậy và giá trị tốt, sẵn sàng cho các nghiên cứu dự báo hành vi tiếp theo.

Hàm ý quản lý: Các chương trình đào tạo GDMN nên tập trung vào TPK thay vì chỉ dạy kỹ năng công nghệ rời rạc (TK), vì TPK là yếu tố trung tâm dự báo sự sẵn sàng tích hợp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Afthanorhan, A., Awang, Z., Abd Majid, N., Foziah, H., Ismail, I., Al Halbusi, H., & Tehseen, S. (2021). Gain more insight from common latent factor in structural equation modeling. Journal of Physics: Conference Series, 1793(1), 012030. DOI:10.1088/1742-6596/1793/1/012030

Archambault, L., & Barnett, J. H. (2010). Revisiting technological pedagogical content knowledge: Exploring the TPACK framework. Computers & Education, 55(4), 1656–1662. DOI:10.1016/j.compedu.2010.07.009

Cheon, J., Lee, S., Crooks, S. M., & Song, J. (2012). An investigation of mobile learning readiness in higher education based on the theory of planned behavior. Computers & Education, 59(3), 1054–1064. DOI:10.1016/j.compedu.2012.04.015

Davis, F. D. (1989). Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology. MIS Quarterly, 13(3), 319–340. DOI:10.2307/249008

Dong, Y., Chai, C. S., Sang, G. Y., Koh, J. H. L., & Tsai, C. C. (2015). Exploring the profiles and interplays of pre-service and in-service teachers' technological pedagogical content knowledge (TPACK) in China. Educational Technology & Society, 18(1), 158–169. https://www.jstor.org/stable/jeductechsoci.18.1.158

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

Fuller, C. M., Simmering, M. J., Atinc, G., Atinc, Y., & Babin, B. J. (2016). Common methods variance detection in business research. Journal of Business Research, 69(8), 3192–3198. DOI:10.1016/j.jbusres.2015.12.008

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

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. Journal of the Academy of Marketing Science, 43(1), 115–135. DOI:10.1007/s11747-014-0403-8