

CẠNH TRANH CÓ THỰC SỰ THÚC ĐẨY ĐA DẠNG HÓA XUẤT KHẨU: TRƯỜNG HỢP CỦA VIỆT NAM

Nguyễn Ngọc Phương¹, Nguyễn Khánh Doanh²

TÓM TẮT

Nghiên cứu này nhằm đánh giá tác động của cạnh tranh đến mức độ đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu của Việt Nam trong bối cảnh hội nhập kinh tế ngày càng sâu rộng. Dựa vào số liệu xuất khẩu mặt hàng 4 chữ số của Việt Nam và các đối tác thương mại giai đoạn 2003 - 2022, áp dụng phương pháp sys-GMM và chỉ số Herfindahl-Hirschman Index - HHI, các tác giả nhận thấy cạnh tranh có tác động âm và có ý nghĩa thống kê cao đối với HHI. Dựa vào kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả đề xuất các giải pháp bao gồm: tăng cường đổi mới sáng tạo, cải thiện môi trường thể chế cạnh tranh, củng cố chuỗi cung ứng nội địa, và nâng cao năng lực quản trị thị trường cho doanh nghiệp xuất khẩu.

Từ khóa: Cạnh tranh, đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu, HHI, Việt Nam.

DOI: <https://doi.org/10.70117/hdujs.78.7.2025.890>

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Theo Zhang và cộng sự [1], đa dạng hóa xuất khẩu được hiểu là quá trình mở rộng thị trường mới hoặc giới thiệu sản phẩm mới. Các lý thuyết kinh tế truyền thống cho rằng đa dạng hóa là một chiến lược giảm rủi ro hiệu quả, tương tự như danh mục đầu tư trong tài chính, khi phân bổ nguồn lực vào nhiều lĩnh vực sẽ làm giảm thiểu biến động bất lợi từ bất kỳ ngành hàng đơn lẻ nào [2][3]. Tuy nhiên, cách tiếp cận hiện đại đã mở rộng vai trò của đa dạng hóa, không chỉ đơn thuần là phòng vệ, mà còn là nền tảng cho đổi mới sáng tạo, tích lũy tri thức và nâng cao năng lực cạnh tranh quốc gia. Đặc biệt trong bối cảnh toàn cầu hóa sâu rộng, nơi các chuỗi giá trị ngày càng phân mảnh và cạnh tranh ngày càng khốc liệt, năng lực kết hợp linh hoạt giữa các yếu tố công nghệ và thị trường sẽ trở thành lợi thế chiến lược của các nền kinh tế có độ đa dạng hóa cao.

Trong khi phần lớn các nghiên cứu tập trung vào vai trò của thể chế [4][5], quy mô nền kinh tế [6], tài nguyên thiên nhiên [7] và trình độ phát triển [8], thì yếu tố cạnh tranh lại hiếm khi được đưa vào như một biến số giải thích trong các mô hình định lượng về đa dạng hóa xuất khẩu. Các lý thuyết gần đây trong kinh tế học công nghiệp và đổi mới sáng tạo cho rằng cạnh tranh không chỉ là động lực buộc doanh nghiệp phải nâng cao năng suất và chất lượng sản phẩm, mà còn có thể kích thích họ tìm kiếm thị trường mới, đa dạng hóa danh mục sản phẩm và cải tiến quy trình sản xuất [9][10]. Do đó, cạnh tranh có thể đóng vai trò như một chất xúc tác thúc đẩy tiến trình đa dạng hóa xuất khẩu thông qua kênh hiệu quả động và đổi mới sáng tạo.

¹ Sinh viên khoa Kinh tế, Trường Đại học Kinh tế, Đại học Phenikaa

² Giảng viên Trường Đại học Kinh tế, Đại học Phenikaa, email: doanh.nguyenkhanh@phenikaa-uni.edu.vn

Thực tiễn cho thấy, các nền kinh tế có cấu trúc xuất khẩu đa dạng hơn thường có năng lực tốt hơn trong việc đối phó với biến động thị trường và duy trì tăng trưởng ổn định [11]. Trong khi các nền kinh tế phát triển sở hữu danh mục xuất khẩu đa dạng và hàm lượng công nghệ cao, nhiều quốc gia đang phát triển, trong đó có Việt Nam, vẫn phụ thuộc đáng kể vào một số ngành hàng truyền thống như dệt may, da giày, và chế biến nông sản. Mặc dù những mặt hàng này đóng vai trò quan trọng trong tạo việc làm và thu hút ngoại tệ, nhưng mức độ tập trung cao cũng khiến nền kinh tế dễ tổn thương trước các cú sốc về cầu, giá cả, hoặc gián đoạn chuỗi cung ứng. Những vấn đề này làm dấy lên câu hỏi tại sao Việt Nam vẫn lựa chọn phụ thuộc vào một số ngành truyền thống thay vì đa dạng hóa xuất khẩu? Để làm sáng tỏ câu hỏi này, nhóm nghiên cứu thực hiện đánh giá tác động của yếu tố cạnh tranh tới đa dạng hóa xuất khẩu của Việt Nam.

2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình trọng lực của Tinbergen [14] là một mô hình nổi tiếng, được áp dụng rộng rãi trong các nghiên cứu về thương mại. Về lý thuyết, mô hình này cho rằng thương mại sẽ bị ảnh hưởng bởi quy mô kinh tế của hai quốc gia và khoảng cách địa lý giữa các quốc gia đó [15]. Về mặt toán học, mô hình trọng lực có dạng như sau:

$$Ex_{ij,t} = \alpha \frac{Y_{i,t}^{\beta_1} \times Y_{j,t}^{\beta_2}}{DIST_{ij}} \quad (1)$$

Trong đó: i là nước i (Việt Nam); j là nước nhập khẩu j (đối tác thương mại của Việt Nam), t là năm t .

Ex là giá trị xuất khẩu, Y là tổng sản phẩm quốc nội (GDP), $DIST$ là khoảng cách địa lý giữa hai quốc gia.

Tính ứng dụng của mô hình Gravity cơ bản đã được chứng minh trong nhiều nghiên cứu. Tuy nhiên, mô hình này vẫn tồn tại một số hạn chế đáng lưu ý là việc bỏ qua sự ảnh hưởng của biến trễ của dòng thương mại. Trong thực tế, dòng chảy thương mại hiện tại giữa hai quốc gia không hoàn toàn độc lập với quá khứ, mà thường chịu ảnh hưởng mạnh mẽ bởi các mối quan hệ thương mại đã được thiết lập từ trước. Các yếu tố như sự quen thuộc về đối tác, chi phí điều chỉnh thấp hơn, thói quen tiêu dùng và mối quan hệ cung ứng ổn định thường khiến luồng thương mại có tính dẻo dai và quán tính theo thời gian. Do đó, mô hình Gravity khi không bao gồm biến trễ sẽ bỏ sót tác động lũy kế và không phản ánh đầy đủ thực tiễn động học của thương mại quốc tế [16]. Do vậy, dựa vào phương trình (1), nhóm nghiên cứu sẽ bổ sung thêm biến trễ (độ trễ của đa dạng hóa xuất khẩu). Phương trình (2) như sau:

$$HHI_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{ij,t-1} + \beta_2 \ln GDP_{i,t} + \beta_3 \ln GDP_{j,t} + \beta_4 \ln POP_{i,t} + \beta_5 \ln POP_{j,t} + \beta_6 \ln DIST_{i,t} + \beta_7 CT + \varepsilon_{ij,t}$$

Trong đó:

$HHI_{ij,t}$ là chỉ số Herfindahl-Hirschman, đo lường mức độ đa dạng hóa mặt hàng xuất khẩu của Việt Nam sang các nước vào năm t .

$GDP_{i,t}$ và $GDP_{j,t}$ lần lượt là tổng sản phẩm quốc nội của Việt Nam và nước nhập khẩu j tại năm t (ĐVT: triệu USD).

$POP_{i,t}$ và $POP_{j,t}$ lần lượt là tổng dân số của Việt Nam và nước nhập khẩu j tại năm t (ĐVT: triệu người).

$DIST_{ij}$ là khoảng cách địa lý giữa Việt Nam và nước nhập khẩu j (ĐVT: km).

$CT_{iw,j,t}$ là mức độ cạnh tranh của Việt Nam so với phần còn lại của thế giới (w) tại thị trường j vào năm t . Chỉ số này được tính dựa theo công thức Grubel-Lloyd index như sau:

$$CT_{iw,j,t} = 1 - \frac{|X_{ij,t} - XW_{wj,t}|}{X_{ij,t} + XW_{wj,t}}$$

$X_{ij,t}$ là giá trị xuất khẩu của Việt Nam vào nước j tại năm t . $XW_{wj,t}$ giá trị xuất khẩu của các nước đối thủ của Việt Nam vào nước j tại năm t .

$\varepsilon_{ij,t}$: Sai số.

2.2. Phương pháp ước lượng

Để đánh giá tác động của yếu tố cạnh tranh đến đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu trong bối cảnh dữ liệu bảng, nghiên cứu này áp dụng phương pháp ước lượng Generalized Method of Moments (sys-GMM) do Blundell and Bond [17] đề xuất. Phương pháp này được lựa chọn nhằm khắc phục các vấn đề xuất hiện trong nghiên cứu này, bao gồm tự tương quan và nội sinh do biến trễ [15].

Cụ thể, mô hình nghiên cứu có sự hiện diện của biến phụ thuộc trễ ($HHI_{ij,t-1}$). Việc đưa biến trễ vào mô hình sẽ gây ra hiện tượng tự tương quan và làm sai lệch ước lượng nếu sử dụng phương pháp hồi quy thông thường. Bên cạnh đó, các biến giải thích chính như mức độ cạnh tranh hoặc GDP có thể cũng mang tính nội sinh. Theo Natale và cộng sự [18], Zheng và cộng sự [19] một nền kinh tế có cơ cấu xuất khẩu đa dạng có thể cải thiện năng lực cạnh tranh hoặc tăng trưởng GDP trong dài hạn, tạo ra mối quan hệ nhân quả hai chiều.

Với những lý do đó, nghiên cứu lựa chọn sys-GMM có khả năng xử lý nội sinh bằng cách sử dụng các biến công cụ nội sinh được tạo từ chính mô hình. Ưu điểm vượt trội của sys-GMM là sử dụng đồng thời hai hệ phương trình: một theo sai phân bậc nhất và một theo mức gốc, giúp tăng cường độ hiệu quả thống kê trong trường hợp chuỗi dữ liệu gần như ngẫu nhiên (random walk) [17][20].

Để đảm bảo tính hợp lệ của các biến công cụ và kiểm tra giả định của mô hình GMM, nghiên cứu tiến hành hai kiểm định quan trọng. Thứ nhất là kiểm định Sargan về điều kiện xác định quá mức (overidentifying restrictions) với giả thuyết không cho rằng các công cụ được sử dụng là hợp lệ [21]. Thứ hai là kiểm định tự tương quan bậc hai (AR(2)) trong sai số phần dư, với giả thuyết không có tự tương quan bậc hai [22]. Việc không bác bỏ hai giả thuyết này là điều kiện cần để đảm bảo tính tin cậy của ước lượng.

2.3. Thu thập số liệu

Số liệu được sử dụng trong nghiên cứu bao gồm xuất khẩu của Việt Nam sang 126 quốc gia thuộc phần còn lại của thế giới trong giai đoạn từ năm 2003 đến năm 2022.

Bảng 1. Các biến và nguồn số liệu

STT	Tên biến	Nguồn số liệu
1	Chỉ số Herfindahl-Hirschman ($HHI_{ij,t}$) - Biến phụ thuộc	Được tính dựa trên số liệu phân cấp bậc 4 chữ số, mã HS92 (Atlas of Economic Complexity Dataverse)
2	Tổng sản phẩm quốc nội ($GDP_{i,t}$ và $GDP_{j,t}$)	Ngân hàng thế giới (World Bank)
3	Tổng dân số ($POP_{i,t}$ và $POP_{j,t}$)	Ngân hàng thế giới (World Bank)
4	Khoảng cách địa lý ($DIST_{ij}$)	Center d'Etudes Prospectives et d'Information Internationales (CEPII)
5	Chỉ số thương mại nội ngành ($CT_{iw,j,t}$)	Được tính dựa trên số liệu phân cấp bậc 4 chữ số, mã HS92 (Atlas of Economic Complexity Dataverse)

3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

3.1. Thực trạng đa dạng hóa xuất khẩu các mặt hàng của Việt Nam

Bảng 2 trình bày diễn biến chỉ số đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu của Việt Nam theo bốn thị trường chính gồm toàn cầu, châu Á, châu Âu và châu Mỹ trong giai đoạn 2003 - 2022.

Bảng 2. Đa dạng xuất khẩu các mặt hàng của Việt Nam

Chỉ tiêu	Thế giới	Châu Á	Châu Âu	Châu Mỹ
2003	0,080	0,155	0,092	0,727
2004	0,076	0,152	0,093	0,642
2005	0,077	0,144	0,086	0,630
2006	0,077	0,139	0,082	0,714
2007	0,076	0,129	0,076	0,698
2008	0,069	0,128	0,064	0,557
2009	0,068	0,112	0,079	0,348
2010	0,068	0,111	0,078	0,340
2011	0,068	0,113	0,063	0,245
2012	0,067	0,103	0,068	0,298
2013	0,065	0,094	0,068	0,280
2014	0,069	0,092	0,067	0,297
2015	0,080	0,092	0,075	0,218
2016	0,088	0,113	0,075	0,234
2017	0,092	0,135	0,074	0,250
2018	0,100	0,131	0,068	0,310
2019	0,103	0,132	0,060	0,256
2020	0,126	0,156	0,062	0,272
2021	0,129	0,150	0,060	0,274
2022	0,130	0,141	0,073	0,338

Nguồn: Theo tính toán của tác giả

Xét trên bình diện toàn cầu, chỉ số đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu của Việt Nam (HHI) có xu hướng gia tăng ổn định trong dài hạn. Theo đó, HHI đã giảm nhẹ trong giai đoạn 2004 -2014, song bắt đầu phục hồi rõ rệt kể từ năm 2015 và đạt 0,130 vào năm 2022. Diễn biến này phản ánh nỗ lực của Việt Nam trong việc mở rộng danh mục sản phẩm xuất khẩu, chuyển dịch dần từ các mặt hàng truyền thống sang các nhóm hàng có giá trị gia tăng cao hơn, phù hợp với định hướng phát triển xuất khẩu theo chiều sâu. Đây cũng là dấu hiệu cho thấy tác động tích cực của các hiệp định thương mại tự do thế hệ mới đến khả năng thích ứng của doanh nghiệp Việt Nam trên thị trường toàn cầu.

Tại thị trường châu Á, HHI đạt 0,155 vào năm 2003. Tuy nhiên, HHI liên tục giảm trong hơn một thập kỷ, xuống còn 0,092 vào năm 2014. Từ năm 2015 trở đi, xu hướng phục hồi trở lại rõ rệt, HHI đạt 0,150 vào năm 2021 và duy trì ở mức 0,141 vào năm 2022. Diễn biến này cho thấy cơ cấu xuất khẩu sang khu vực châu Á đã trải qua giai đoạn tái cấu trúc đáng kể, có thể gắn liền với sự chuyển đổi chuỗi cung ứng trong nội khối ASEAN và các nền kinh tế Đông Á.

Đối với thị trường châu Âu, chỉ số HHI lại có xu hướng suy giảm liên tục từ năm 2003 đến 2021, từ 0,092 xuống còn 0,060, trước khi phục hồi nhẹ lên 0,073 vào năm 2022. Điều này cho thấy cấu trúc xuất khẩu của Việt Nam tại thị trường châu Âu ngày càng có xu hướng tập trung vào một số mặt hàng chủ lực. Dù Hiệp định Thương mại tự do Việt Nam - EU (EVFTA) có hiệu lực từ năm 2020, tác động của nó tới việc mở rộng danh mục sản phẩm xuất khẩu vẫn chưa thực sự rõ ràng trong ngắn hạn.

Cuối cùng, thị trường châu Mỹ thể hiện một xu hướng biến động mạnh. Chỉ số HHI năm 2003 ở mức rất cao (0,727). Tuy nhiên, chỉ số này đã giảm nhanh trong suốt giai đoạn 2003 - 2015, chạm đáy ở mức 0,218, trước khi phục hồi tương đối ổn định và đạt 0,338 vào năm 2022. Mức ban đầu cao bất thường có thể phản ánh những yếu tố thống kê đặc thù hoặc tính chưa ổn định của cơ cấu xuất khẩu trong giai đoạn đầu hội nhập.

3.2. Tác động của cạnh tranh tới đa dạng hóa xuất khẩu

Trước khi thực hiện phân tích kết quả mô hình sys-GMM, nghiên cứu thực hiện kiểm định tính dừng thông qua kiểm định Levin-Lin-Chu. Kết quả tại Bảng 3 cho thấy tất cả các biến trong mô hình đều đạt điều kiện dừng tại mức gốc với mức ý nghĩa cao. Điều này cho thấy rằng nghiên cứu có thể sử dụng phương pháp sys-GMM để ước lượng tác động.

Bảng 3. Kết quả kiểm định đơn vị gốc Levin-Lin-Chu

Tên biến	Unadjusted-t	Adjusted-t	p- value
HHI _{it}	-21,385	-10,386	0,000
lnGDP _{it}	-18,519	-17,139	0,000
lnGDP _{it}	-14,600	-5,167	0,000
lnPOP _{it}	-19,190	-19,409	0,000
lnPOP _{it}	-6,429	-4,812	0,000
CT _{iw, it}	-18,580	-7,720	0,000

Nguồn: Theo tính toán của tác giả

Kết quả mô hình GMM được trình bày tại Bảng 4. Đầu tiên, các kiểm định chẩn đoán mô hình đều đạt yêu cầu. Kiểm định Sargan cho giá trị $p = 0,139$, không bác bỏ giả thuyết rằng các công cụ là hợp lệ. Kiểm định AR(2) có giá trị $p = 0,073$, cho thấy không tồn tại tự tương quan bậc hai trong sai số, phù hợp với giả định của phương pháp GMM.

Bảng 4. Tác động của cạnh tranh tới đa dạng hóa xuất khẩu của Việt Nam

Tên biến	Coefficient	Std. err.	z	p-value
$HHI_{ij,t-1}$	0,785**	0,017	47.183	0,000
$\ln GDP_{i,t}$	-0,044*	0,019	-2.349	0,019
$\ln GDP_{j,t}$	-0,004*	0,002	-2.360	0,018
$\ln POP_{i,t}$	-0,740**	0,198	-3.742	0,000
$\ln POP_{j,t}$	-0,000	0,001	-0,239	0,811
$\ln DIST_{ij}$	0,022**	0,004	5.850	0,000
$CT_{iw,i,t}$	-0,934**	0,062	-15.109	0,000
Constant	12,130**	3,138	3,865	0,000
Số quan sát	2440			
AR(2) test			1,79	0,073
Sargan test			70,83	0,139

*Nguồn: Theo tính toán của tác giả; Dấu hoa biểu thị ý nghĩa thống kê tại mức 1% (**) và 5% (*)*

Trước hết, biến phụ thuộc trễ $HHI_{ij,t-1}$ có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê cao (0,785; $p < 0,01$), phản ánh tính quán tính mạnh trong cấu trúc xuất khẩu. Kết quả này cho thấy mức độ đa dạng hóa xuất khẩu của giai đoạn hiện tại của Việt Nam có mối liên hệ chặt chẽ với giai đoạn trước đó.

Biến cạnh tranh có hệ số âm (-0,934; $p < 0,01$) và có ý nghĩa thống kê ở mức 0,05. Điều này có nghĩa rằng khi mức độ cạnh tranh gia tăng thì chỉ số HHI giảm, đồng nghĩa với việc mức độ đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu tăng lên. Kết quả này củng cố lập luận rằng trong bối cảnh doanh nghiệp phải đối mặt với áp lực cạnh tranh cao, đặc biệt khi hội nhập kinh tế sâu rộng, họ có xu hướng mở rộng danh mục sản phẩm để tìm kiếm thị phần mới, khai thác lợi thế so sánh theo chiều ngang, từ đó góp phần nâng cao mức độ phân tán trong cơ cấu hàng hóa xuất khẩu.

Bảng 5. Tác động của cạnh tranh tới đa dạng hóa xuất khẩu của Việt Nam sang các châu lục

Tên biến	Châu Á	Châu Âu	Châu Mỹ
$HHI_{ij,t-1}$	0,738** (0,007)	0,776** (0,025)	0,875** (0,082)
$\ln GDP_{i,t}$	-0,115** (0,032)	-0,111** (0,023)	-0,089** (0,025)
$\ln GDP_{j,t}$	-0,004* (0,002)	-0,011** (0,001)	-0,014** (0,005)
$\ln POP_{i,t}$	-1,329** (0,341)	-1,264** (0,220)	-1,082** (0,273)
$\ln POP_{j,t}$	-0,005** (0,001)	-0,0149** (0,001)	-0,018** (0,004)

$\ln \text{DIST}_{ij}$		0,019** (0,002)	-0,065** (0,018)	0,209** (0,070)
$\text{CT}_{iw,j,t}$		-0,336** (0,116)	-3,109** (0,088)	-1,847** (0,237)
Constant		21,230** (5.434)	20,820** (3.418)	15,430** (4.304)
Số quan sát		680	700	460
AR(2) test	z	-1,16	-0,93	0,61
	Pr > z	0,244	0,350	0,540
Sargan test	chi2	28,66	27,10	17,78
	Prob > chi2	0,999	0,940	0,962

Nguồn: Theo tính toán của tác giả; Dấu hoa biểu thị ý nghĩa thống kê tại mức 1% (**) và 5% (*)

Nhằm làm rõ tác động của cạnh tranh tới đa dạng hóa xuất khẩu, chúng tôi đánh giá theo các khu vực. Theo kết quả tại Bảng 5, hệ số ước lượng của $\text{CT}_{iw,j,t}$ đều mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1% trong cả ba mô hình, cho thấy một kết quả nhất quán là mức độ cạnh tranh cao hơn có xu hướng thúc đẩy mạnh mẽ quá trình đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu.

Tuy nhiên, cường độ tác động giữa các khu vực có sự khác biệt rõ rệt. Cụ thể, tại Châu Âu, hệ số của $\text{CT}_{iw,j,t}$ đạt -3.109 (SE = 0,088), lớn nhất trong ba khu vực, cho thấy cạnh tranh là nhân tố có ảnh hưởng sâu rộng nhất đến hành vi đa dạng hóa của doanh nghiệp Việt Nam tại thị trường này. Điều này phản ánh yêu cầu cao về tiêu chuẩn chất lượng, sở thích tiêu dùng phong phú, cùng với áp lực cạnh tranh từ các đối thủ lớn trong EU, đã buộc doanh nghiệp Việt Nam phải không ngừng mở rộng danh mục sản phẩm để có thể tồn tại và phát triển.

Tại Châu Mỹ, hệ số của $\text{CT}_{iw,j,t}$ là -1.847 (SE = 0,237), cho thấy cạnh tranh là một động lực quan trọng trong việc mở rộng danh mục hàng hóa xuất khẩu, đặc biệt trong bối cảnh các doanh nghiệp phải đáp ứng sự đa dạng về văn hóa tiêu dùng giữa các quốc gia trong khu vực này (ví dụ: Mỹ, Canada, Brazil...). Tác động này tuy thấp hơn Châu Âu nhưng vẫn thể hiện xu hướng doanh nghiệp chủ động chuyển dịch sản phẩm khi đối mặt với áp lực cạnh tranh.

Trong khi đó, tại Châu Á, hệ số của $\text{CT}_{iw,j,t}$ là -0,336 (SE = 0,116), thấp hơn đáng kể so với hai khu vực còn lại. Điều này cho thấy mặc dù cạnh tranh vẫn góp phần thúc đẩy đa dạng hóa, nhưng mức độ ảnh hưởng còn hạn chế. Nguyên nhân có thể đến từ yếu tố quen thuộc về văn hóa, địa lý gần gũi, và đặc biệt là việc doanh nghiệp Việt Nam đã có quan hệ thương mại tương đối ổn định với các đối tác trong khu vực, nên ít bị thúc ép phải thay đổi danh mục hàng hóa một cách mạnh mẽ như ở các thị trường xa và khó tính hơn.

Tóm lại, kết quả thực nghiệm cho thấy cạnh tranh đóng vai trò là nhân tố điều tiết quan trọng đối với mức độ đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu, song hiệu quả thúc đẩy này phụ thuộc vào đặc điểm thị trường. Tại các thị trường phát triển, nơi cạnh tranh cao và yêu cầu đa dạng hóa lớn hơn, tác động của cạnh tranh đến cơ cấu sản phẩm rõ nét và mạnh mẽ hơn. Trong khi đó, ở thị trường khu vực (như Châu Á), tác động này hiện diện nhưng tương đối nhẹ nhàng hơn.

4. KẾT LUẬN

Nghiên cứu này đã làm rõ mối quan hệ giữa mức độ cạnh tranh và quá trình đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu của Việt Nam, thông qua việc sử dụng phương pháp ước lượng sys-GMM với dữ liệu bảng song phương. Kết quả cho thấy cạnh tranh có tác động ngược chiều đến chỉ số tập trung xuất khẩu (HHI), nghĩa là khi mức độ cạnh tranh gia tăng, các doanh nghiệp Việt Nam có xu hướng mở rộng danh mục sản phẩm xuất khẩu. Điều này thể hiện rõ nét tại các thị trường phát triển như Châu Âu và Châu Mỹ. Kết quả này phản ánh rằng cạnh tranh không chỉ là thách thức mà còn là động lực quan trọng thúc đẩy doanh nghiệp nâng cao khả năng thích ứng, tìm kiếm lợi thế mới và phân tán rủi ro thông qua chiến lược sản phẩm đa dạng.

Các kết quả cho thấy việc đa dạng hóa không chỉ phụ thuộc vào áp lực cạnh tranh mà còn đòi hỏi nền tảng nội lực đủ mạnh để doanh nghiệp có thể thích ứng và mở rộng sản phẩm. Do đó, các nhà hoạch định chính sách tại Việt Nam có thể xem xét các giải pháp sau:

Thứ nhất, cần thúc đẩy năng lực đổi mới và phát triển sản phẩm trong doanh nghiệp. Nhà nước nên hỗ trợ R&D, thiết kế, và công nghệ thông qua các quỹ đổi mới sáng tạo, liên kết viện, trường, doanh nghiệp và xây dựng trung tâm hỗ trợ kỹ thuật theo ngành hàng.

Thứ hai, Chính phủ cần hoàn thiện khung thể chế nhằm đảm bảo môi trường cạnh tranh lành mạnh.

Cuối cùng, Chính phủ và các ban ngành nên đẩy mạnh việc phát triển chuỗi cung ứng nội địa, là nền tảng quan trọng hỗ trợ quá trình đa dạng hóa. Cần chú trọng xây dựng các cụm công nghiệp theo ngành, hỗ trợ công nghiệp phụ trợ và logistics để doanh nghiệp vừa và nhỏ có thể tiếp cận nguyên liệu đầu vào đa dạng và linh hoạt hơn trong tổ chức sản xuất.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] S. Zhang, C. Chen, H. Li (2024), *Can outward FDI promote export diversification for emerging economies? Firm-level evidence from China*, Structural Change and Economic Dynamics, (68):269-280, doi: 10,1016/j.strueco.2023.10,009.
- [2] O. Cadot, C. Carrère, V. Strauss-Kahn (2005), *Export Diversification: What's behind the Hump?*, Review of Economics and Statistics, 93(2):590-605, doi: 10,1162/REST_a_00078.
- [3] D. Hummels, P. J. Klenow (2005), *The Variety and Quality of a Nation's Exports*, The American Economic Review, 95(3):704-723, doi: 10,2307/4132736.
- [4] R. Hausmann, C. A. Hidalgo (2011), *The network structure of economic output*, Journal of Economic Growth, 16(4):309-342, doi: 10,1007/s10887-011-9071-4.
- [5] A. Cieřlik, A. Parteka (2021), *Relative Productivity, Country Size and Export Diversification*, Structural Change and Economic Dynamics, (57):28-44, 2021, doi: 10,1016/j.strueco.2021.01.002.
- [6] L. Hu, K. Tian, X. Wang, J. Zhang (2012), *The "S" curve relationship between export diversity and economic size of countries*, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 391(3):731-739, doi: 10,1016/j.physa.2011.08.048.

- [7] J. D. Sachs, A. M. Warner (2001), *The curse of natural resources*, European Economic Review, 45(4-6):827-838, doi: 10.1016/s0014-2921(01)00125-8.
- [8] A. A. Gnidchenko (2021), *Structural transformation and quality ladders: Evidence from the new Theil's decomposition*, Structural Change and Economic Dynamics, (59):281-291, doi:10.1016/j.strueco.2021.09.002.
- [9] M. J. Melitz (2003), *The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity*, econometrica, 71(6):1695-1725.
- [10] R. C. Feenstra, H. Ma (2014), *Trade Facilitation and the Extensive Margin of Exports*, Japanese Economic Review, 65(2):158-177, doi: 10.1111/jere.12031.
- [11] E. Barbieri, L. Capoani, S. Cattaruzzo, G. Corò (2024), *Export diversification dimensions and performance: Analysis and industrial policy insights from Italian territories over Covid-19 shocks*, Socio-Economic Planning Sciences, (94), doi: 10.1016/j.seps.2024.101923.
- [12] D. Hummels and P. J. Klenow (2005), *The Variety and Quality of a Nation's Exports*, American Economic Review, 95(3):704-723, doi: 10.1257/0002828054201396.
- [13] P. Aghion and P. Howitt (2005), *Chapter 2 Growth with Quality-Improving Innovations: An Integrated Framework*, Handbook of Economic Growth, 67-110.
- [14] J. Tinbergen (1962), *Shaping the world economy; suggestions for an international economic policy*.
- [15] N. K. Doanh, N. T. Gam, Y. Heo (2022), *The impact of intellectual property rights protection on trade: The role of a "third country" in market power and market expansion effects*, Economic Systems, 46(1), doi:10.1016/j.ecosys.2022.100942.
- [16] I. Martínez-Zarzoso, N.-L. D. Felicitas, N. Horsewood (2009), *Are regional trading agreements beneficial?*, The North American Journal of Economics and Finance, vol. 20, no. 1, pp. 46-65, 2009, doi: 10.1016/j.najef.2008.10.001.
- [17] R. Blundell and S. Bond (1998), *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, Journal of Econometrics, 87(1):115-143, doi: 10.1016/s0304-4076(98)00009-8.
- [18] F. Natale, A. Borrello, A. Motova (2015), *Analysis of the determinants of international seafood trade using a gravity model*, Marine Policy, (60):98-106, doi: 10.1016/j.marpol.2015.05.016.
- [19] Y. Zheng, Y. Shao, S. Wang (2017), *The determinants of Chinese nonferrous metals imports and exports*, Resources Policy, (53):238-246, doi: 10.1016/j.resourpol.2017.06.003.
- [20] D. Roodman (2009), *How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata*, The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata, 9(1):86-136, doi: 10.1177/1536867x0900900106.

- [21] J. D. Sargan (1958), *The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables*, *Econometrica*, 26(3), doi: 10.2307/1907619.
- [22] M. Arellano, S. Bond (1991), *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, *The Review of Economic Studies*, 58(2), doi: 10.2307/2297968.

DOES COMPETITION REALLY PROMOTE EXPORT DIVERSIFICATION: THE CASE OF VIETNAM

Nguyen Ngoc Phuong, Nguyen Khanh Doanh

ABSTRACT

This study aims to assess the impact of competition on the level of export product diversification in Vietnam amid deepening economic integration. Based on 4-digit export data of Vietnam and its trading partners during the period 2003 - 2022, and employing the system Generalized Method of Moments (sys-GMM) along with the Herfindahl-Hirschman Index (HHI), the authors find that competition has a statistically significant negative effect on the HHI. Based on the research findings, the authors propose several solutions, including strengthening innovation, improving the institutional environment for competition, reinforcing domestic supply chains, and enhancing market governance capacity for export enterprises.

Keywords: Competition, export product diversification, HHI, Vietnam.

* Ngày nộp bài: 18/4/2025; Ngày gửi phản biện: 19/4/2025; Ngày duyệt đăng: 30/7/2025