ẢNH HƯỞNG CỦA NHẬN THỨC VỀ TỰ CHỦ ĐẠI HỌC ĐẾN HÀNH VI ĐỔI MỚI GIẢNG DẠY CỦA GIẢNG VIÊN: VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA SỰ TRAO QUYỀN TÂM LÝ

Lê Thị Ánh Tuyết
Giảng viên, Phòng Tài chính – Kế toán, Trường Đại học Công nghiệp Việt – Hung
Email: tuyetminhdhvh@gmail.com

Tóm tắt: *Nghiên cứu xây dựng và kiểm định mô hình giải thích cơ chế mà nhận thức của giảng viên về tự chủ đại học thúc đẩy hành vi đổi mới giảng dạy thông qua sự trao quyền tâm lý. Mô hình gồm ba cấu trúc: nhận thức về tự chủ đại học (PUA), sự trao quyền tâm lý (PE) và hành vi đổi mới giảng dạy (ITB), được kiểm định sơ bộ trên 300 quan sát. Kết quả cho thấy các thang đo đạt độ tin cậy cao với Cronbach's alpha từ 0,902 đến 0,906; KMO đạt 0,953 và kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê. Mô hình đo lường phù hợp tốt với dữ liệu (CFI = 0,982; TLI = 0,980; RMSEA = 0,028; SRMR = 0,040). PUA tác động thuận đến PE (β = 0,580); đồng thời PUA (β = 0,343) và PE (β = 0,387) đều tác động tích cực đến ITB. Phân tích bootstrap 5.000 mẫu xác nhận tác động gián tiếp có ý nghĩa (0,224; KTC 95%: 0,156–0,298), cho thấy vai trò trung gian một phần của PE. Kết quả nhấn mạnh rằng tự chủ đại học chỉ thúc đẩy đổi mới giảng dạy khi giảng viên thực sự cảm nhận được ý nghĩa công việc, năng lực, quyền tự quyết và khả năng tạo ảnh hưởng trong hoạt động chuyên môn.*

Từ khóa*: tự chủ đại học; trao quyền tâm lý; hành vi đổi mới giảng dạy; giảng viên; giáo dục đại học.*

THE EFFECT OF PERCEIVED UNIVERSITY AUTONOMY ON LECTURERS' INNOVATIVE TEACHING BEHAVIOR: THE MEDIATING ROLE OF PSYCHOLOGICAL EMPOWERMENT

Abstract: *This study develops and tests a model explaining how lecturers' perceptions of university autonomy promote innovative teaching behavior through psychological empowerment. The model comprises three constructs: perceived university autonomy (PUA), psychological empowerment (PE), and innovative teaching behavior (ITB), and was preliminarily tested using a dataset of 300 observations. The results indicate high scale reliability, with Cronbach's alpha values ranging from 0.902 to 0.906; the KMO value reached 0.953, and Bartlett's test was statistically significant. The three-factor measurement model demonstrated a good fit to the data (CFI = 0.982; TLI = 0.980; RMSEA = 0.028; SRMR = 0.040). PUA had a positive effect on PE (β = 0.580), while both PUA (β = 0.343) and PE (β = 0.387) positively influenced ITB. Bootstrap analysis with 5,000 resamples confirmed a significant indirect effect (0.224; 95% CI: 0.156–0.298), indicating partial mediation. The findings suggest that university autonomy fosters teaching innovation only when lecturers perceive greater work meaning, competence, self-determination, and impact in their professional activities.*

Keywords: *university autonomy; psychological empowerment; innovative teaching behavior; lecturers; higher education.*

Nhận bài: 17/08/2026 *Phản biện: 17/09/2026* *Duyệt đăng: 20/09/2026*

I. ĐẶT VẤN ĐỀ

Tự chủ đại học là một định hướng quản trị quan trọng của giáo dục đại học hiện đại. Tại Việt Nam, Luật sửa đổi, bổ sung một số điều của Luật Giáo dục đại học năm 2018 quy định quyền tự chủ về học thuật, tổ chức – nhân sự, tài chính – tài sản gắn với trách nhiệm giải trình (Quốc hội, 2018). Tuy nhiên, hiệu quả của tự chủ còn phụ thuộc vào cách giảng viên cảm nhận và sử dụng không gian tự chủ được trao.

Trong đào tạo, đổi mới thể hiện qua việc giảng viên đề xuất, thử nghiệm và triển khai các ý tưởng, phương pháp và công nghệ mới. Hành vi đổi mới bao gồm quá trình hình thành, thúc đẩy và hiện thực hóa ý tưởng (Scott & Bruce, 1994; De Jong & Den Hartog, 2010), đồng thời chịu ảnh hưởng của các yếu tố tổ chức như lãnh đạo và chia sẻ tri thức (Rafique, Hou, & Chudhery, 2022).

Tuy nhiên, tự chủ ở cấp tổ chức không đương nhiên dẫn đến đổi mới cá nhân. Trao quyền tâm lý, gồm ý nghĩa, năng lực, quyền tự quyết và ảnh hưởng, có thể là cơ chế chuyển hóa các điều kiện tổ chức thành hành vi đổi mới (Thomas & Velthouse, 1990; Spreitzer, 1995; Aldabbas, Pinnington, & Lahrech, 2021).

Trong bối cảnh các trường đại học Việt Nam đẩy mạnh tự chủ, nghiên cứu về trải nghiệm của giảng viên ngày càng được quan tâm (Ngô Thị Hiếu và cộng sự, 2021; Phạm Hồng Quang & Nguyễn Danh Nam, 2025; Phạm Xuân Hưởng, 2025), nhưng mối quan hệ giữa nhận thức về tự chủ, trao quyền tâm lý và hành vi đổi mới giảng dạy vẫn chưa được kiểm định đầy đủ. Vì vậy, nghiên cứu phân tích tác động của nhận thức về tự chủ đại học đến hành vi đổi mới giảng dạy, xem xét vai trò của trao quyền tâm lý và kiểm định tác động trung gian của biến này.

II. CƠ SỞ LÝ THUYẾT, GIẢ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Nền tảng lý thuyết

Nghiên cứu dựa trên hai nền tảng lý thuyết bổ trợ nhau. Lý thuyết tự quyết (Self-Determination Theory – SDT) cho rằng động cơ nội tại và hành vi chủ động được thúc đẩy khi các nhu cầu về tự chủ, năng lực và gắn kết được đáp ứng (Deci & Ryan, 2000). Trong khi đó, lý thuyết trao quyền tâm lý nhấn mạnh rằng các điều kiện về quyền hạn, nguồn lực và thông tin chỉ phát huy tác dụng khi được chuyển hóa thành cảm nhận về ý nghĩa, năng lực, quyền tự quyết và ảnh hưởng (Thomas & Velthouse, 1990; Spreitzer, 1995; Seibert, Wang, & Courtright, 2011). Kết hợp hai lý thuyết hình thành chuỗi "điều kiện thể chế → trạng thái tâm lý → hành vi", trong đó tự chủ đại học là điều kiện tổ chức, trao quyền tâm lý là cơ chế trung gian và hành vi đổi mới giảng dạy là kết quả.

2.2. Nhận thức về tự chủ đại học

Tự chủ đại học thường gồm bốn chiều: tổ chức, tài chính, nhân sự và học thuật (Estermann & Nokkala, 2009). Tại Việt Nam, Luật số 34/2018/QH14 quy định quyền tự chủ về học thuật, tổ chức – nhân sự, tài chính – tài sản gắn với trách nhiệm giải trình (Quốc hội, 2018). Tuy nhiên, tự chủ ở cấp trường không đồng nghĩa với mức tự chủ giảng viên thực sự trải nghiệm. Vì vậy, nhận thức về tự chủ đại học (perceived university autonomy – PUA) được hiểu là mức độ giảng viên cảm nhận nhà trường và đơn vị chuyên môn có quyền chủ động về học thuật, tổ chức – nhân sự, nguồn lực và tạo không gian cho sáng kiến chuyên môn.

2.3. Sự trao quyền tâm lý

Trao quyền tâm lý là trạng thái động cơ nội tại đối với công việc (Thomas & Velthouse, 1990), gồm bốn thành phần: ý nghĩa, năng lực, quyền tự quyết và ảnh hưởng (Spreitzer, 1995). Các thành phần này phản ánh mức độ cá nhân cảm thấy công việc có ý nghĩa, có khả năng thực hiện tốt nhiệm vụ, có quyền lựa chọn và có thể tác động đến kết quả của đơn vị. Trao quyền tâm lý chịu ảnh hưởng của thiết kế công việc, hỗ trợ tổ chức và cơ chế phân quyền, đồng thời có quan hệ tích cực với kết quả công việc và hành vi đổi mới (Seibert và cộng sự, 2011).

2.4. Hành vi đổi mới giảng dạy

Hành vi đổi mới trong công việc là quá trình tạo ra, thúc đẩy và hiện thực hóa các ý tưởng mới nhằm cải thiện hiệu quả công việc hoặc tổ chức (Scott & Bruce, 1994; Janssen, 2000), gồm khám phá cơ hội, hình thành ý tưởng, vận động ủng hộ và triển khai (De Jong & Den Hartog, 2010).

Trong nghiên cứu này, hành vi đổi mới giảng dạy (innovative teaching behavior – ITB) là các hành vi có chủ đích của giảng viên nhằm tìm kiếm, đề xuất, thử nghiệm, triển khai và điều chỉnh các ý tưởng mới trong dạy học, như ứng dụng công nghệ, đổi mới hoạt động học tập, kiểm tra – đánh giá và tương tác với người học. Khái niệm này nhấn mạnh quá trình đổi mới hơn là kết quả cuối cùng.

2.5. Giả thuyết nghiên cứu

Tự chủ đại học và hành vi đổi mới giảng dạy. Khi nhà trường và giảng viên có quyền chủ động hơn về chương trình, tổ chức đào tạo và nguồn lực, các ràng buộc hành chính có thể được giảm bớt và không gian lựa chọn chuyên môn được mở rộng. Theo SDT, môi trường hỗ trợ tự chủ thúc đẩy động cơ nội tại và hành vi chủ động, bao gồm việc thử nghiệm những phương pháp mới (Deci & Ryan, 2000).

H1: Nhận thức về tự chủ đại học có ảnh hưởng tích cực đến hành vi đổi mới giảng dạy.

Tự chủ đại học và trao quyền tâm lý. Các điều kiện cấu trúc như phân quyền, tiếp cận thông tin và nguồn lực là tiền đề của trao quyền tâm lý (Spreitzer, 1995; Seibert và cộng sự, 2011). Khi quyền tự chủ được phân cấp đến khoa, bộ môn và giảng viên, cảm nhận về quyền tự quyết, năng lực, ý nghĩa và ảnh hưởng có thể được củng cố.

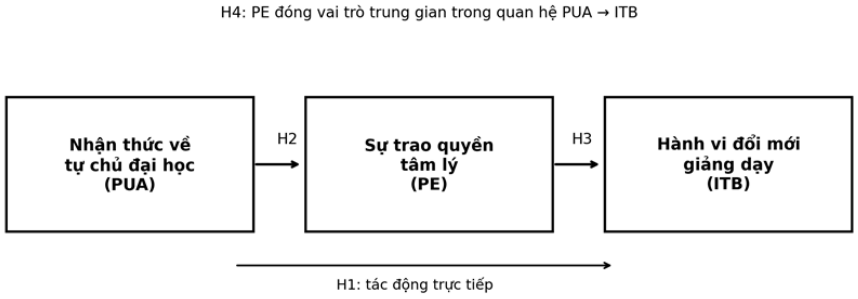
H2: Nhận thức về tự chủ đại học có ảnh hưởng tích cực đến sự trao quyền tâm lý.

Trao quyền tâm lý và hành vi đổi mới giảng dạy. Cá nhân có mức trao quyền tâm lý cao thường chủ động hơn, sẵn sàng vượt khỏi các quy trình quen thuộc và kiên trì trước rủi ro của đổi mới (Spreitzer, 1995; Zhang & Bartol, 2010). Các nghiên cứu thực nghiệm cũng cho thấy trao quyền tâm lý dự báo tích cực hành vi đổi mới của người lao động (Aldabbas, Pinnington, & Lahrech, 2021) và hành vi đổi mới giảng dạy (Tong & Jiang, 2025).

H3: Sự trao quyền tâm lý có ảnh hưởng tích cực đến hành vi đổi mới giảng dạy.

Vai trò trung gian của trao quyền tâm lý. Theo chuỗi "điều kiện – trạng thái tâm lý – hành vi", tự chủ đại học có thể tác động đến đổi mới giảng dạy trực tiếp thông qua mở rộng không gian hành động và nguồn lực, đồng thời gián tiếp thông qua việc nâng cao trao quyền tâm lý. Zhang và Bartol (2010) cho thấy trao quyền tâm lý có thể đóng vai trò trung gian giữa các điều kiện tổ chức và hành vi sáng tạo.

H4: Sự trao quyền tâm lý đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa nhận thức về tự chủ đại học và hành vi đổi mới giảng dạy.



Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất

Nguồn: *Tác giả đề xuất trên cơ sở tổng quan lý thuyết.*

2.6. Thiết kế nghiên cứu và mẫu

Nghiên cứu được thiết kế theo hướng định lượng, sử dụng bảng hỏi Likert 5 mức từ 1 = "Hoàn toàn không đồng ý" đến 5 = "Hoàn toàn đồng ý". Mô hình gồm 27 biến quan sát: 10 biến đo nhận thức về tự chủ đại học (PUA1–PUA10), 8 biến đo sự trao quyền tâm lý (PE1–PE8) và 9 biến đo hành vi đổi mới giảng dạy (ITB1–ITB9). Để kiểm định sơ bộ tính khả thi của mô hình và quy trình phân tích, nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu gồm 300 quan sát, được xây dựng theo cấu trúc nhân khẩu học điển hình của đội ngũ giảng viên đại học.

Cấu trúc mẫu gồm 43,0% nam, 55,3% nữ và 1,7% khác/không trả lời; 72,0% thuộc cơ sở công lập; 51,7% có trình độ thạc sĩ và 44,3% có trình độ tiến sĩ. Nhóm tuổi 40–<50 chiếm tỷ lệ lớn nhất (34,3%), tiếp theo là 30–<40 (29,3%), từ 50 tuổi trở lên (22,7%) và dưới 30 tuổi (13,7%). Các nhóm thâm niên được phân bố tương đối cân bằng.

2.7. Thang đo

Thang đo PUA được xây dựng theo hướng phản ánh ba nội dung chính của tự chủ đại học: học thuật - đào tạo; tổ chức - nhân sự; và phân bổ, sử dụng nguồn lực. Các mục hỏi tập trung vào mức độ chủ động của nhà trường trong xây dựng chương trình, tổ chức đào tạo, phân cấp công việc, tuyển dụng và phát triển giảng viên, cũng như phân bổ nguồn lực cho các ưu tiên và sáng kiến.

Thang đo PE kế thừa nền tảng của Spreitzer (1995), bao quát ý nghĩa công việc, năng lực, quyền tự quyết và ảnh hưởng. Thang đo ITB được điều chỉnh từ các tiếp cận về hành vi đổi mới trong công việc của Scott và Bruce (1994) và De Jong và Den Hartog (2010), tập trung vào tìm kiếm ý tưởng, đề xuất, huy động hỗ trợ, thử nghiệm, triển khai và điều chỉnh đổi mới trong giảng dạy.

2.8. Phân tích dữ liệu

Quy trình phân tích gồm: thống kê mô tả; kiểm định độ tin cậy bằng Cronbach's alpha và tương quan biến – tổng (Nunnally & Bernstein, 1994); đánh giá mức độ thích hợp của dữ liệu cho phân tích nhân tố bằng KMO và Bartlett; phân tích nhân tố khẳng định (CFA) để đánh giá cấu trúc ba nhân tố (Hu & Bentler, 1999); kiểm định độ tin cậy tổng hợp (CR), phương sai trích trung bình (AVE) theo Fornell và Larcker (1981) và giá trị phân biệt bằng chỉ số HTMT (Henseler, Ringle, & Sarstedt, 2015); sau đó kiểm định các quan hệ trực tiếp và tác động trung gian. Tác động gián tiếp được đánh giá bằng bootstrap 5.000 mẫu; khoảng tin cậy 95% không chứa 0 được xem là bằng chứng về hiệu ứng trung gian (Preacher & Hayes, 2008; Hayes, 2018).

Do các ước lượng được tính trên dữ liệu kết quả ở Mục 3 phản ánh mức độ phù hợp nội tại của mô hình và quy trình phân tích; việc khái quát hóa cho tổng thể giảng viên cần được xác nhận bằng khảo sát thực địa.

III. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

3.1. Thống kê mô tả và độ tin cậy thang đo

Bảng 1. Thống kê mô tả và độ tin cậy của các thang đo

Thang đo	Số biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Cronbach's alpha	Tương quan biến-tổng nhỏ nhất
PUA	10	3,219	0,979	0,902	0,615
PE	8	3,261	1,025	0,902	0,637
ITB	9	3,374	0,977	0,906	0,630

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của tác giả

Bảng 1 cho thấy cả ba thang đo đều có Cronbach's alpha lớn hơn 0,90. Tương quan biến - tổng hiệu chỉnh nhỏ nhất đều lớn hơn 0,60; đồng thời alpha nếu loại từng biến không tăng đáng kể. Vì vậy, toàn bộ 27 biến quan sát được giữ lại cho các phân tích tiếp theo.

3.2. Giá trị cấu trúc của thang đo

Chỉ số KMO của 27 biến đạt 0,953, cho thấy dữ liệu rất phù hợp với phân tích nhân tố. Kiểm định Bartlett có χ^2=4.219,41 với df=351 và p<0,001, bác bỏ giả thuyết ma trận tương quan đơn vị. Ba nhân tố đầu có eigenvalue lần lượt khoảng 10,94; 2,34; 2,07 và giải thích khoảng 56,84% tổng phương sai. Sau xoay, các biến PUA, PE và ITB quy tụ rõ vào ba nhóm lý thuyết tương ứng. Kết quả CFA được trình bày tại Bảng 2.

Bảng 2. Chỉ số phù hợp của mô hình đo lường (CFA)

Chỉ số	Giá trị	Ngưỡng tham khảo	Đánh giá
χ^2/df	394,04/321 = 1,23	< 3	Phù hợp
CFI	0,982	> 0,90	Tốt
TLI	0,980	> 0,90	Tốt
RMSEA	0,028	< 0,08	Tốt
SRMR	0,040	< 0,08	Tốt

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của tác giả

Ngưỡng tham khảo theo Hu và Bentler (1999); Hair, Black, Babin và Anderson (2019).

Bảng 2 cho thấy các chỉ số phù hợp của mô hình đo lường ba nhân tố đều đạt mức tốt. Chi-square có ý nghĩa thống kê (p≈0,003), điều thường gặp với cỡ mẫu trung bình và lớn; do đó việc đánh giá được dựa đồng thời vào CFI, TLI, RMSEA và SRMR.

Bảng 3. Độ tin cậy tổng hợp và giá trị hội tụ của các thang đo

Thang đo	Khoảng tải chuẩn hóa	CR	AVE	√AVE	Kết luận
PUA	0,657–0,727	0,902	0,480	0,693	CR tốt; AVE sát ngưỡng 0,50
PE	0,681–0,779	0,903	0,537	0,733	Đạt
ITB	0,651–0,783	0,906	0,519	0,720	Đạt

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của tác giả

. Ghi chú: CR – độ tin cậy tổng hợp; AVE – phương sai trích trung bình; ngưỡng đánh giá theo Fornell và Larcker (1981).

Theo Bảng 3, độ tin cậy tổng hợp của các thang đo đều vượt 0,90. AVE của PE và ITB vượt 0,50; AVE của PUA đạt 0,480, thấp hơn nhẹ so với ngưỡng 0,50, song theo Fornell và Larcker (1981), khi AVE dưới 0,50 nhưng CR lớn hơn 0,60 thì giá trị hội tụ vẫn được chấp nhận; với tải chuẩn hóa từ 0,657 trở lên và CR = 0,902, giá trị hội tụ của PUA đạt yêu cầu. Các hệ số HTMT giữa PUA–PE, PUA–ITB và PE–ITB lần lượt là 0,641; 0,627 và 0,647, đều thấp hơn ngưỡng 0,85 (Henseler và cộng sự, 2015), ủng hộ giá trị phân biệt.

3.3. Tương quan giữa các biến nghiên cứu

Kết quả cho thấy PUA có tương quan thuận với PE (r=0,580) và ITB (r=0,567); PE cũng tương quan thuận với ITB (r=0,586). Các hệ số đều có ý nghĩa ở mức p<0,001 và không quá cao, cho thấy các cấu trúc có liên hệ nhưng vẫn phân biệt về mặt khái niệm.

3.4. Kiểm định giả thuyết và vai trò trung gian

Mô hình trung gian cho thấy PUA giải thích khoảng 33,6% phương sai của PE. Khi đồng thời đưa PUA và PE vào mô hình dự báo ITB, mô hình giải thích khoảng 42,1% phương sai của ITB. Tác động gián tiếp ước lượng khoảng 0,224 và khoảng tin cậy bootstrap 95% không chứa 0. Đồng thời, tác động trực tiếp của PUA đến ITB vẫn có ý nghĩa sau khi đưa PE vào mô hình. Do đó, kết quả (Bảng 5, Bảng 6) ủng hộ cơ chế trung gian một phần: tự chủ đại học vừa tạo điều kiện trực tiếp cho đổi mới, vừa tác động thông qua trạng thái trao quyền tâm lý của giảng viên.

IV. THẢO LUẬN

Kết quả cho thấy nhận thức tích cực về tự chủ đại học có liên hệ với hành vi đổi mới giảng dạy, do quyền chủ động về học thuật, tổ chức và nguồn lực giúp giảm rào cản và mở rộng không gian thử nghiệm.

Nhận thức về tự chủ cũng có liên hệ mạnh với sự trao quyền tâm lý. Điều này cho thấy tự chủ chỉ thực sự phát huy tác dụng khi quyền quyết định được chuyển hóa thành cảm nhận về ý nghĩa, năng lực, quyền tự quyết và ảnh hưởng của giảng viên, phù hợp với Thomas và Velthouse (1990) và Spreitzer (1995).

Sự trao quyền tâm lý tiếp tục có liên hệ tích cực với hành vi đổi mới giảng dạy, cho thấy đây là cơ chế chuyển hóa điều kiện tổ chức thành hành vi đổi mới. Kết quả này tương đồng với Aldabbas và cộng sự (2021) và các nghiên cứu gần đây (Tong & Jiang, 2025; Dai, Wang, & Chen, 2026).

Hiệu ứng trung gian một phần cho thấy tự chủ đại học vừa tác động trực tiếp thông qua giảm thủ tục, tăng nguồn lực và không gian thử nghiệm, vừa tác động gián tiếp qua sự trao quyền tâm lý. Vì vậy, tự chủ cần được xem xét cả ở cấp thể chế và mức độ phân quyền thực tế đến khoa, bộ môn và giảng viên.

V. HÀM Ý QUẢN TRỊ

Thứ nhất, các trường cần chuyển tự chủ học thuật thành quyền chủ động thực tế của giảng viên trong thiết kế học phần, phương pháp, công nghệ và đánh giá, đồng thời gắn với chuẩn đầu ra và trách nhiệm giải trình.

Thứ hai, cần phân định rõ thẩm quyền giữa trường, khoa/bộ môn và giảng viên, cùng với quy trình minh bạch về đề xuất và hỗ trợ sáng kiến.

Thứ ba, chính sách phát triển giảng viên cần tăng cường năng lực đổi mới thông qua bồi dưỡng chuyên môn, công nghệ giáo dục, trí tuệ nhân tạo, nghiên cứu hành động và các cơ chế hỗ trợ thử nghiệm.

Thứ tư, hệ thống đánh giá và khen thưởng nên ghi nhận cả quá trình đổi mới, gồm thử nghiệm, phản hồi người học, chia sẻ thực hành tốt và cải tiến dựa trên dữ liệu.

Thứ năm, tự chủ phải đi cùng trách nhiệm giải trình, trong đó quyền quyết định gắn với minh chứng học thuật, dữ liệu học tập và đánh giá chuyên môn để bảo đảm đồng thời sáng tạo, chất lượng và minh bạch.

VI. KẾT LUẬN

Nghiên cứu cho thấy nhận thức về tự chủ đại học làm gia tăng sự trao quyền tâm lý, qua đó thúc đẩy hành vi đổi mới giảng dạy; đồng thời tự chủ vẫn có tác động trực tiếp đến đổi mới. Điều này cho thấy hiệu quả của tự chủ đại học không chỉ phụ thuộc vào thiết kế thể chế mà còn vào trải nghiệm tâm lý của giảng viên trong công việc hằng ngày.

Về lý thuyết, mô hình kết nối nghiên cứu về tự chủ đại học với lý thuyết trao quyền tâm lý và hành vi đổi mới. Về quản trị, các trường cần chuyển tự chủ tổ chức thành tự chủ chuyên môn có trách nhiệm ở cấp giảng viên, đồng thời củng cố năng lực, quyền tự quyết và tiếng nói chuyên môn của đội ngũ.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Ngô Thị Hiếu, Trần Công Phong, Nguyễn Thanh Hưng, & Ngô Thị Huyền. (2021). Giải pháp phát triển đội ngũ giảng viên Trường Đại học Tây Nguyên theo hướng tăng quyền tự chủ, tự chịu trách nhiệm xã hội. Tạp chí Giáo dục, 499(1), 26–31.

Phạm Hồng Quang, & Nguyễn Danh Nam. (2025). Thực trạng môi trường giáo dục đại học Việt Nam: Góc nhìn từ phía cán bộ quản lí và giảng viên đại học. Tạp chí Giáo dục.

Phạm Xuân Hưởng. (2025). Ảnh hưởng của sự gắn kết với công việc đến kết quả thực hiện công việc của giảng viên các trường đại học tự chủ. Tạp chí Giáo dục, 25(18), 59–64.

Quốc hội. (2018). Luật số 34/2018/QH14 sửa đổi, bổ sung một số điều của Luật Giáo dục đại học.

Aldabbas, H., Pinnington, A., & Lahrech, A. (2021). The mediating role of psychological empowerment in the relationship between knowledge sharing and innovative work behaviour. International Journal of Innovation Management, 25(2), 1–31. https://doi.org/10.1142/S1363919621500146

Dai, L., Wang, S., & Chen, J. (2026). Psychological ownership and academic identity: Unveiling their roles in promoting teaching innovation. Frontiers in Psychology, 17, 1833248. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1833248

De Jong, J., & Den Hartog, D. (2010). Measuring innovative work behaviour. Creativity and Innovation Management, 19(1), 23–36. https://doi.org/10.1111/j.1467-8691.2010.00547.x

Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. Psychological Inquiry, 11(4), 227–268. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01

Estermann, T., & Nokkala, T. (2009). University autonomy in Europe I: Exploratory study. European University Association.

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

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

Hayes, A. F. (2018). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach (2nd ed.). Guilford Press.

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. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling, 6(1), 1–55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Janssen, O. (2000). Job demands, perceptions of effort-reward fairness and innovative work behaviour. Journal of Occupational and Organizational Psychology, 73(3), 287–302. https://doi.org/10.1348/096317900167038

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). Psychometric theory (3rd ed.). McGraw-Hill.

Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. Behavior Research Methods, 40(3), 879–891. https://doi.org/10.3758/BRM.40.3.879

Rafique, M. A., Hou, Y., & Chudhery, M. A. Z. (2022). Investigating the impact of pandemic job stress and transformational leadership on innovative work behavior: The mediating and moderating role of knowledge sharing. Journal of Innovation & Knowledge, 7(3), 100214. https://doi.org/10.1016/j.jik.2022.100214

Scott, S. G., & Bruce, R. A. (1994). Determinants of innovative behavior: A path model of individual innovation in the workplace. Academy of Management Journal, 37(3), 580–607. https://doi.org/10.5465/256701

Seibert, S. E., Wang, G., & Courtright, S. H. (2011). Antecedents and consequences of psychological and team empowerment in organizations: A meta-analytic review. Journal of Applied Psychology, 96(5), 981–1003. https://doi.org/10.1037/a0022676

Spreitzer, G. M. (1995). Psychological empowerment in the workplace: Dimensions, measurement, and validation. Academy of Management Journal, 38(5), 1442–1465. https://doi.org/10.5465/256865

Thomas, K. W., & Velthouse, B. A. (1990). Cognitive elements of empowerment: An “interpretive” model of intrinsic task motivation. Academy of Management Review, 15(4), 666–681. https://doi.org/10.5465/amr.1990.4310926

Tong, Y., & Jiang, X. (2025). Emotional intelligence and innovative teaching behavior of student teachers of English in Southeast Chinese University: Two-factor mediation role of psychological empowerment and career commitment. SAGE Open, 15(4). https://doi.org/10.1177/21582440251385883

Zhang, X., & Bartol, K. M. (2010). Linking empowering leadership and employee creativity: The influence of psychological empowerment, intrinsic motivation, and creative process engagement. Academy of Management Journal, 53(1), 107–128. https://doi.org/10.5465/amj.2010.48037118