HỆ LỤY CỦA VIỆC TIÊU THỤ VIDEO DẠNG NGẮN ĐẾN MỨC ĐỘ TẬP TRUNG HỌC TẬP: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TỪ SINH VIÊN FPT POLYTECHNIC TP.HCM

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

Tóm tắt: *Nghiên cứu kiểm định mô hình giới hạn năng lực xử lý – tự điều chỉnh nhằm giải thích tác động của tiêu thụ video dạng ngắn đến tập trung và trì hoãn học tập. Mẫu phân tích gồm 410 phản hồi hợp lệ của sinh viên FPT Polytechnic, cơ sở Thành phố Hồ Chí Minh và được phân tích bằng PLS-SEM với bootstrap 5.000 mẫu lặp. Tiêu thụ video dạng ngắn làm tăng phân mảnh chú ý (β = 0,491; p < 0,001) và làm giảm tập trung học tập (β = −0,252; p < 0,001). Phân mảnh chú ý làm giảm tập trung (β = −0,338; p < 0,001) và tăng trì hoãn (β = 0,318; p < 0,001); tập trung làm giảm trì hoãn (β = −0,299; p < 0,001). Tác động trực tiếp của tiêu thụ video ngắn đến trì hoãn không có ý nghĩa khi các cơ chế được đưa vào mô hình (β = 0,069; p = 0,109), nhưng bốn hiệu ứng gián tiếp đều có ý nghĩa. Tự kiểm soát số tăng tập trung, giảm trì hoãn và làm yếu quan hệ giữa tiêu thụ với phân mảnh (β tương tác = −0,162; p < 0,001). Mô hình giải thích 32,0% phương sai phân mảnh, 41,1% tập trung và 48,7% trì hoãn. Kết quả cho thấy cơ chế chuyển đổi chú ý và ranh giới sử dụng số là các mục tiêu can thiệp gần hơn thời lượng xem đơn thuần.*

Từ khóa*: video dạng ngắn; phân mảnh chú ý; tập trung học tập; trì hoãn học tập; tự kiểm soát số; PLS-SEM.*

THE IMPACT OF SHORT-FORMAT VIDEO CONSUMPTION ON ACADEMIC CONCENTRATION: EMPIRICAL EVIDENCE FROM FPT POLYTECHNIC HO CHI MINH CITY STUDENTS

Abstract*: This study tests a limited-capacity and self-regulation model explaining how short-form video consumption relates to academic concentration and procrastination. The analysis uses 410 valid survey responses from FPT Polytechnic students in Ho Chi Minh City and PLS-SEM with 5,000 bootstrap resamples. Short-form video consumption increases attentional fragmentation (β = .491, p < .001) and reduces academic concentration (β = −.252, p < .001). Fragmentation reduces concentration (β = −.338, p < .001) and increases procrastination (β = .318, p < .001), while concentration reduces procrastination (β = −.299, p < .001). The direct consumption–procrastination path is nonsignificant after the mechanisms are modeled (β = .069, p = .109), whereas all four indirect effects are significant. Digital self-control improves concentration, reduces procrastination, and buffers the consumption–fragmentation relationship (interaction β = −.162, p < .001). The model explains 32.0% of fragmentation, 41.1% of concentration, and 48.7% of procrastination. The findings identify attentional switching and digital boundaries as more proximal intervention targets than screen time alone.*

Keywords*: short-form video; attentional fragmentation; academic concentration; academic procrastination; digital self-control; PLS-SEM.*

Nhận bài: 21/08/2026 *Phản biện: 21/09/2026* *Duyệt đăng: 24/09/2026*

I. GIỚI THIỆU

Video dạng ngắn trên TikTok, Reels và Shorts đã trở thành một phần phổ biến trong đời sống sinh viên. Định dạng cuộn liên tục và cá nhân hóa giúp tiếp cận thông tin nhanh, nhưng cũng làm tăng chuyển đổi chú ý và cạnh tranh với các nhiệm vụ học tập có nhịp chậm. Trong giáo dục nghề nghiệp, nơi sinh viên thường học theo dự án, thực hành phần mềm và hoàn thành sản phẩm theo hạn, khả năng duy trì chú ý có thể ảnh hưởng trực tiếp đến tiến độ học tập.

Thời gian màn hình không phản ánh đầy đủ tác động của video ngắn vì gộp nhiều hình thức sử dụng khác nhau. Đồng thời, tương quan giữa thời gian xem và trì hoãn chưa xác định được chiều tác động. Vì vậy, cần xem xét các cơ chế chú ý và điều kiện làm tác động mạnh hoặc yếu.

Mô hình giới hạn năng lực xử lý xem chú ý là nguồn lực hữu hạn dành cho mã hóa, lưu trữ và truy xuất thông tin (Lang, 2000), trong khi cách tiếp cận tự điều chỉnh nhấn mạnh mục tiêu, giám sát và kiểm soát môi trường học tập (Zimmerman, 2000). Nghiên cứu kết hợp hai cách tiếp cận để kiểm định năm cấu trúc: tiêu thụ video dạng ngắn (SVC), phân mảnh chú ý (AF), tập trung học tập (AC), trì hoãn học tập (AP) và tự kiểm soát số (DSC). Mô hình kiểm tra tác động trực tiếp của SVC, vai trò trung gian nối tiếp của AF và AC, cùng tác động trực tiếp và điều tiết của DSC.

II. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ GIẢ THUYẾT

2.1. Tiêu thụ video ngắn và nguồn lực chú ý

SVC phản ánh tần suất sử dụng, kéo dài phiên xem ngoài dự kiến, mở ứng dụng theo thói quen

và mức độ xen vào hoạt động học. Khái niệm này rộng hơn thời lượng sử dụng nhưng không đồng nhất với nghiện. Xie et al. (2023) cho thấy nghiện video ngắn liên quan đến trì hoãn thông qua kiểm soát chú ý; Li et al. (2024) ghi nhận liên hệ với lo âu và gắn kết học tập; Yang (2024) cũng tìm thấy mối liên hệ với trì hoãn.

Theo mô hình giới hạn năng lực xử lý, việc liên tục chuyển đổi nội dung có thể huy động nguồn lực định hướng và làm gián đoạn xử lý sâu. Khi video ngắn xen vào nhiệm vụ học, người học phải liên tục tái định hướng. Do đó:

H1: SVC tác động tích cực đến AF.

H2: SVC tác động tiêu cực đến AC.

H3: SVC tác động tích cực đến AP.

2.2. Phân mảnh chú ý, tập trung và trì hoãn

AF phản ánh sự chuyển đổi chú ý và khó duy trì dòng suy nghĩ, còn AC thể hiện khả năng bám mục tiêu, lọc xao nhãng và quay lại nhiệm vụ. Hai cấu trúc có liên quan nghịch nhưng không đồng nhất. AF cao làm tăng chi phí tái nhập nhiệm vụ, giảm tiến bộ và có thể thúc đẩy trì hoãn.

Steel (2007) xem trì hoãn là một dạng thất bại tự điều chỉnh chịu ảnh hưởng của phần thưởng, kỳ vọng và tính bốc đồng. Video ngắn cung cấp phần thưởng gần, trong khi AF và AC thấp có thể làm nhiệm vụ học trở nên khó duy trì hơn. Vì vậy:

H4: AF tác động tiêu cực đến AC.

H5: AF tác động tích cực đến AP.

H6: AC tác động tiêu cực đến AP.

2.3. Tự kiểm soát số

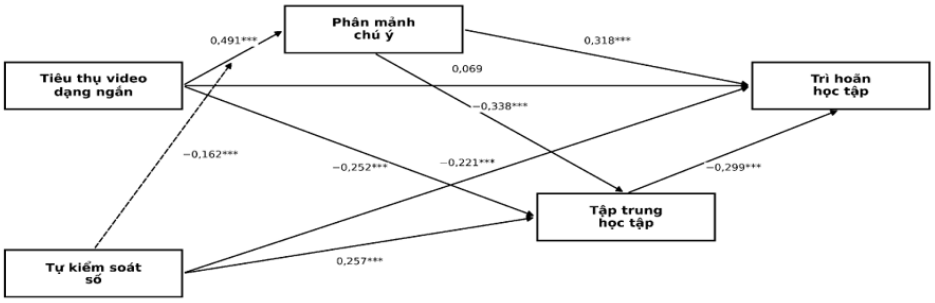
DSC là khả năng đặt giới hạn sử dụng, quản lý thông báo, tạo khoảng cách với thiết bị và chủ động quay lại mục tiêu. Tangney et al. (2004) cho thấy tự kiểm soát liên quan đến thích nghi và thành tích, trong khi Zhang et al. (2026) nhấn mạnh vai trò của tự kỷ luật trong mạng lưới nghiện và triệu chứng cảm xúc.

DSC được kỳ vọng làm tăng AC, giảm AP và làm yếu tác động SVC → AF. Ở cùng mức tiêu thụ, sinh viên có khả năng kiểm soát tốt hơn có thể hạn chế video xen vào phiên học và giảm phân mảnh chú ý. Do đó:

H7: DSC tác động tích cực đến AC.

H8: DSC tác động tiêu cực đến AP.

H9: DSC làm suy yếu tác động tích cực của SVC đến AF.



Hình 1. Kết quả kiểm định mô hình

2.4. Tổng hợp bằng chứng và định vị mô hình

Nghiên cứu về đa nhiệm truyền thông cho thấy tác động không chỉ phụ thuộc vào thời gian sử dụng mà còn vào tần suất chuyển đổi chú ý. Ophir et al. (2009) ghi nhận khác biệt về kiểm soát nhận thức, Ralph et al. (2014) liên hệ đa nhiệm với thất bại chú ý, còn van der Schuur et al. (2015) cho thấy bất lợi rõ hơn khi nhiều luồng truyền thông cạnh tranh với nhiệm vụ xử lý sâu. Trong học tập, Chen và Yan (2016) cho rằng tác động của điện thoại phụ thuộc vào mục tiêu và đặc điểm nhiệm vụ; Wilmer et al. (2017) lưu ý bằng chứng chủ yếu là cắt ngang nên chưa thể khẳng định nhân quả.

Từ góc độ tự điều chỉnh, Meier et al. (2016) liên hệ việc dùng mạng xã hội để trì hoãn với tự kiểm soát thấp và căng thẳng học tập, còn Rozgonjuk et al. (2018) nhấn mạnh vai trò của sử dụng mạng xã hội trong giờ học. May và Elder (2018) cho thấy đa nhiệm có thể được cảm nhận là hiệu quả dù hiệu suất không tăng, trong khi Uncapher và Wagner (2018) đề nghị đo hành vi trong bối cảnh cụ thể. Vì vậy, mô hình tách tiêu thụ video ngắn, phân mảnh chú ý và tập trung, đồng thời xem xét thói quen mở ứng dụng, kéo dài phiên xem, xen vào thời gian học và tự kiểm soát số.

III. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Thiết kế nghiên cứu và mẫu khảo sát

Nghiên cứu sử dụng thiết kế cắt ngang với 410 phản hồi hợp lệ của sinh viên FPT Polytechnic, cơ sở Thành phố Hồ Chí Minh. Các biến được đo bằng thang Likert 5 mức; dữ liệu không có giá trị thiếu hoặc bản ghi lặp. Mô hình kiểm định các quan hệ trực tiếp, gián tiếp và điều tiết.

Mẫu gồm 140 sinh viên 18–19 tuổi (34,1%), 191 sinh viên 20–21 tuổi (46,6%) và 79 sinh viên từ 22 tuổi (19,3%). Theo học kỳ, 118 sinh viên thuộc học kỳ 1–2 (28,8%), 141 thuộc học kỳ 3–4 (34,4%) và 151 thuộc học kỳ 5–6 (36,8%); 257 sinh viên làm bán thời gian (62,7%). Theo ngành, CNTT – Thiết kế chiếm 33,7%, Kinh doanh – Marketing 32,4%, Du lịch – Dịch vụ 21,5% và ngành khác 12,4%.

Về thời lượng xem, 57 sinh viên dưới 1 giờ/ngày (13,9%), 134 từ 1 đến dưới 2 giờ (32,7%), 128 từ 2 đến dưới 3 giờ (31,2%) và 91 từ 3 giờ trở lên (22,2%). TikTok là nền tảng chính của 174 sinh viên (42,4%), Reels 65 (15,9%), Shorts 52 (12,7%) và sử dụng kết hợp 119 (29,0%). Các tỷ lệ này chỉ mô tả mẫu khảo sát.

3.2. Đo lường

SVC gồm 5 biến quan sát về tần suất, mở ứng dụng theo thói quen, kéo dài phiên xem, xen vào giờ học và khó dừng. AF gồm 4 biến về phân mảnh chú ý; AC gồm 4 biến về duy trì và tái tập trung; AP gồm 5 biến về trì hoãn; DSC gồm 4 biến về giới hạn sử dụng, quản lý thông báo, khoảng cách với thiết bị và chủ động dừng.

Điểm cao biểu thị mức cao của cấu trúc. Điểm cấu trúc được tính từ các biến quan sát và chuẩn hóa trước khi ước lượng đường dẫn và tương tác. Việc tách SVC, AF, AC, AP và DSC cho phép đánh giá độ tin cậy, giá trị phân biệt và vai trò riêng của từng cơ chế.

3.3. Phân tích dữ liệu

Phân tích gồm thống kê mô tả, độ tin cậy, giá trị hội tụ, giá trị phân biệt và mô hình cấu trúc. Alpha và độ tin cậy tổng hợp > 0,70, AVE > 0,50 và tải ngoài > 0,708 được xem là phù hợp. Đa cộng tuyến được kiểm tra bằng VIF. Đường dẫn và hiệu ứng gián tiếp được đánh giá bằng bootstrap 5.000 mẫu với khoảng tin cậy 95%. R^2 phản ánh năng lực giải thích, Q^2_predict dương phản ánh khả năng dự báo; SRMR và NFI được dùng như chỉ báo bổ trợ.

Tương tác được tạo từ tích điểm chuẩn hóa SVC × DSC; mức DSC thấp, trung bình và cao tương ứng −1 SD, trung bình và +1 SD. Harman một nhân tố được sử dụng như kiểm tra sơ bộ sai lệch phương pháp chung, nhưng không được xem là bằng chứng đủ để loại trừ hoàn toàn sai lệch.

IV. KẾT QUẢ

4.1. Mô hình đo lường

Tải ngoài thực tế dao động 0,796–0,869, vượt ngưỡng 0,708. Alpha nằm trong khoảng 0,846–0,902 và CR từ 0,897 đến 0,927. AVE từ 0,685 đến 0,719, cho thấy mỗi cấu trúc giải thích trên một nửa phương sai chỉ báo. Các giá trị không quá cao đến mức gợi ý toàn bộ chỉ báo lặp lại cùng một nội dung.

Cấu trúc	Số biến	Alpha	CR	AVE	Tải ngoài	Trung bình	Độ lệch chuẩn
SVC	5	0,894	0,922	0,703	0,813–0,864	3,306	1,007
AF	4	0,846	0,897	0,685	0,796–0,862	3,138	0,974
AC	4	0,869	0,911	0,719	0,828–0,867	3,063	0,998
AP	5	0,902	0,927	0,719	0,827–0,869	3,184	1,004
DSC	4	0,862	0,906	0,707	0,806–0,853	3,161	0,991

Bảng 1. Độ tin cậy và giá trị hội tụ

Tiêu chuẩn Fornell–Larcker được đáp ứng khi căn bậc hai AVE của mỗi cấu trúc lớn hơn tương quan với cấu trúc khác. HTMT cao nhất dưới 0,85. Điều này đặc biệt quan trọng với AF và AC: dù liên quan nghịch, chúng vẫn có nội dung và phương sai riêng. VIF của các mô hình thành phần từ 1,00 đến 1,70, thấp hơn ngưỡng 3,3; đa cộng tuyến không làm sai lệch đáng kể hệ số.

Nhân tố đầu tiên trong kiểm tra Harman giải thích 40,5% phương sai, dưới mốc tham khảo 50%. Kết quả không chứng minh sai lệch phương pháp chung vắng mặt, nhưng không cho thấy một nhân tố chung chi phối toàn bộ thang đo. SRMR = 0,057 và NFI = 0,921 cho thấy mức phù hợp bổ trợ chấp nhận được.

4.2. Mô hình cấu trúc và giả thuyết

SVC làm tăng AF mạnh (β = 0,491; t = 12,21; p < 0,001), ủng hộ H1. SVC làm giảm AC (β = −0,252; t = 5,62; p < 0,001), ủng hộ H2. Trái lại, đường trực tiếp SVC → AP dương nhưng không có ý nghĩa (β = 0,069; t = 1,60; p = 0,109; CI 95% [−0,016; 0,155]); H3 không được ủng hộ khi AF, AC và DSC cùng có trong phương trình. Kết quả này không phủ nhận quan hệ tổng giữa xem và trì hoãn; nó cho thấy phần trực tiếp còn lại nhỏ sau khi mô hình hóa cơ chế.

AF làm giảm AC (β = −0,338; t = 7,19; p < 0,001) và làm tăng AP (β = 0,318; t = 7,30; p < 0,001), ủng hộ H4–H5. AC làm giảm AP (β = −0,299; t = 6,53; p < 0,001), ủng hộ H6. DSC làm tăng AC (β = 0,257; t = 7,00; p < 0,001) và giảm AP (β = −0,221; t = 5,47; p < 0,001), ủng hộ H7–H8. DSC còn có tác động âm đến AF (β = −0,132; p = 0,002), dù đường này được đưa như biến kiểm soát cấu trúc chứ không đánh số giả thuyết riêng.

Giả thuyết	Đường dẫn	β	SE	t	p	Khoảng tin cậy 95%	Kết luận
H1	SVC → AF	0,491	0,040	12,21	<0,001	[0,412; 0,571]	Ủng hộ
H2	SVC → AC	−0,252	0,045	5,62	<0,001	[−0,342; −0,167]	Ủng hộ
H3	SVC → AP	0,069	0,043	1,60	0,109	[−0,016; 0,155]	Không ủng hộ
H4	AF → AC	−0,338	0,047	7,19	<0,001	[−0,428; −0,242]	Ủng hộ
H5	AF → AP	0,318	0,044	7,30	<0,001	[0,233; 0,403]	Ủng hộ
H6	AC → AP	−0,299	0,046	6,53	<0,001	[−0,390; −0,209]	Ủng hộ
H7	DSC → AC	0,257	0,037	7,00	<0,001	[0,185; 0,330]	Ủng hộ
H8	DSC → AP	−0,221	0,040	5,47	<0,001	[−0,298; −0,142]	Ủng hộ
H9	SVC × DSC → AF	−0,162	0,038	4,21	<0,001	[−0,238; −0,085]	Ủng hộ

Bảng 2. Kết quả kiểm định giả thuyết

Mô hình giải thích 32,0% phương sai AF, 41,1% AC và 48,7% AP. Các giá trị Q^2_predict lần lượt 0,294; 0,401; 0,438 đều dương. Mức giải thích của AP gần 50% cho thấy cơ chế chú ý và tự kiểm soát có ý nghĩa dự báo đáng kể trong mẫu nghiên cứu, nhưng vẫn còn phương sai thuộc động cơ, cảm xúc, khối lượng học, giấc ngủ và điều kiện cá nhân.

4.3. Hiệu ứng gián tiếp

Bốn hiệu ứng gián tiếp đều có khoảng tin cậy không chứa 0. SVC làm giảm AC qua AF (β = −0,166), làm tăng AP qua AF (β = 0,156), và làm tăng AP qua tuyến giảm AC (β = 0,076). Chuỗi SVC → AF → AC → AP cũng dương (β = 0,050). Tổ hợp các kết quả với H3 không có ý nghĩa phù hợp với trung gian gián tiếp đầy đủ về mặt thống kê trong mô hình này: ảnh hưởng của SVC đến AP được truyền chủ yếu qua phân mảnh và suy giảm tập trung.

Hiệu ứng gián tiếp	β	t	Khoảng tin cậy 95%	Kết luận
SVC → AF → AC	−0,166	6,57	[−0,218; −0,117]	Có ý nghĩa
SVC → AF → AP	0,156	6,25	[0,110; 0,207]	Có ý nghĩa
SVC → AC → AP	0,076	4,34	[0,044; 0,113]	Có ý nghĩa
SVC → AF → AC → AP	0,050	4,58	[0,031; 0,073]	Có ý nghĩa

Bảng 3. Kết quả kiểm định hiệu ứng gián tiếp

4.4. Vai trò điều tiết

Hệ số SVC × DSC → AF âm và có ý nghĩa (β = −0,162). Khi DSC tăng một độ lệch chuẩn, độ dốc dương của SVC lên AF giảm 0,162 đơn vị chuẩn hóa. Tại DSC thấp, quan hệ SVC → AF mạnh hơn; tại DSC cao, nó vẫn dương nhưng yếu hơn. Đây là điều tiết giảm nhẹ, không phải đảo chiều. Sinh viên tự kiểm soát cao không miễn nhiễm với chuyển đổi chú ý nếu tiêu thụ rất lớn, nhưng ranh giới sử dụng giúp hạn chế mức phân mảnh.

V. THẢO LUẬN

5.1. Tiêu thụ video ngắn tác động chủ yếu qua cơ chế chú ý

Kết quả cho thấy đường trực tiếp SVC → AP không có ý nghĩa, trong khi các tuyến gián tiếp đều có ý nghĩa. Khi AF và AC được đưa vào mô hình, tác động của SVC đến trì hoãn chủ yếu được giải thích qua phân mảnh chú ý và suy giảm tập trung. Kết quả này phù hợp với Xie et al. (2023), đồng thời mở rộng bằng cách tách AF và AC thành hai bước.

SVC → AF là đường mạnh nhất, cho thấy tiêu thụ video ngắn gắn với kiểu phân bổ chú ý dễ bị chia đoạn. Tuy nhiên, dữ liệu cắt ngang không cho phép kết luận video ngắn gây tổn thương chú ý lâu dài. AF vừa tác động trực tiếp đến AP vừa gián tiếp qua AC, cho thấy can thiệp cần giảm tác nhân chuyển đổi và hỗ trợ người học tái nhập nhiệm vụ.

5.2. Tự kiểm soát số là nguồn lực có thể phát triển

DSC làm giảm AF, tăng AC, giảm AP và làm yếu quan hệ SVC → AF. Kết quả ủng hộ quan điểm tự điều chỉnh, trong đó quản lý môi trường số là một phần của năng lực học tập. Các biện pháp như tắt thông báo, giới hạn phiên xem và đưa thiết bị khỏi tầm nhìn có thể hỗ trợ duy trì chú ý.

Tuy nhiên, DSC không loại bỏ hoàn toàn tác động của SVC. Vì vậy, trách nhiệm không nên đặt hoàn toàn lên sinh viên; cần kết hợp điều chỉnh môi trường học tập, thiết kế thông báo và phát triển kỹ năng tự kiểm soát.

5.3. Đóng góp lý thuyết

Mô hình làm rõ chuỗi tác động từ tiêu thụ video ngắn đến phân mảnh chú ý, tập trung và trì hoãn, qua đó kết nối giới hạn năng lực xử lý với tự điều chỉnh học tập. Việc H3 không được ủng hộ cho thấy tương quan tổng thể không đồng nghĩa với tác động trực tiếp sau khi kiểm soát cơ chế trung gian. Vai trò điều tiết của DSC cũng xác định một điều kiện biên có khả năng can thiệp.

5.4. Hàm ý quản trị

FPT Polytechnic có thể triển khai nội dung "vệ sinh chú ý" trong tuần định hướng hoặc môn kỹ năng, gồm nhận diện thói quen mở ứng dụng, lập kế hoạch "nếu–thì", sử dụng chế độ tập trung và tạo tín hiệu kết thúc phiên. Hiệu quả nên được đánh giá qua khả năng bắt đầu đúng giờ, số lần gián đoạn và mức hoàn thành nhiệm vụ.

Giảng viên nên bố trí thời gian làm sâu, gom thông báo và xác định rõ các mốc sản phẩm. Khi dùng video ngắn làm học liệu, sinh viên cần ghi chú, đối chiếu nguồn và chuyển thông tin thành sản phẩm để tăng xử lý sâu. Hỗ trợ cũng nên dựa trên cơ chế cụ thể thay vì mặc định mọi trường hợp sử dụng nhiều đều là "nghiện".

VI. GIỚI HẠN VÀ HƯỚNG NGHIÊN CỨU

Nghiên cứu có ba giới hạn chính. Thứ nhất, dữ liệu cắt ngang và tự báo cáo không cho phép xác lập quan hệ nhân quả; trì hoãn cũng có thể làm tăng sử dụng video ngắn. Nghiên cứu tiếp theo nên sử dụng thiết kế dọc, nhật ký hằng ngày, đo lặp hoặc can thiệp để kiểm tra thứ tự SVC → AF → AC → AP.

Thứ hai, mẫu chỉ thuộc một cơ sở nên khả năng khái quát còn hạn chế. Các nghiên cứu sau cần mở rộng sang nhiều nhóm sinh viên và bối cảnh đào tạo khác nhau.

Thứ ba, thang SVC chưa phân biệt rõ mục đích học tập và giải trí, trong khi các yếu tố như giấc ngủ, chán học, tải nhiệm vụ và đặc điểm chú ý cũng có thể ảnh hưởng kết quả. Dữ liệu thiết bị có thể bổ sung cho tự báo cáo nhưng cần bảo đảm quyền riêng tư và giới hạn thông tin thu thập.

VII. KẾT LUẬN

Kết quả từ 410 sinh viên cho thấy tiêu thụ video ngắn làm tăng phân mảnh chú ý và giảm tập trung, nhưng không còn tác động trực tiếp có ý nghĩa đến trì hoãn khi xét các cơ chế trung gian. Phân mảnh và tập trung truyền tác động đến trì hoãn, còn tự kiểm soát số vừa cải thiện kết quả vừa làm yếu quan hệ SVC → AF. Mô hình giải thích gần một nửa phương sai trì hoãn.

Kết quả cho thấy tác động học tập không nên được đánh giá chỉ qua thời lượng xem. Can thiệp phù hợp hơn là giảm chuyển đổi chú ý, quản lý thiết bị và hỗ trợ khả năng quay lại nhiệm vụ, qua đó duy trì lợi ích của video ngắn mà vẫn thúc đẩy học tập sâu.

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

Derryberry, D., & Reed, M. A. (2002). Anxiety-related attentional biases and their regulation by attentional control. Journal of Abnormal Psychology, 111(2), 225–236. https://doi.org/10.1037/0021-843X.111.2.225

Ding, J., Hu, Z., Zuo, Y., & Xu, Y. (2024). The relationships between short video addiction, subjective well-being, social support, personality, and core self-evaluation: A latent profile analysis. BMC Public Health, 24, 3459. https://doi.org/10.1186/s12889-024-20994-9

Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2022). A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM) (3rd ed.). SAGE.

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, 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

May, K. E., & Elder, A. D. (2018). Efficient, helpful, or distracting? A literature review of media multitasking in relation to academic performance. International Journal of Educational Technology in Higher Education, 15, 13. https://doi.org/10.1186/s41239-018-0096-z

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

Ralph, B. C. W., Thomson, D. R., Cheyne, J. A., & Smilek, D. (2014). Media multitasking and failures of attention in everyday life. Psychological Research, 78, 661–669. https://doi.org/10.1007/s00426-013-0523-7

Rozgonjuk, D., Kattago, M., & Täht, K. (2018). Social media use in lectures mediates the relationship between procrastination and problematic smartphone use. Computers in Human Behavior, 89, 191–198. https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.08.003

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

Sweller, J. (1988). Cognitive load during problem solving: Effects on learning. Cognitive Science, 12(2), 257–285. https://doi.org/10.1207/s15516709cog1202_4

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

van der Schuur, W. A., Baumgartner, S. E., Sumter, S. R., & Valkenburg, P. M. (2015). The consequences of media multitasking for youth: A review. Computers in Human Behavior, 53, 204–215. https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.06.035

Wilmer, H. H., Sherman, L. E., & Chein, J. M. (2017). Smartphones and cognition: A review of research exploring the links between mobile technology habits and cognitive functioning. Frontiers in Psychology, 8, 605. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00605

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

Yang, Y. (2024). The relationship between short video addiction and academic procrastination among graduate students. In Proceedings of the 2024 4th International Conference on Internet Technology and Educational Informatization (pp. 117–127). Atlantis Press. https://doi.org/10.2991/978-94-6463-560-7_15

Zhang, Y., Yu, Q., Li, T., Wu, X., et al. (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

Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich, & M. Zeidner (Eds.), Handbook of self-regulation (pp. 13–39). Academic Press. https://doi.org/10.1016/B978-012109890-2/50031-7

Zuo, X., et al. (2025). The longitudinal association between short video addiction and self-concept clarity: A study based on random intercept cross-lagged panel model. Current Psychology. https://doi.org/10.1007/s12144-025-08423-5