ẢNH HƯỞNG CỦA VIDEO NGẮN ĐẾN TRÌ HOÃN HỌC TẬP: KHI CƠ CHẾ PHÂN MẢNH CHÚ Ý LẤN ÁT TỰ KIỂM SOÁT SỐ

Cao Phi Kiệt
Trường Đại học FPT
Email: kietcao682@gmail.com

Tóm tắt: *Nghiên cứu kiểm định mối liên hệ giữa tiêu thụ video ngắn, phân mảnh chú ý, khả năng tập trung, trì hoãn học tập và tự kiểm soát số trên 410 phản hồi hợp lệ của sinh viên. Bộ dữ liệu gồm 21 biến quan sát theo thang Likert 5 mức và không có dữ liệu thiếu. Kết quả cho thấy năm thang đo có độ tin cậy tốt, Cronbach's Alpha từ 0,805 đến 0,830; KMO đạt 0,847, kiểm định Bartlett có ý nghĩa (χ^2 = 3093,813; df = 210; p < 0,001), và năm nhân tố giải thích 63,54% phương sai. Tiêu thụ video ngắn dự báo thuận phân mảnh chú ý (β = 0,451; p < 0,001); phân mảnh chú ý dự báo nghịch khả năng tập trung (β = -0,322; p < 0,001). Khi đồng thời dự báo trì hoãn học tập, phân mảnh chú ý có ảnh hưởng thuận (β = 0,218; p < 0,001), còn khả năng tập trung có ảnh hưởng nghịch (β = -0,197; p < 0,001). Trái với giả thuyết, tương tác giữa tiêu thụ video ngắn và tự kiểm soát số không có ý nghĩa (β = -0,038; p = 0,375). Kết quả cho thấy cơ chế chú ý có giá trị giải thích rõ hơn giả định điều tiết của tự kiểm soát số, đồng thời nhấn mạnh nhu cầu can thiệp vào môi trường và thói quen chuyển đổi chú ý trong học tập.*

Từ khóa: *video ngắn; phân mảnh chú ý; khả năng tập trung; trì hoãn học tập; sinh viên*

THE IMPACT OF SHORT VIDEOS ON LEARNING PROCRASTINATION: WHEN ATTENTION FRAGMENTATION OVERRIDES DIGITAL SELF-CONTROL

Abstract: *This study examined the relationships among short-form video consumption, attention fragmentation, concentration capacity, academic procrastination, and digital self-control using 410 valid student responses. The dataset contained 21 Likert-type items and no missing values. All five scales showed good internal consistency, with Cronbach's alpha ranging from .805 to .830. Exploratory factor analysis produced a KMO value of .847 and a significant Bartlett test (χ^2 = 3093.813, df = 210, p < .001); five factors explained 63.54% of the variance. Short-form video consumption positively predicted attention fragmentation (β = .451, p < .001), while attention fragmentation negatively predicted concentration capacity (β = -.322, p < .001). In a simultaneous regression predicting academic procrastination, attention fragmentation had a positive effect (β = .218, p < .001) and concentration had a negative effect (β = -.197, p < .001). Contrary to the proposed moderation hypothesis, the interaction between short-form video consumption and digital self-control was not significant (β = -.038, p = .375). The findings suggest that proximal attention mechanisms provide a clearer account of academic procrastination than the assumed buffering role of digital self-control, supporting educational interventions focused on reducing task-switching and protecting sustained attention.*

Keywords*: short-form video; attention fragmentation; concentration; academic procrastination; university students*

Nhận bài: 06/07/2026 *Phản biện: 06/08/2026* *Duyệt đăng: 10/08/2026*

I. ĐẶT VẤN ĐỀ

Video ngắn đã trở thành một phần quen thuộc trong đời sống sinh viên. Với đặc trưng kích thích nhanh, chuyển nội dung liên tục và gợi ý thuật toán, video ngắn có thể hỗ trợ học tập nhưng cũng có khả năng làm tăng số lần rời nhiệm vụ khi được sử dụng xen kẽ với học tập. Vì vậy, vấn đề không chỉ là thời lượng sử dụng mà là cách hành vi này liên hệ với điều chỉnh chú ý và trì hoãn học tập.

Các nghiên cứu về đa nhiệm truyền thông cho thấy chuyển đổi giữa thiết bị số và nhiệm vụ học tập có liên hệ với sao nhãng và kết quả học tập kém thuận lợi (Chen & Yan, 2016; Uncapher & Wagner, 2018). Trì hoãn học tập được xem là một dạng thất bại tự điều chỉnh (Steel, 2007), trong khi mạng xã hội có thể trở thành phương tiện né tránh nhiệm vụ (Meier et al., 2016). Trong bối cảnh video ngắn, Xie et al. (2023) cho thấy nghiện video ngắn liên hệ với trì hoãn học tập và kiểm soát chú ý đóng vai trò quan trọng.

Các bằng chứng giai đoạn 2024–2026 tiếp tục nhấn mạnh cơ chế chú ý. Li et al. (2024) ghi nhận sử dụng video ngắn có vấn đề liên hệ với lo âu và giảm gắn kết học tập; Li et al. (2026a, 2026b) báo cáo khác biệt về mạng lưới chú ý và kiểm soát ức chế; Wang et al. (2026) cho thấy nghiện video ngắn liên hệ âm với kiểm soát chú ý. Đặc biệt, Dong et al. (2026) cho thấy tiêu thụ video ngắn dự báo kiểm soát chú ý thấp hơn ở thời điểm sau, và kiểm soát chú ý tốt hơn dự báo trì hoãn thấp hơn. Những kết quả này ủng hộ việc kiểm định một chuỗi cơ chế thay vì chỉ xem xét tương quan trực tiếp.

Nghiên cứu phân biệt năm cấu trúc: tiêu thụ video ngắn (SVC), phân mảnh chú ý (AF), khả năng tập trung (AC), trì hoãn học tập (AP) và tự kiểm soát số (DSC). Từ đó, năm giả thuyết được đề xuất: H1: SVC có quan hệ thuận với AF; H2:

AF có quan hệ nghịch với AC; H3: AF có quan hệ thuận với AP; H4: AC có quan hệ nghịch với AP; và H5: DSC làm suy yếu quan hệ thuận giữa SVC và AF.

II. NỘI DUNG NGHIÊN CỨU

2.1. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

Mô hình kết hợp quan điểm năng lực xử lý thông tin có giới hạn và tự điều chỉnh học tập. Theo Lang (2000), nguồn lực nhận thức là hữu hạn; việc tái định hướng liên tục có thể làm giảm nguồn lực dành cho nhiệm vụ chính. Nghiên cứu đa nhiệm truyền thông cũng cho thấy chuyển đổi thường xuyên giữa các nội dung liên hệ với khó khăn trong kiểm soát nhiễu và duy trì mục tiêu (Ophir et al., 2009; Chen & Yan, 2016). Với video ngắn, cấu trúc cuộn liên tục và nội dung thay đổi nhanh có thể làm tăng chuyển đổi chú ý. Vì vậy, H1 dự báo SVC liên hệ thuận với AF.

AF phản ánh dòng chú ý bị gián đoạn và chia nhỏ, trong khi AC thể hiện khả năng duy trì và phục hồi tập trung. Việc liên tục tái khởi động nhiệm vụ có thể làm suy giảm trạng thái tập trung ổn định. Các nghiên cứu về video ngắn và kiểm soát chú ý cho thấy hướng quan hệ nhìn chung bất lợi (Xie et al., 2023; Wang et al., 2026; Dong et al., 2026). Do đó, H2 dự báo AF liên hệ nghịch với AC.

Trì hoãn học tập được xem là một dạng thất bại tự điều chỉnh (Steel, 2007). AF có thể làm tăng trì hoãn do người học khó duy trì tiến trình và dễ chuyển sang phần thưởng tức thời, trong khi AC tốt giúp duy trì nhiệm vụ và giảm chi phí khởi động lại. Vì vậy, H3 dự báo AF liên hệ thuận với AP, còn H4 dự báo AC liên hệ nghịch với AP. Việc đưa AF và AC đồng thời vào hồi quy cho phép đánh giá đóng góp riêng của từng biến.

Cuối cùng, DSC được xem là điều kiện biên. Tự kiểm soát liên hệ với nhiều kết quả thích nghi (Tangney et al., 2004), còn Zhang et al. (2026) nhấn mạnh vai trò của tự kỷ luật trong mối liên hệ giữa video ngắn và tự kiểm soát. Sinh viên có DSC cao có thể thiết lập ranh giới giữa học tập và sử dụng video ngắn, từ đó giảm hành vi xen kẽ. Vì vậy, H5 dự báo DSC làm suy yếu quan hệ thuận giữa SVC và AF. Nếu tương tác không có ý nghĩa, kết quả này vẫn cung cấp thông tin về giới hạn của mô hình.

Bảng 1. Giả thuyết nghiên cứu

Giả thuyết	Quan hệ	Kỳ vọng
H1	SVC → AF	+
H2	AF → AC	-
H3	AF → AP	+
H4	AC → AP	-
H5	SVC × DSC → AF	Điều tiết âm

2.2. Phương pháp nghiên cứu

2.2.1. Thiết kế và mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng thiết kế định lượng cắt ngang với 410 phản hồi hợp lệ của sinh viên. Thiết kế này phù hợp để kiểm tra cấu trúc thang đo, tương quan và quan hệ hồi quy giữa các biến nhưng không cho phép suy luận nhân quả theo thời gian. Vì vậy, các thuật ngữ "ảnh hưởng" hoặc "dự báo" chỉ được hiểu trong phạm vi mô hình thống kê; khẳng định nhân quả cần thiết kế dọc hoặc thực nghiệm.

2.2.2. Thang đo và mã hóa biến

Nghiên cứu gồm năm cấu trúc: tiêu thụ video ngắn (SVC), phân mảnh chú ý (AF), khả năng tập trung (AC), trì hoãn học tập (AP) và tự kiểm soát số (DSC). SVC gồm 5 biến quan sát; AF, AC, AP và DSC mỗi thang gồm 4 biến, tổng cộng 21 chỉ báo. Tất cả sử dụng thang 5 mức; điểm cấu trúc được tính bằng trung bình các chỉ báo tương ứng, trong đó điểm cao biểu thị mức cấu trúc cao hơn.

2.2.3. Chiến lược phân tích dữ liệu

Dữ liệu được kiểm tra phạm vi giá trị và dữ liệu thiếu trước khi đánh giá độ tin cậy bằng Cronbach's Alpha và tương quan biến–tổng hiệu chỉnh, với ngưỡng tham khảo lần lượt là 0,70 và 0,30. EFA trên 21 chỉ báo sử dụng KMO, Bartlett, eigenvalue > 1, xoay Varimax và tải nhân tố để kiểm tra cấu trúc năm nhân tố. Phương sai của nhân tố chưa xoay đầu tiên chỉ được sử dụng như kiểm tra sơ bộ về common method bias.

Sau khi tính điểm tổng hợp, nghiên cứu sử dụng thống kê mô tả, tương quan Pearson và hồi quy. H1 kiểm định AF theo SVC; H2 kiểm định AC theo AF; H3 và H4 kiểm định đồng thời AP theo AF và AC. H5 được kiểm định bằng hồi quy điều tiết với SVC, DSC đã chuẩn hóa và tương tác

SVC × DSC. Kết quả báo cáo β chuẩn hóa, SE, t, p, CI 95%, R^2, ΔR^2 của tương tác và VIF; ngưỡng ý nghĩa là $p < 0,05$.

2.3. Kết quả nghiên cứu

2.3.1. Độ tin cậy và thống kê mô tả

Năm thang đo đạt độ tin cậy tốt, với Cronbach's Alpha từ 0,805 đến 0,830 và tương quan biến–tổng hiệu chỉnh từ 0,592 đến 0,664. Không có biến nào cần loại, nên toàn bộ 21 chỉ báo được giữ lại.

Điểm trung bình lần lượt là SVC = 2,914 (SD = 0,974), AF = 2,940 (SD = 1,001), AC = 3,040 (SD = 1,044), AP = 2,871 (SD = 1,023) và DSC = 2,896 (SD = 1,005). Độ lệch và độ nhọn thấp, không cho thấy phân phối lệch mạnh; các điểm trung bình quanh mức 3 cho thấy dữ liệu có đủ biến thiên để phân tích các mối liên hệ.

Bảng 2. Độ tin cậy và thống kê mô tả các thang đo

Thang đo	Mã	Số biến	Alpha	M	SD	Tương quan biến - tổng
Tiêu thụ video ngắn	SVC	5	0,830	2,914	0,974	0,604-0,652
Phân mảnh chú ý	AF	4	0,814	2,940	1,001	0,595-0,648
Khả năng tập trung	AC	4	0,828	3,040	1,044	0,650-0,664
Trì hoãn học tập	AP	4	0,808	2,871	1,023	0,592-0,657
Tự kiểm soát số	DSC	4	0,805	2,896	1,005	0,594-0,640

2.3.2. Kết quả EFA

KMO đạt 0,847 và kiểm định Bartlett có ý nghĩa, $\chi^2(210) = 3093,813$; $p < 0,001$, cho thấy dữ liệu phù hợp để phân tích nhân tố. Năm nhân tố có eigenvalue > 1, giải thích 63,54% tổng phương sai. Sau xoay Varimax, các chỉ báo tập trung vào năm cấu trúc dự kiến, với tải nhân tố của SVC = 0,739–0,761; AF = 0,710–0,807; AC = 0,775–0,823; AP = 0,759–0,797; và DSC = 0,764–0,811; không có tải trội nào dưới 0,70.

Nhân tố chưa xoay đầu tiên giải thích 23,93% phương sai, thấp hơn ngưỡng mô tả 50% thường dùng trong kiểm tra Harman. Kết quả này không loại trừ hoàn toàn sai lệch phương pháp chung nhưng không cho thấy một nhân tố duy nhất chi phối dữ liệu. Nhìn chung, EFA cùng kết quả độ tin cậy ủng hộ việc sử dụng năm cấu trúc riêng biệt trong các phân tích tiếp theo.

Bảng 3. Tóm tắt kết quả EFA

Chỉ số	Giá trị	Nhận xét
KMO	0,847	Đạt
Bartlett	$\chi^2 = 3093,813$; df = 210; $p < 0,001$	Có ý nghĩa
Số nhân tố eigenvalue > 1	5	Phù hợp mô hình
Tổng phương sai giải thích	63,54%	Đạt
Nhân tố đầu tiên chưa quay	23,93%	Không chi phối
Tải nhân tố SVC	0,739-0,761	Tốt
Tải nhân tố AF	0,710-0,807	Tốt
Tải nhân tố AC	0,775-0,823	Tốt
Tải nhân tố AP	0,759-0,797	Tốt
Tải nhân tố DSC	0,764-0,811	Tốt

2.3.3. Tương quan giữa các biến

Các quan hệ chính phù hợp với giả thuyết. SVC tương quan thuận với AF ($r = 0,451$; $p < 0,001$), nghịch với AC ($r = -0,218$; $p < 0,001$) và thuận yếu với AP ($r = 0,162$; $p = 0,001$). AF tương quan nghịch với AC ($r = -0,322$; $p < 0,001$) và thuận với AP ($r = 0,282$; $p < 0,001$), trong khi AC tương quan nghịch với AP ($r = -0,267$; $p < 0,001$).

DSC gần như không tương quan với SVC ($r = 0,044$; $p = 0,369$), AF ($r = -0,009$; $p = 0,859$) hoặc AP ($r = 0,002$; $p = 0,961$); tương quan với AC cũng chưa có ý nghĩa ($r = 0,087$; $p = 0,077$). Tuy nhiên, do biến điều tiết không nhất thiết phải có hiệu ứng chính, H5 vẫn được kiểm định bằng mô hình tương tác.

2.3.4. Kiểm định giả thuyết bằng hồi quy

H1 được ủng hộ: SVC dự báo thuận AF (β = 0,451, SE = 0,044, t = 10,208, $p < 0,001$; 95% CI

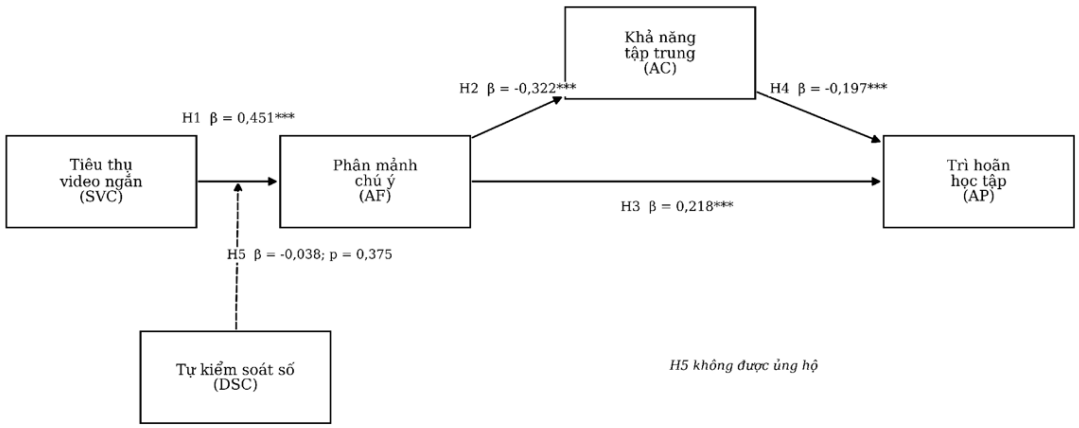
[0,364; 0,538]), với $R^2 = 0,203$. Đây là đường dẫn mạnh nhất trong chuỗi chính.

H2 cũng được ủng hộ: AF dự báo nghịch AC ($\beta = -0,322$, SE = 0,047, $t = -6,861$, $p < 0,001$; 95% CI [-0,414; -0,229]), với $R^2 = 0,103$.

Trong mô hình dự báo AP, AF và AC đều có đóng góp riêng, với $R^2 = 0,114$. AF dự báo thuận AP ($\beta = 0,218$, SE = 0,049, $t = 4,431$, $p < 0,001$; 95% CI [0,121; 0,315]), ủng hộ H3. AC dự báo nghịch AP ($\beta = -0,197$, SE = 0,049, $t = -3,989$, $p < 0,001$; 95% CI [-0,293; -0,100]), ủng hộ H4. VIF ≈ 1,115 cho thấy không có vấn đề đa cộng tuyến đáng kể.

H5 không được ủng hộ. Tương tác SVC × DSC không có ý nghĩa ($\beta = -0,038$, SE = 0,042, $t = -0,889$, $p = 0,375$; 95% CI [-0,121; 0,046]) và chỉ làm R^2 tăng khoảng 0,0015. VIF ≈ 1,00 cho thấy kết quả này không xuất phát từ đa cộng tuyến. Mặc dù hệ số có chiều âm như kỳ vọng, độ lớn rất nhỏ và CI bao gồm 0, nên chưa có bằng chứng rằng DSC làm suy yếu quan hệ SVC–AF.

Việc H5 không được ủng hộ giúp giới hạn kết luận của mô hình và gợi ý DSC có thể hoạt động qua cơ chế khác hoặc chỉ phát huy trong những điều kiện cụ thể. Do đó, can thiệp không nên chỉ tập trung vào yêu cầu sinh viên tăng tự kiểm soát nếu môi trường học vẫn tạo điều kiện cho chuyển đổi chú ý liên tục.



Hình 1. Mô hình nghiên cứu và kết quả kiểm định

Ghi chú bổ sung: R^2(H1) = 0,203; R^2(H2) = 0,103; R^2(AP | AF, AC) = 0,114; R^2 mô hình điều tiết = 0,206; ΔR^2 tương tác = 0,0015; VIF trong các mô hình chính nằm khoảng 1,00-1,12,

2.4. Thảo luận

2.4.1. Tiêu thụ video ngắn và phân mảnh chú ý

Quan hệ SVC → AF có $\beta = 0,451$, mạnh nhất trong mô hình. Kết quả phù hợp với quan điểm rằng môi trường video ngắn có nhịp chuyển đổi nhanh có thể liên hệ với dòng chú ý bị chia nhỏ, đồng thời nhất quán với nghiên cứu đa nhiệm truyền thông về khó khăn trong kiểm soát nhiễu và duy trì mục tiêu (Ophir et al., 2009; Chen & Yan, 2016; Uncapher & Wagner, 2018). Tuy nhiên, SVC phản ánh mức tiêu thụ chứ không đồng nghĩa với nghiện; do đó, kết quả chỉ cho thấy mức sử dụng cao hơn liên hệ với phân mảnh chú ý cao hơn.

Kết quả cũng tương thích với các nghiên cứu gần đây về định hướng chú ý, kiểm soát ức chế và kiểm soát chú ý trong sử dụng video ngắn (Li et al., 2026a, 2026b; Wang et al., 2026). Dong et al. (2026) còn cho thấy tiêu thụ video ngắn dự báo kiểm soát chú ý thấp hơn ở lần đo sau. Dù dữ liệu hiện tại là cắt ngang, hướng kết quả cho thấy AF là cơ chế đáng được ưu tiên trong nghiên cứu giáo dục số.

2.4.2. Phân mảnh chú ý, khả năng tập trung và trì hoãn học tập

AF liên hệ nghịch với AC, trong khi EFA cho thấy hai cấu trúc được phân biệt, cho thấy phân mảnh chú ý không đơn thuần là một cách gọi khác của thiếu tập trung. Khi AF và AC cùng dự báo AP, cả hai vẫn có ý nghĩa: AF có $\beta = 0,218$ và AC có $\beta = -0,197$. Kết quả cho thấy trì hoãn liên hệ đồng thời với mức chú ý bị chia nhỏ và khả năng duy trì tập trung, phù hợp với quan điểm tự điều chỉnh (Steel, 2007) và các nghiên cứu về kiểm soát chú ý (Xie et al., 2023; Dong et al., 2026).

Mô hình AP giải thích $R^2 = 0,114$ phương sai, cho thấy chú ý chỉ là một phần của cơ chế trì hoãn. Các yếu tố như độ khó nhiệm vụ, cảm xúc, tự hiệu

quả, động lực và sự nhàm chán vẫn có thể đóng vai trò. Vì vậy, kết quả không nên được diễn giải rằng video ngắn hay chú ý là nguyên nhân duy nhất của trì hoãn.

2.4.3. Vì sao giả thuyết điều tiết không được ủng hộ?

H5 không được ủng hộ vì tương tác SVC × DSC rất nhỏ và không có ý nghĩa, trong khi DSC gần như không tương quan với SVC, AF và AP. Một khả năng là thang DSC phản ánh khả năng quản lý thiết bị nói chung, chưa đủ nhạy với các hành vi trực tiếp gây phân mảnh như xem video trong lúc học, phản ứng với thông báo hoặc chuyển ứng dụng khi nhiệm vụ khó.

Khả năng khác là DSC hoạt động ở vị trí khác trong cơ chế. Zhang et al. (2026) nhấn mạnh vai trò của tự kỷ luật trong mạng lưới liên quan đến nghiện video ngắn, còn Wang et al. (2026) cho thấy tự điều chỉnh có thể liên quan đến tự hiệu quả, trì hoãn và sự nhàm chán. Vì vậy, DSC có thể ảnh hưởng đến quyết định bắt đầu, dừng xem hoặc mức sử dụng có vấn đề hơn là trực tiếp điều tiết quan hệ SVC → AF.

2.5. Hàm ý đối với tâm lý học và giáo dục

Hàm ý thực tiễn nổi bật nhất là can thiệp nên nhắm trực tiếp vào phân mảnh chú ý. Vì SVC giải thích hơn 20% phương sai AF trong mô hình đơn, sinh viên có thể được hướng dẫn quan sát không chỉ tổng thời gian xem video mà còn số lần chuyển ra khỏi nhiệm vụ học. Một người có hai giờ xem video vào cuối ngày có thể ít bị ảnh hưởng đến phiên học hơn người xem tổng cộng một giờ nhưng chia thành hàng chục lần xen kẽ. Do đó, công cụ theo dõi hành vi nên ưu tiên số lần mở ứng dụng, số lần chuyển nhiệm vụ và khoảng thời gian học liên tục.

2.6. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Hạn chế đầu tiên là thiết kế cắt ngang. Các mũi tên trong mô hình dựa trên lý thuyết nhưng dữ liệu được thu tại một thời điểm, vì vậy không thể loại trừ hướng ngược: sinh viên có xu hướng trì hoãn hoặc khó tập trung có thể sử dụng video ngắn nhiều hơn. Nghiên cứu tiếp theo nên sử dụng thiết kế dọc ít nhất ba thời điểm, tương tự hướng của Dong et al. (2026), để kiểm tra đường dẫn chéo theo thời gian và độ ổn định của các cấu trúc.

Hạn chế thứ hai là toàn bộ 21 biến quan sát đều là tự báo cáo. Mặc dù EFA cho thấy năm nhân tố tách biệt và nhân tố đầu tiên chỉ giải thích 23,93% phương sai, common method bias vẫn có thể tồn tại. Nghiên cứu tiếp theo nên kết hợp dữ liệu log sử dụng điện thoại, số lần mở ứng dụng, thời lượng phiên xem, nhiệm vụ chú ý hành vi hoặc dữ liệu trải nghiệm tức thời. Việc kết hợp nguồn dữ liệu sẽ giúp phân biệt giữa cảm nhận về phân mảnh và hiệu suất chú ý thực tế.

Cuối cùng, bối cảnh mẫu tập trung vào sinh viên nên thận trọng khi khái quát sang học sinh phổ thông hoặc người trưởng thành đi làm. Yêu cầu chú ý, lịch học và mức tự chủ về thiết bị khác nhau giữa các nhóm. Nghiên cứu so sánh nhiều cơ sở đào tạo, ngành học và nhóm tuổi sẽ giúp đánh giá tính ổn định của mô hình. Quan trọng hơn, các nghiên cứu tương lai nên duy trì nguyên tắc phân biệt tiêu thụ video ngắn thông thường với nghiện hoặc sử dụng có vấn đề để tránh diễn giải quá mức một hành vi số phổ biến.

III. KẾT LUẬN

Trên 410 phản hồi hợp lệ, dữ liệu cho thấy năm thang đo SVC, AF, AC, AP và DSC có độ tin cậy tốt và cấu trúc năm nhân tố rõ ràng. Bốn quan hệ cốt lõi được ủng hộ: tiêu thụ video ngắn liên hệ thuận với phân mảnh chú ý; phân mảnh chú ý liên hệ nghịch với khả năng tập trung; phân mảnh chú ý liên hệ thuận với trì hoãn học tập; và khả năng tập trung liên hệ nghịch với trì hoãn học tập. Khi AF và AC được xét đồng thời, cả hai vẫn đóng góp riêng cho AP, cho thấy cơ chế chú ý có ý nghĩa giải thích thực chất chứ không chỉ phản ánh tương quan giữa các biến gần nghĩa.

Giả thuyết tự kiểm soát số làm yếu quan hệ giữa SVC và AF không được ủng hộ. Kết quả này cần được giữ nguyên vì nó giúp xác định giới hạn của mô hình: trong bộ dữ liệu hiện tại, yếu tố đáng chú ý nhất là sự liên kết giữa mức tiêu thụ và phân mảnh chú ý, không phải hiệu ứng bảo vệ của DSC. Về thực tiễn, các chương trình hỗ trợ sinh viên nên ưu tiên quản lý chuyển đổi chú ý, thiết kế phiên học ít nhiễu và phát triển khả năng tập trung có chủ đích. Về khoa học, nghiên cứu tiếp theo cần thiết kế theo thời gian, bổ sung dữ liệu hành vi và tinh chỉnh phép đo tự kiểm soát số để kiểm tra rõ hơn điều kiện biên của mối liên hệ giữa video ngắn và học tập.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Chen, Q., & Yan, Z. (2016). Does multitasking with mobile phones affect learning? A review. Computers in Human Behavior, 54, 34-42. https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.07.047

Dong, J., Zhang, H., Zhao, J., & Yuan, R. (2026). Algorithmic short-video music consumption and academic related functions: A three-wave longitudinal study of university students. Frontiers in Psychology, 17, 1907189. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1907189

Hayes, A. F. (2022). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach (3rd ed.). The Guilford Press.

Lang, A. (2000). The limited capacity model of mediated message processing. Journal of Communication, 50(1), 46-70. https://doi.org/10.1111/j.1460-2466.2000.tb02833.x

Li, B., Samah, N. A., & Liu, T. (2026a). The effect of problematic short-video use on attention networks among college students. Cognitive Processing. https://doi.org/10.1007/s10339-026-01382-0

Li, B., Samah, N. A., & Liu, T. (2026b). The relationship between short-video addiction tendency and inhibitory control in university students: ERP evidence from a Go/No-go task. Frontiers in Psychology, 17, 1824227. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1824227

Li, G., Geng, Y., & Wu, T. (2024). Effects of short-form video app addiction on academic anxiety and academic engagement: The mediating role of mindfulness. Frontiers in Psychology, 15, 1428813. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1428813

Meier, A., Reinecke, L., & Meltzer, C. E. (2016). Facebocrastination? Predictors of using Facebook for procrastination and its effects on students' well-being. Computers in Human Behavior, 64, 65-76. https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.06.011

Ophir, E., Nass, C., & Wagner, A. D. (2009). Cognitive control in media multitaskers. Proceedings of the National Academy of Sciences, 106(37), 15583-15587. https://doi.org/10.1073/pnas.0903620106

Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. Psychological Bulletin, 133(1), 65-94. https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.1.65

Tangney, J. P., Baumeister, R. F., & Boone, A. L. (2004). High self-control predicts good adjustment, less pathology, better grades, and interpersonal success. Journal of Personality, 72(2), 271-324. https://doi.org/10.1111/j.0022-3506.2004.00263.x

Uncapher, M. R., & Wagner, A. D. (2018). Minds and brains of media multitaskers: Current findings and future directions. Proceedings of the National Academy of Sciences, 115(40), 9889-9896. https://doi.org/10.1073/pnas.1611612115

Wang, Z., Wang, M., & Song, X. (2026). A self regulatory model of short form video addiction and perceived attention control among Chinese undergraduates. Discover Psychology. https://doi.org/10.1007/s44202-026-00867-5

Xie, J., Xu, X., Zhang, Y., Tan, Y., Wu, D., Shi, M., & Huang, H. (2023). The effect of short-form video addiction on undergraduates' academic procrastination: A moderated mediation model. Frontiers in Psychology, 14, 1298361. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1298361

Zhang, Y., Yu, Q., Li, T., Wu, X., & Cao, J. (2026). The relationship among short-form video addiction, self-control, and emotional symptoms in college students: A network analysis. BMC Public Health, 26, 773. https://doi.org/10.1186/s12889-026-26394-5