# TÁC ĐỘNG CỦA VỐN XÃ HỘI LIÊN KẾT ĐẾN HẠNH PHÚC CHỦ QUAN: VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA TRÁCH NHIỆM GIẢI TRÌNH

**Nguyễn Thị Thu Trang***
*Đại học Kinh tế Quốc dân*
*Email: thutrang@neu.edu.vn*
**Lê Thị Bích Hạnh**
*Đại học Kinh tế Quốc dân*
*Email: hanhltb@neu.edu.vn*
**Nguyễn Thị Liên**
*Đại học Kinh tế Quốc dân*
*Email: lientkt@neu.edu.vn*
**Đinh Hồng Thêu**
*Đại học Kinh tế Quốc dân*
*Email: theudh@neu.edu.vn*

Mã bài: JED-3140
Ngày nhận bài: 26/05/2026
Ngày nhận bài sửa: 27/07/2026
Ngày duyệt đăng: 27/07/2026
DOI: 10.33301/JED.VI.3140

**Tóm tắt**

*Bài báo nghiên cứu tác động của vốn xã hội liên kết đến hạnh phúc chủ quan (SWB) dưới ảnh hưởng điều tiết của trách nhiệm giải trình. Sử dụng dữ liệu Khảo sát Hộ gia đình Tiếp cận Nguồn lực (VARHS) tại nông thôn Việt Nam giai đoạn 2016–2020 và mô hình hồi quy hiệu ứng cố định, kết quả cho thấy vốn xã hội liên kết thúc đẩy SWB nhưng hiệu ứng này giảm khi trách nhiệm giải trình tăng. Cụ thể, trách nhiệm giải trình làm giảm lợi ích từ các kết nối theo chiều dọc thông qua kiểm soát quyền tùy ý của chủ thể quyền lực và thúc đẩy phân bổ nguồn lực công theo quy tắc chính thức thay vì quan hệ cá nhân. Kết quả góp phần mở rộng các lập luận hiện có về vai trò của vốn xã hội liên kết đối với SWB khi chỉ ra tác động này không đồng nhất mà phụ thuộc vào điều kiện trách nhiệm giải trình, đồng thời gợi ý chính sách tăng cường trách nhiệm giải trình nhằm nâng cao SWB theo hướng công bằng và bền vững.*

**Từ khóa:** Hạnh phúc chủ quan, Nông thôn, Trách nhiệm giải trình, Vốn xã hội liên kết, Việt Nam
**Mã JEL: I31**

**The Impact of Linking Social Capital on Subjective Well-Being: The Moderating Role of Accountability**

***Abstract***

*This paper examines the impact of linking social capital on subjective well-being (SWB) under the moderating role of accountability. Using data from the Vietnam Access to Resources Household Survey (VARHS) for the period 2016–2020 and a fixed-effects panel regression model, the findings indicate that linking social capital promotes SWB; but this effect diminishes as accountability increases. Specifically, accountability reduces the benefits derived from vertical connections by constraining the discretionary power of authority holders and promoting the allocation of public resources according to formal rules rather than personal relationships. These findings extend existing arguments about the role of linking social capital in SWB by showing that this effect is not uniform but contingent on the level of accountability, while also suggesting that strengthening accountability can enhance SWB in a more equitable and sustainable manner.*

***Keywords:*** *Accountability, Rural context, Social capital, Subjective Well-being, Vietnam*
***JEL Code: I31***

## 1. Giới thiệu

Gần đây, mối quan hệ giữa vốn xã hội và hạnh phúc chủ quan (Subjective Well-being – SWB) ngày càng được quan tâm trong nghiên cứu. Các bằng chứng hiện có cho thấy vốn xã hội tác động tích cực đến SWB, trong đó phần lớn tập trung vào vốn xã hội theo chiều ngang (Duan & cộng sự, 2025; Lee & Bae, 2022; Schlossarek & cộng sự, 2024). Mặc dù đã có nghiên cứu về chiều dọc của vốn xã hội - vốn xã hội liên kết, hầu như chưa có công trình xem xét tác động của loại vốn này đến SWB dưới ảnh hưởng điều tiết của trách nhiệm giải trình.

Theo Bovens (2007), trách nhiệm giải trình là cơ chế giám sát và hạn chế việc sử dụng quyền tùy ý của các cơ quan và công chức trong bộ máy công quyền. Đồng thời, vốn xã hội liên kết, nơi giúp cá nhân kết nối với các chủ thể quyền lực để tiếp cận thông tin, cơ hội và nguồn lực (Woolcock, 2001), có thể đem lại lợi ích lớn hơn khi các chủ thể công quyền nắm giữ quyền tùy ý cao trong phân bổ nguồn lực. Do đó, trách nhiệm giải trình được kỳ vọng làm suy yếu tác động của vốn xã hội liên kết đến SWB thông qua hạn chế quyền tùy ý và thúc đẩy phân bổ nguồn lực công theo quy tắc chính thức thay vì quan hệ cá nhân.

Trên cơ sở đó, bài nghiên cứu hướng tới hai mục tiêu: (1) đánh giá tác động của vốn xã hội liên kết đến hạnh phúc chủ quan; (2) làm rõ vai trò điều tiết của trách nhiệm giải trình đối với mối quan hệ này. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu Khảo sát Hộ gia đình Tiếp cận Nguồn lực (VARHS) tại nông thôn Việt Nam. Bối cảnh này phù hợp để phân tích do quá trình chuyển đổi kinh tế – xã hội làm nổi bật vai trò của vốn xã hội liên kết trong việc tiếp cận nguồn lực và thích ứng với thay đổi. Đồng thời, sự phát triển còn chưa đồng đều về chất lượng thể chế giữa các địa phương đặt ra câu hỏi liệu vai trò của vốn xã hội liên kết có thay đổi theo mức độ trách nhiệm giải trình của thể chế địa phương.

Bài nghiên cứu này đóng góp về mặt lý thuyết bằng cách tích hợp khung trách nhiệm giải trình của Bovens (2007) vào lý thuyết vốn xã hội của Woolcock (2001), qua đó chỉ ra rằng tác động của vốn xã hội liên kết đến SWB phụ thuộc vào trách nhiệm giải trình. Về mặt thực tiễn, nghiên cứu nhấn mạnh vai trò của việc tăng cường trách nhiệm giải trình nhằm nâng cao SWB theo hướng bền vững.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

Các nghiên cứu trước đây về vốn xã hội và SWB chủ yếu tập trung vào các dạng vốn xã hội theo chiều ngang, phản ánh các kết nối giữa những cá nhân có đặc điểm xã hội tương đồng. Vốn xã hội thường được đo lường thông qua lòng tin chung, mức độ tham gia hoạt động xã hội hoặc mức độ tham gia tổ chức (Duan & cộng sự, 2025; Lee & Bae, 2022; Schlossarek & cộng sự, 2024; Takahashi & cộng sự, 2011). Tuy nhiên, cách tiếp cận này có thể chưa phản ánh đầy đủ vai trò của vốn xã hội khi bỏ qua các kết nối theo chiều dọc giữa cá nhân với các chủ thể quyền lực – vốn xã hội liên kết.

Một số nghiên cứu đã cho thấy vốn xã hội liên kết có thể góp phần cải thiện SWB. Trong đó, vốn xã hội liên kết thường được đo lường qua lòng tin thể chế (Gómez-Balcácer & cộng sự, 2023; Kamarudin & cộng sự, 2020; Laishram & Haokip, 2023; Núñez-Naranjo & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, thước đo dựa trên mạng lưới quan hệ với các cá nhân nắm giữ quyền lực lại bám sát hơn với khái niệm của Woolcock (2001), do phản ánh trực tiếp khả năng tiếp cận nguồn lực qua các tác nhân cụ thể, nhưng còn ít được áp dụng (ví dụ: Anh & Anh, 2015; Nguyen & Le, 2026). Mặc dù một số nghiên cứu gần đây tại Việt Nam đã sử dụng thước đo này (Chuong, 2023; Chuong & Chi Hai, 2023; Chuong, 2024), song chủ yếu tập trung vào cấu trúc vốn xã hội và sinh kế hộ gia đình, mà chưa xem xét SWB làm kết quả trực tiếp.

Nhìn chung, các nghiên cứu trước đây đều ngầm giả định rằng tác động của vốn xã hội liên kết đối với SWB không khác biệt giữa các bối cảnh thể chế. Tuy nhiên, do bản chất vốn xã hội liên kết gắn liền với việc tiếp cận nguồn lực công, hiệu quả của nó khó có thể như nhau trong các điều kiện chất lượng thể chế khác nhau. Trong đó, trách nhiệm giải trình được xem là yếu tố then chốt để kiểm soát chất lượng thể chế. Do đó, việc chưa tính đến ảnh hưởng điều tiết của trách nhiệm giải trình đã làm hạn chế sự hiểu biết về mối quan hệ giữa vốn xã hội liên kết và SWB. Đồng thời, các hàm ý chính sách, vì vậy, chủ yếu tập trung vào việc thúc đẩy tích lũy vốn xã hội mà chưa chú trọng cải thiện chất lượng thể chế như một điều kiện tương tác với hiệu quả của nguồn lực này. Đây cũng chính là khoảng trống mà nghiên cứu này hướng tới làm rõ.

### *2.1. Vốn xã hội liên kết và hạnh phúc chủ quan*

Theo Woolcock (2001), vốn xã hội liên kết phản ánh các kết nối theo chiều dọc giữa cá nhân với các tổ chức chính thống và chủ thể nắm giữ quyền lực, qua đó tạo điều kiện tiếp cận thông tin, cơ hội và nguồn lực ngoài phạm vi cộng đồng. Woolcock đặc biệt nhấn mạnh vai trò của vốn xã hội liên kết trong việc giúp cá nhân "vươn lên" (*get ahead*). Chẳng hạn, nó có thể hỗ trợ người nghèo vượt ra khỏi mạng lưới tự túc để tiếp cận các cơ quan như ngân hàng, công ty bảo hiểm, tòa án, từ đó mở rộng cơ hội phát triển và cải thiện vị thế kinh tế - xã hội. Trong bối cảnh nông thôn Việt Nam, nó giúp nông dân tiếp cận tốt hơn với các dịch vụ công và chính sách hỗ trợ như vốn ưu đãi, bảo hiểm nông nghiệp, đào tạo nghề, khuyến nông và giảm nghèo. Qua đó, vốn xã hội góp phần cải thiện sinh kế và khả năng ứng phó trước các cú sốc kinh tế – xã hội, cuối cùng dẫn đến thúc đẩy SWB.

*H1. Vốn xã hội liên kết tác động tích cực đến hạnh phúc chủ quan.*

### *2.2. Vai trò điều tiết của trách nhiệm giải trình*

Trong khi vốn xã hội liên kết có khả năng thúc đẩy SWB, mức độ hiện thực hóa các lợi ích từ dạng vốn này còn phụ thuộc vào quyền tùy ý của các chủ thể nắm giữ quyền lực. Quyền tùy ý này chi phối khả năng tiếp cận và phân bổ nguồn lực thông qua các mối quan hệ cá nhân theo chiều dọc.

Theo Bovens (2007), trách nhiệm giải trình là một cơ chế thiết yếu để giám sát và kiểm soát việc sử dụng quyền tùy ý trong bộ máy công quyền. Ông định nghĩa trách nhiệm giải trình là một mối quan hệ xã hội cụ thể giữa một tác nhân (chủ thể nắm giữ và thực thi quyền lực) và một diễn đàn. Tác nhân có nghĩa vụ phải giải thích và biện minh cho hành vi của mình, trong khi diễn đàn có quyền đặt câu hỏi và đưa ra phán xét. Điều quan trọng là tác nhân có thể phải đối mặt với các hệ quả, từ trừng phạt đến khen thưởng, dựa trên sự đánh giá của diễn đàn. Bovens lập luận rằng khả năng phải đối mặt với các hệ quả (như bị trừng phạt, mất uy tín hoặc phải từ chức) chính là yếu tố tạo ra sức răn đe, buộc những người nắm quyền không được sử dụng quyền tùy ý một cách tùy tiện.

Khi tích hợp khung lý thuyết của Bovens (2007) vào Woolcock (2001), có thể lập luận rằng trách nhiệm giải trình làm suy giảm lợi ích của vốn xã hội liên kết . Cụ thể, trong bối cảnh trách nhiệm giải trình thấp, quyền tùy ý được sử dụng tùy tiện hơn, cơ hội tiếp cận thông tin, cơ hội và nguồn lực công phụ thuộc nhiều hơn vào quan hệ cá nhân với chủ thể quyền lực thay vì tuân thủ theo quy tắc chính thức; do đó, vốn xã hội liên kết quan trọng hơn đối với SWB. Ngược lại, khi trách nhiệm giải trình được tăng cường, quyền tùy ý được kiểm soát một cách đúng đắn, thì việc tiếp cận nguồn lực công sẽ chiểu theo quy tắc chính thức thay vì quan hệ cá nhân, dẫn đến vai trò của vốn xã hội liên kết giảm đi.

*H2. Trách nhiệm giải trình làm suy giảm tác động tích cực của vốn xã hội liên kết đến hạnh phúc chủ quan.*

## 3. Phương pháp nghiên cứu

Do dữ liệu có cấu trúc mảng, việc kiểm soát các yếu tố không quan sát được cố định theo thời gian là cần thiết nhằm hạn chế sai lệch trong ước lượng (Baltagi, 2008; Wooldridge, 2010). Bên cạnh đó, mặc dù SWB là biến thứ bậc, nhiều nghiên cứu cho thấy kết quả ước lượng nhìn chung không khác biệt đáng kể khi biến này được mô hình hóa dưới dạng liên tục, trong khi các hệ số ước lượng có thể được diễn giải trực quan hơn (Ferrer-i-Carbonell & Frijters, 2004; Ngamaba & cộng sự, 2018; Schneider, 2016; Wooldridge, 2016). Vì vậy, mô hình hồi quy hiệu ứng cố định (FEM) được lựa chọn làm mô hình chính.

$$SWB_{it} = \beta_0 + \beta_1 Vốn\ xã\ hội\ liên\ kết_{it} + \beta_2 Trách\ nhiệm\ giải\ trình_{it} + \beta_3 Vốn\ xã\ hội\ liên\ kết_{it} \times Trách\ nhiệm\ giải\ trình_{it} + X'_{it}\gamma + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

- $SWB_{it}$: hạnh phúc chủ quan của cá nhân *i* tại thời điểm *t*
- $X_{it}$: véc tơ các biến kiểm soát
- $\alpha_i$: hiệu ứng cố định theo cá thể
- $\varepsilon_{it}$: sai số ngẫu nhiên

Dữ liệu chính được sử dụng là bộ dữ liệu Khảo sát Tiếp cận Nguồn lực Hộ gia đình Việt Nam (Vietnam Access to Resources Household Survey – VARHS). Đây là một cuộc khảo sát quy mô lớn nhằm thu thập thông tin về khả năng tiếp cận và sử dụng các nguồn lực của hộ gia đình nông thôn Việt Nam, bao gồm đất đai, tín dụng, vốn con người và vốn xã hội. Khảo sát được thực hiện tại khu vực nông thôn của 12 tỉnh (Hà Tây, Lào Cai, Điện Biên, Lai Châu, Phú Thọ, Nghệ An, Quảng Nam, Khánh Hòa, Đắk Lắk, Đắk Nông, Lâm Đồng và Long An) và được thực hiện định kỳ hai năm một lần kể từ năm 2006 bởi nhóm Nghiên cứu Kinh tế Phát triển (Development Economics Research Group – DERG), Đại học Copenhagen phối hợp với Viện Nghiên cứu Quản lý Kinh tế Trung ương (CIEM), Viện Khoa học Lao động và Xã hội (ILSSA) và Viện Chính sách và Chiến lược Phát triển Nông nghiệp Nông thôn (IPSARD).

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu từ các năm 2016, 2018 và 2020, là các đợt khảo sát VARHS cập nhật gần đây nhất hiện có. Mẫu nghiên cứu ban đầu gồm 9.972 quan sát. Sau khi loại bỏ các quan sát không hợp lệ và giới hạn mẫu đối với các cá nhân từ 18 tuổi trở lên, cuối cùng còn lại 9.835 quan sát. Tỷ lệ quan sát bị loại chiếm khoảng 1,37% tổng mẫu ban đầu. Trong đó, số hộ duy nhất theo dõi qua 3 năm là 2.323 hộ, tỷ lệ hao hụt mẫu (attrition) là 5,81% trong giai đoạn 2016–2018 và 35,47% trong giai đoạn 2018–2020.

Bên cạnh đó, nghiên cứu còn sử dụng bộ dữ liệu Chỉ số Hiệu quả Quản trị và Hành chính công cấp tỉnh (PAPI - papi.org.vn) được xây dựng dựa trên khảo sát trải nghiệm và đánh giá của người dân về hiệu quả quản trị và hành chính công tại các tỉnh, thành phố ở Việt Nam.

Hầu hết các biến trong mô hình sử dụng dữ liệu VARHS, trong khi biến Trách nhiệm giải trình được lấy từ dữ liệu PAPI. Cụ thể, các biến số được đo lường như sau:

Biến phụ thuộc *SWB* gồm bốn mức (1–4), được đo lường từ câu hỏi: "Ông/bà có cảm thấy hài lòng với cuộc sống hiện tại của mình không?", trong đó 1 là "rất không hài lòng" và 4 là "rất hài lòng".

Biến độc lập chính *vốn xã hội liên kết* nhận giá trị 1 nếu có người trong gia đình, họ hàng hoặc bạn bè đang giữ vị trí cán bộ cấp xã hoặc cao hơn, và 0 nếu ngược lại. Thước đo này phản ánh các kết nối theo chiều dọc với những người nắm giữ quyền lực, phù hợp với quan niệm của Woolcock (2001), nhưng chưa phản ánh cường độ, tần suất hay chất lượng của các mối quan hệ do hạn chế của bộ dữ liệu VARHS.

Biến điều tiết *trách nhiệm giải trình* được đo lường bằng chỉ số trách nhiệm giải trình với người dân – một trong sáu trụ cột của PAPI – phản ánh mức độ chính quyền địa phương giải trình và phản hồi trước các ý kiến, khiếu nại và tố cáo của người dân.

Các biến kiểm soát trong mô hình gồm có *thu nhập* (thu nhập bình quân đầu người hàng năm), *số ngày ốm* (số ngày ốm không hoạt động bình thường trong 12 tháng qua), *tình trạng thất nghiệp* (nhóm tham chiếu là "không thất nghiệp"), *tình trạng hôn nhân* (nhóm tham chiếu là đã từng lập gia đình, *học vấn* (nhóm tham chiếu là "không bằng cấp") và *tuổi* (nhóm tham chiếu là "thanh niên").

Thông tin chi tiết về các biến được thể hiện trong bảng A1 phần Phụ lục.

**4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận**

Bảng 1 trình bày các kết quả ước lượng bao gồm: mô hình chính – FEM, kiểm tra tính vững bằng mô hình Ologit và mô hình Proxy với thước đo thay thế cho biến vốn xã hội liên kết, kiểm tra độ nhạy bằng mô hình ước lượng trên mẫu cân bằng, phân tích dị biệt theo nhóm thu nhập và mô hình mở rộng nhằm khám phá sự khác biệt giữa các dạng vốn xã hội liên kết theo đặc điểm mối quan hệ. Trong mô hình mở rộng, vốn xã hội liên kết được tách thành ba biến nhị phân: *vốn xã hội liên kết gia đình, vốn xã hội liên kết họ hàng và vốn xã hội liên kết bạn bè* tương ứng việc có người trong gia đình, họ hàng, bạn bè đang giữ vị trí cán bộ ở cấp xã hoặc các cấp quản lý cao hơn không.

Để chuẩn hóa thang đo, hỗ trợ diễn giải hệ số và giảm nguy cơ đa cộng tuyến do biến tương tác, các biến liên tục trong mô hình (gồm log thu nhập, số ngày ốm và trách nhiệm giải trình) được chuẩn hóa theo phương pháp z-score.

Trước tiên, nghiên cứu xem xét các vấn đề có thể ảnh hưởng đến độ tin cậy của ước lượng: tất cả các hệ số VIF đều nhỏ hơn 5, cho thấy không có đa cộng tuyến nghiêm trọng (Phụ lục, Bảng A2); kết quả kiểm

**Bảng 1: Kết quả mô hình chính, kiểm tra tính vững, kiểm tra độ nhạy, phân tích dị biệt và mô hình mở rộng**

| Biến | Mô hình 1 (FEM) | Mô hình 2 (Ologit) | Mô hình 3 (Proxy) | Mô hình 4 (Sensitivity) | Mô hình 5 (Nhóm thu nhập cao) | Mô hình 6 (Nhóm thu nhập thấp) | Mô hình 7 (Mở rộng) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Vốn xã hội liên kết** | **0,051***** | **0,450***** | **0,025***** | **0,054***** | **0,078***** | **0,026** | |
| | (3,600) | (8,610) | (3,600) | (3,440) | (3,770) | (0,960) | |
| **Vốn xã hội liên kết bạn bè** | | | | | | | **0,0475***** |
| | | | | | | | (2,970) |
| Vốn xã hội liên kết họ hàng | | | | | | | 0,016 |
| | | | | | | | (0,830) |
| Vốn xã hội liên kết gia đình | | | | | | | 0,047 |
| | | | | | | | (1,190) |
| **Vốn xã hội liên kết × Trách nhiệm giải trình** | **-0,042***** | **-0,167***** | **-0,014**** | **-0,042***** | **-0,034*** | **-0,039** | |
| | (-3,10) | (-3,32) | (-2,07) | (-2,79) | (-1,84) | (-1,56) | |
| **Vốn xã hội liên kết bạn bè × Trách nhiệm giải trình** | | | | | | | **-0,0477***** |
| | | | | | | | (-2,97) |
| Vốn xã hội liên kết họ hàng × Trách nhiệm giải trình | | | | | | | 0,006 |
| | | | | | | | (0,350) |
| Vốn xã hội liên kết gia đình × Trách nhiệm giải trình | | | | | | | 0,013 |
| | | | | | | | (0,400) |
| Trách nhiệm giải trình (z-score) | 0,046*** | 0,071** | 0,032*** | 0,048*** | 0,038*** | 0,044*** | 0,041*** |
| | (4,720) | (2,510) | (3,670) | (4,530) | (2,670) | (2,690) | (4,310) |
| Thu nhập (log, z-score) | 0,037*** | 0,427*** | 0,037*** | 0,035*** | 0,033* | 0,002 | 0,037*** |
| | (3,790) | (17,310) | (3,730) | (3,280) | (1,820) | (0,120) | (3,790) |
| Tình trạng hôn nhân | | | | | | | |
| Chưa kết hôn | 0,129* | 0,266 | 0,130* | 0,107 | 0,157 | 0,107 | 0,131** |
| | (1,920) | (1,630) | (1,940) | (1,480) | (1,420) | (0,930) | (1,960) |
| Đang có gia đình | 0,093** | 0,664*** | 0,093** | 0,116*** | 0,036 | 0,101* | 0,095** |
| | (2,480) | (10,640) | (2,480) | (2,840) | (0,530) | (1,660) | (2,540) |
| Học vấn | | | | | | | |
| Trung cấp và đào tạo nghề | -0,019 | 0,152** | -0,019 | -0,017 | -0,037 | -0,019 | -0,020 |
| | (-0,81) | (2,080) | (-0,81) | (-0,68) | (-1,20) | (-0,39) | (-0,89) |
| Cao đẳng trở lên | 0,025 | 0,945*** | 0,023 | 0,021 | 0,003 | 0,503*** | 0,023 |
| | (0,480) | (7,260) | (0,440) | (0,380) | (0,050) | (2,640) | (0,430) |
| Tuổi | | | | | | | |
| Trung niên | 0,029 | 0,179*** | 0,028 | 0,045 | -0,014 | 0,072 | 0,029 |
| | (0,980) | (2,870) | (0,960) | (1,380) | (-0,30) | (1,550) | (0,980) |
| Cao tuổi | 0,094*** | 0,267*** | 0,094*** | 0,119*** | 0,029 | 0,148** | 0,095*** |
| | (2,630) | (3,570) | (2,620) | (3,060) | (0,510) | (2,340) | (2,650) |
| Tình trạng nghề nghiệp | | | | | | | |
| Thất nghiệp | -0,069** | -0,077 | -0,07** | -0,073** | -0,028 | -0,130*** | -0,069** |
| | (-2,28) | (-0,90) | (-2,30) | (-2,24) | (-0,62) | (-2,66) | (-2,27) |
| Số ngày ốm (z-score) | -0,030*** | -0,180*** | -0,030*** | -0,033*** | -0,049** | -0,017 | -0,031*** |
| | (-2,77) | (-8,05) | (-2,75) | (-2,62) | (-2,45) | (-1,01) | (-2,79) |
| Số quan sát | 9.835 | 9.835 | 9.835 | 6.969 | 4.917 | 4.918 | 9.835 |
| Kiểm định Hausman | $\chi^2(12)$ = 104,06*** | | | | | | |

*Ghi chú: t statistics trong ngoặc đơn, * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01*

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

định Hausman (Bảng 1) bác bỏ giả thuyết ($\chi^2$ = 104,06; $p$ < 0,01), củng cố sự phù hợp của mô hình FEM; sai số chuẩn cụm (clustered standard errors) được sử dụng để bảo đảm suy diễn thống kê vững trước hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

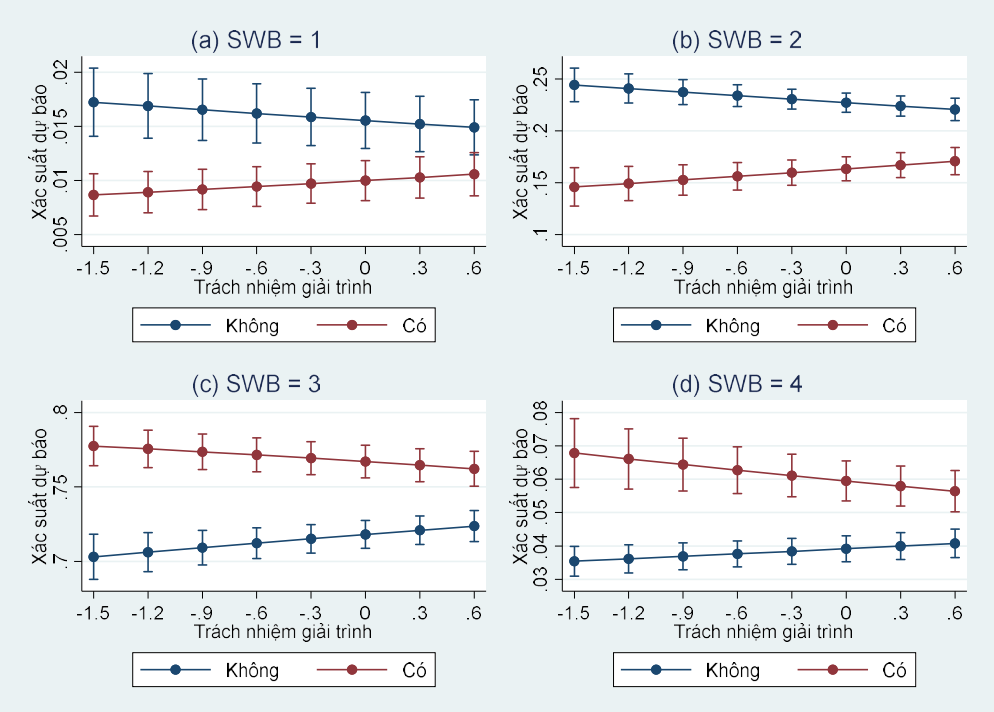
Kết quả mô hình chính (mô hình 1, Bảng 1) cho thấy *vốn xã hội liên kết* tác động tích cực đến *SWB* ($\beta$ = 0,051; $p$ < 0,01), hàm ý rằng những cá nhân có vốn xã hội liên kết có xu hướng đạt mức SWB cao hơn. Kết quả đúng như kỳ vọng, qua đó ủng hộ giả thuyết H1. Đáng chú ý, hệ số của vốn xã hội liên kết ($\beta$ = 0,051) còn lớn hơn hệ số của thu nhập ($\beta$ = 0,037), cho thấy vai trò của vốn xã hội liên kết không nhỏ so với một yếu tố kinh tế quan trọng như thu nhập.

Đặc biệt, mô hình 1 cho thấy biến *Vốn xã hội liên kết × Trách nhiệm giải trình* có ý nghĩa thống kê mạnh ($p$ < 0,01) với hệ số âm ($\beta$ = -0,042), hàm ý trách nhiệm giải trình làm suy giảm tác động của vốn xã hội liên kết đến SWB. Cụ thể, khi trách nhiệm giải trình cao hơn, chênh lệch SWB giữa cá nhân có và không có vốn xã hội liên kết thu hẹp. Kết quả này phù hợp với khung lý thuyết Woolcock-Bovens và ủng hộ giả thuyết H2.

Tác động biên của vốn xã hội liên kết được xác định: 0,051 – 0,042 × *Trách nhiệm giải trình*, hàm ý rằng lợi ích của vốn xã hội liên kết đối với SWB giảm khi trách nhiệm giải trình tăng. Hơn nữa, khi mức trách nhiệm giải trình xấp xỉ 1,2 độ lệch chuẩn (tương đương 5,234 điểm PAPI), tác động tích cực này bị triệt tiêu. Mức này ở gần cận trên trong khoảng quan sát của dữ liệu (4,261 - 5,591), cho thấy trong những bối cảnh có trách nhiệm giải trình rất cao, lợi ích từ các kết nối theo chiều dọc đối với SWB hầu như không còn. Điều này hàm ý rằng trách nhiệm giải trình rất cao có thể thay thế các kết nối theo chiều dọc bằng cách bảo đảm tiếp cận nguồn lực công diễn ra hoàn toàn công bằng theo quy tắc thể chế mà không bị chi phối bởi quan hệ cá nhân với chủ thể quyền lực.

Mô hình 2 (Ologit) nhằm đánh giá mức độ nhạy cảm của kết quả đối với giả định xem SWB như biến liên tục trong mô hình chính, kết quả cho thấy dấu và ý nghĩa thống kê của các biến chính không thay đổi so với mô hình 1: hệ số của *Vốn xã hội liên kết* tiếp tục dương ($\beta$ = 0,450, $p$ < 0,01), trong khi hệ số của *Vốn xã hội liên kết* x *Trách nhiệm giải trình* tiếp tục âm ($\beta$ = -0,167, $p$ < 0,01). Hơn nữa, để lượng hóa mối quan hệ này, chúng tôi tính toán hiệu ứng biên của vốn xã hội liên kết đến xác suất dự báo SWB tại các mức (1, 2, 3, 4) và vẽ đồ thị hiệu ứng biên (margins plot) ở hình 1. Hình 1 cho thấy khi trách nhiệm giải trình được cải thiện, khoảng cách về xác suất dự báo giữa hai nhóm có và không có vốn xã hội liên kết thu hẹp dần ở cả bốn mức SWB. Điều này nhất quán với kết quả mô hình 1, hàm ý rằng trách nhiệm giải trình cao làm giảm lợi ích biên của vốn xã hội liên kết.

**Hình 1. Xác suất dự báo của các mức SWB theo mức độ trách nhiệm giải trình và tình trạng có/không có vốn xã hội liên kết**




*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Mô hình 3 (Proxy) nhằm đánh giá mức độ nhạy cảm của kết quả đối với thước đo vốn xã hội liên kết. Mô hình này sử dụng một thước đo khác (proxy) cho vốn xã hội liên kết, được tính bằng tổng số loại kết nối với cán bộ ở cấp xã hoặc các cấp quản lý cao hơn. Kết quả cho thấy dấu và ý nghĩa thống kê của các biến chính không thay đổi so với mô hình 1: hệ số của *Vốn xã hội liên kết* tiếp tục dương ($\beta$ = 0,025, $p$ < 0,01), trong khi hệ số của *Vốn xã hội liên kết* *xTrách nhiệm giải trình* tiếp tục âm ($\beta$ = -0,014, $p$ < 0,05). Điều này cho thấy kết quả có tính vững, không phụ thuộc vào cách đo lường vốn xã hội liên kết.

Mô hình 4 (Sensitivity) nhằm đánh giá độ nhạy của kết quả trước hiện tượng hao hụt mẫu theo thời gian

(panel attrition). Cụ thể, mô hình được ước lượng trên mẫu cân bằng, chỉ bao gồm các hộ được quan sát đầy đủ trong cả ba năm 2016, 2018 và 2020. Kết quả cho thấy dấu, độ lớn và ý nghĩa thống kê của các biến chính hầu như không thay đổi so với mô hình 1. Cụ thể, hệ số của *Vốn xã hội liên kết vẫn dương* ($\beta$ = 0,054, p < 0,01), trong khi hệ số của *Vốn xã hội liên kết* × *Trách nhiệm giải trình* vẫn âm ($\beta$ = -0,042, $p$ < 0,01). Kết quả này cho thấy hiện tượng hao hụt mẫu theo thời gian không ảnh hưởng đáng kể đến kết luận chính của nghiên cứu.

**5. Xem xét vấn đề biến nội sinh**

Khả năng nhân quả ngược trong nghiên cứu này được đánh giá là tương đối thấp. Vốn xã hội liên kết được đo lường dựa trên việc có thành viên gia đình, họ hàng hoặc bạn bè đang nắm giữ các vị trí chính thức, phản ánh một đặc điểm được quyết định bởi các yếu tố bên ngoài (gia đình, họ hàng, bạn bè). Tuy nhiên, không thể loại trừ hoàn toàn khả năng những cá nhân có mức hạnh phúc cao hơn dễ mở rộng các mối quan hệ xã hội, qua đó làm tăng xác suất có bạn bè nắm giữ quyền lực. Vì vậy, nghiên cứu tiếp tục sử dụng mô hình IV với hiệu ứng cố định (FE-2SLS) để kiểm tra khả năng nội sinh. Biến công cụ được lựa chọn là khoảng cách từ hộ gia đình đến trụ sở Ủy ban nhân dân (UBND) xã. Khoảng cách gần hơn tạo điều kiện thuận lợi tiếp cận cán bộ địa phương, tham gia các hoạt động hành chính và cộng đồng, từ đó làm tăng khả năng hình thành các mối quan hệ với những người nắm giữ chức vụ chính thức. Đồng thời, sau khi đã kiểm soát các đặc điểm kinh tế - xã hội và hiệu ứng cố định, khoảng cách đến UBND xã không được kỳ vọng ảnh hưởng trực tiếp đến SWB ngoài kênh vốn xã hội liên kết.

Kết quả cho thấy biến công cụ có tương quan có ý nghĩa thống kê với vốn xã hội liên kết ($\beta$ = − 0,008, $p$ < 0,01). Chỉ số Cragg–Donald Wald F đạt 10,46, vượt ngưỡng tới hạn Stock–Yogo ở mức sai lệch IV tối đa 15% (8.96), cho thấy biến công cụ không phải là biến công cụ yếu. Quan trọng hơn, kiểm định nội sinh không bác bỏ giả thuyết ngoại sinh của biến vốn xã hội liên kết ($\chi^2$ = 0,228, $p$ = 0,633), hàm ý không có bằng chứng cho thấy nội sinh là một vấn đề đáng kể trong nghiên cứu này (Phụ lục, bảng A3).

Để làm rõ tính dị biệt theo vị thế kinh tế, chúng tôi tiếp tục ước lượng mô hình 5 ứng với nhóm thu nhập cao (thu nhập lớn hơn trung vị) và mô hình 6 ứng với nhóm thu nhập thấp (thu nhập nhỏ hơn trung vị). Kết quả cho thấy vốn xã hội liên kết tác động tích cực và chịu sự điều tiết của trách nhiệm giải trình rõ rệt ở nhóm thu nhập cao, trong khi các mối quan hệ này không có ý nghĩa thống kê ở nhóm thu nhập thấp. Kết quả này phù hợp với quan điểm của Bourdieu (1986) cho rằng các nhóm có vốn kinh tế và văn hóa cao có khả năng chuyển hóa vốn xã hội thành uy tín, địa vị và quyền lực một cách hiệu quả hơn so với các nhóm yếu thế.

Về nghiên cứu mở rộng ở mô hình 7, kết quả cho thấy trong các dạng quan hệ cấu thành vốn xã hội liên kết, chỉ có hệ số của *Vốn xã hội liên kết bạn bè* và biến tương tác tương ứng *Vốn xã hội liên kết bạn bè* × *Trách nhiệm giải trình* là có ý nghĩa thống kê. Điều này hàm ý rằng có thể không phải mọi dạng vốn xã hội liên kết đều có tác động như nhau đến SWB, mà hiệu quả của nó còn phụ thuộc vào tính chất của mối quan hệ.

Điều này có thể được lý giải dựa theo lập luận về sức mạnh của các mối quan hệ yếu (weak ties) của Granovetter (1973). Theo đó, bạn bè thuộc dạng mối quan hệ yếu, có đặc trưng ít mang tính khép kín hơn và mức độ trùng lặp nguồn lực thấp hơn, từ đó tạo điều kiện tiếp cận thông tin, cơ hội và nguồn lực mới hiệu quả hơn. Ngược lại, gia đình, họ hàng thuộc dạng mối quan hệ mạnh với xu hướng tạo thành các cụm khép kín và có mật độ cao, dẫn đến sự trùng lặp thông tin và nguồn lực. Do vậy, thông tin, cơ hội và nguồn lực có được từ vốn xã hội liên kết bạn bè có tính mới hơn, hỗ trợ việc tiến thân hiệu quả hơn và có thể dẫn đến gia tăng SWB rõ rệt hơn so với vốn xã hội liên kết gia đình và họ hàng. Hơn nữa, trong bối cảnh nông thôn Việt Nam, nơi các quan hệ thân tộc quan trọng trong đời sống xã hội, các mối liên kết gia đình và họ hàng thường ổn định trước những thay đổi của môi trường thể chế, qua đó làm cho tác động điều tiết của trách nhiệm giải trình trở nên kém rõ rệt hơn đối với các dạng quan hệ này.

Tóm lại, kết quả cho thấy vốn xã hội liên kết tác động tích cực đến SWB, tương đồng với các bằng chứng hiện có. Trong khi đó, những phát hiện về tác động của vốn xã hội liên kết phụ thuộc vào mức độ trách nhiệm giải trình, và việc hiệu ứng này chủ yếu được quan sát với các mối quan hệ bạn bè thể hiện sự phát

triển vượt ra ngoài các nghiên cứu trước. Qua đó, nghiên cứu góp phần mở rộng các lập luận về tác động của vốn xã hội liên kết đối với SWB.

Phát hiện này phản ánh đặc thù thể chế nông thôn Việt Nam, nơi quan hệ với chủ thể quyền lực địa phương vẫn là kênh quan trọng để tiếp cận thông tin và nguồn lực. Trong quá trình chuyển đổi thể chế chưa đồng đều, vốn xã hội liên kết có thể hỗ trợ thích ứng và cải thiện SWB, nhưng cũng tiềm ẩn nguy cơ phân bổ nguồn lực thiếu công bằng. Khi trách nhiệm giải trình được tăng cường, các cơ chế chính thức sẽ hiệu quả hơn, bảo đảm tiếp cận nguồn lực bình đẳng mà không phụ thuộc vào quan hệ cá nhân.

**6. Kết luận và khuyến nghị**

Nghiên cứu cho thấy trách nhiệm giải trình làm giảm tác động tích cực của vốn xã hội liên kết đến SWB thông qua kiểm soát quyền tùy ý của chủ thể quyền lực và thúc đẩy phân bổ nguồn lực công theo quy tắc chính thức thay vì quan hệ cá nhân. Do vậy, việc nâng cao SWB ở khu vực nông thôn cần gắn với cải thiện trách nhiệm giải trình. Từ đó, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách.

*Thứ nhất*, cần tăng cường nghĩa vụ giải thích và minh bạch của chính quyền địa phương thông qua cải cách hành chính và chuyển đổi số. Bên cạnh số hóa thủ tục, cần công khai trên các cổng dịch vụ công quy trình xử lý, tiêu chí xét duyệt, căn cứ pháp lý, tiến độ và lý do chấp thuận hoặc từ chối đối với các thủ tục hành chính.

*Thứ hai*, cần hoàn thiện cơ chế giám sát và trách nhiệm trong thực thi quyền lực công ở cấp địa phương, gắn với các nỗ lực phòng, chống tham nhũng. Cụ thể, cần mở rộng các kênh tiếp nhận phản ánh của người dân trên nền tảng số, đặc biệt đối với các hành vi tham nhũng và lạm dụng quyền lực; đồng thời công khai kết quả xử lý, quy định thời hạn giải quyết và xác định rõ trách nhiệm giải trình của cơ quan, người đứng đầu.

Những khuyến nghị này cũng phù hợp với định hướng của Chương trình tổng thể cải cách hành chính nhà nước giai đoạn 2021–2030 (Chính phủ, 2021) và Chương trình chuyển đổi số quốc gia (Thủ tướng Chính phủ, 2020), trong đó nâng cao tính minh bạch, trách nhiệm giải trình và sự tham gia của người dân được xác định là những nội dung trọng tâm nhằm nâng cao chất lượng quản trị công.

Mặc dù sử dụng dữ liệu mảng và nhiều kiểm tra tính vững, nghiên cứu chưa thể loại trừ hoàn toàn các yếu tố không quan sát được thay đổi theo thời gian. Do đó, các kết luận nhân quả cần được diễn giải thận trọng. Bên cạnh đó, dữ liệu VARHS chỉ đến năm 2020, nên chưa phản ánh đầy đủ những thay đổi kinh tế - xã hội gần đây. Nghiên cứu tương lai có thể sử dụng dữ liệu cập nhật hơn để kiểm định tính ổn định của kết quả.

**Phụ lục**

**Bảng A1: Thống kê mô tả các biến (N = 9.835)**

| Biến | Trung bình | Độ lệch chuẩn | Giá trị nhỏ nhất | Giá trị lớn nhất |
|---|---|---|---|---|
| SWB | 2,809 | 0,524 | 1 | 4 |
| Thu nhập (nghìn VNĐ) | 34.372,23 | 75.598,80 | 42,6 | 3.631.703 |
| Số ngày ốm (ngày) | 10,143 | 32,834 | 0 | 365 |
| Trách nhiệm giải trình | 4,856 | 0,315 | 4,261 | 5,591 |
| Vốn xã hội liên kết | | | | |
| Có | 0,320 | 0,466 | 0 | 1 |
| Không | 0,679 | 0,466 | 0 | 1 |
| Tình trạng hôn nhân | | | | |
| Đã từng lập gia đình (Góa/ Ly hôn/ Ly thân) | 0,175 | 0,380 | 0 | 1 |
| Chưa kết hôn | 0,022 | 0,147 | 0 | 1 |
| Đang có gia đình (Đang có vợ/ chồng) | 0,802 | 0,398 | 0 | 1 |
| Học vấn | | | | |
| Không bằng cấp | 0,827 | 0,377 | 0 | 1 |
| Trung cấp và đào tạo nghề (Dạy nghề ngắn hạn/ Dạy nghề dài hạn/ Trung học chuyên nghiệp) | 0,130 | 0,336 | 0 | 1 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Cao đẳng trở lên (Cao đẳng/ Đại học/ Thạc sỹ/ Tiến sỹ) | 0,041 | 0,201 | 0 | 1 |
| Tuổi | | | | |
| Thanh niên (18-40 tuổi) | 0,197 | 0,398 | 0 | 1 |
| Trung niên (40-60 tuổi) | 0,524 | 0,499 | 0 | 1 |
| Cao tuổi (trên 60 tuổi) | 0,278 | 0,448 | 0 | 1 |
| Tình trạng thất nghiệp | | | | |
| Thất nghiệp | 0,101 | 0,302 | 0 | 1 |
| Không thất nghiệp | 0,898 | 0,302 | 0 | 1 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

**Bảng A2: Hệ số phóng đại phương sai (VIF) của các biến độc lập**

| Biến | VIF |
|---|---|
| Vốn xã hội liên kết | 1,04 |
| Trách nhiệm giải trình × Vốn xã hội liên kết | 1,52 |
| Trách nhiệm giải trình | 1,52 |
| Thu nhập | 1,11 |
| Tình trạng hôn nhân | |
| Chưa kết hôn | 1,17 |
| Đang có gia đình | 1,27 |
| Học vấn | |
| Trung cấp và đào tạo nghề | 1,06 |
| Cao đẳng trở lên | 1,08 |
| Tuổi | |
| Trung niên | 1,89 |
| Cao tuổi | 2,14 |
| Tình trạng thất nghiệp | 1,31 |
| Số ngày ốm | 1,12 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

**Bảng A3. Ước lượng biến công cụ và các kiểm định nội sinh**

| **A. Hồi quy giai đoạn thứ nhất** | **Hệ số** | **Thống kê t** | **Giá trị p** |
|---|---|---|---|
| Khoảng cách đến UBND | -0,008 | -3,230 | 0,001 |
| **B. Kiểm định tính hợp lệ của biến công cụ** | **Thống kê** | | |
| Thống kê F Cragg–Donald | 10,43 | | |
| Giá trị tới hạn Stock–Yogo (15%) | 8,96 | | |
| **C. Kiểm định tính nội sinh** | **Thống kê** | **Giá trị p** | |
| Kiểm định nội sinh (Durbin–Wu–Hausman) | 0,228 | 0,633 | |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

## Tài liệu tham khảo


Anh, N. T. T., & Anh, T. Q. (2015). Social capital in rural areas of Vietnam and its impact on households' life satisfaction. *Journal of Economics and Development*, *17*(3), 60-88. https://doi.org/10.33301/2015.17.03.04

Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (4th ed.). John Wiley & Sons.Bourdieu, P. (1986). The forms of capital", in: J. G. Richardson (Ed.). *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education,* Greenwood Press, pp. 241–258.

Bovens, M. (2007). Analysing and assessing accountability: A conceptual framework 1. *European Law Journal*, *13*(4), 447-468. https://doi.org/10.1111/j.1468-0386.2007.00378.x

Chính phủ. (2021). *Nghị quyết số 76/NQ-CP ngày 15 tháng 7 năm 2021 về Chương trình tổng thể cải cách hành chính nhà nước giai đoạn 2021–2030.*

Huynh Ngoc Chuong & Nguyen Chi Hai (2023). Measuring household social capital in rural Vietnam using MIMIC approach. *Cogent Economics & Finance*, *11*(2), 2268758. https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2268758

Chuong, H. N. (2023). The role of social capital in shaping livelihood for rural Vietnamese households. *PLoS*

*One*, *18*(12), e0295292. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0295292

Chuong, H. N. (2024). Exploring the structure of household social capital in rural Vietnam: Applying Bayesian network approach. *Plos One*, *19*(7), e0305194. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0305194

Duan, N., Lu, H., & Lyu, H. (2025). Connection and happiness: an interactive study of social media, social capital, and the subjective well-being of international students. *Frontiers in Psychology*, *16*, 1548663. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1548663

Ferrer-i-Carbonell, A., & Frijters, P. (2004). How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness?. *The Economic Journal*, *114*(497), 641-659. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00235.x

Granovetter, M. S. (1973). The strength of weak ties. *American Journal of Sociology*, *78*(6), 1360-1380. https://doi.org/10.1086/225469

Gómez-Balcácer, L., Somarriba Arechavala, N., & Gómez-Costilla, P. (2023). The importance of different forms of social capital for happiness in Europe: A multilevel structural equation model (GSEM). *Applied Research in Quality of Life, 18*(1), 601–624. https://doi.org/10.1007/s11482-022-10097-1

Kamarudin, N., Yen, S. H., & See, K. F. (2020). Social Capital and Subjective Well-Being in Malaysia. *Malaysian Journal of Social Sciences and Humanities (MJSSH)*, *5*(6), 1–10. https://doi.org/10.47405/mjssh.v5i6.424

Laishram, C. & Haokip, K. (2023). Implications of social capital on life satisfaction in a stratified society: gendering the bonding, bridging, and linking framework using representative samples of India. *Quality & Quantity*, 57(4), 3039–3063.

Lee, J. E., & Bae, S. M. (2022). The relationship between social capital, the happiness of others, and the happiness of Korean adults: A national sample study. *Psychiatry Investigation*, *19*(11), 958-964. https://doi.org/10.30773/pi.2022.0050

Ngamaba, K. H., Panagioti, M., & Armitage, C. J. (2018). Income inequality and subjective well-being: a systematic review and meta-analysis. *Quality of Life Research*, *27*(3), 577-596. https://doi.org/10.1007/s11136-017-1719-x

Nguyen, T., & Le, A.T. (2026). The Role of Social Capital in Subjective Well-being among Rural Populations across Income Groups: A Study from Vietnam. *Journal of Happiness Studies*, *27*(6), 102. https://doi.org/10.1007/s10902-026-01084-6

Núñez-Naranjo, A., Morales-Urrutia, X., & Simbaña-Taipe, L. (2024). Social capital, education, and subjective well-being in Ecuador. *Frontiers in Sociology*, *9*, 1417538. https://doi.org/10.3389/fsoc.2024.1417538

Schneider, S. M. (2016). Income inequality and subjective well-being: Trends, challenges, and research directions. *Journal of Happiness Studies*, *17*(4), 1719-1739. https://doi.org/10.1007/s10902-015-9655-3

Schlossarek, M., Harmáček, J., Seidlová, A., & Suchá, L. (2024). Inequalities and social capital as factors of subjective well-being: case study from Western Province, Zambia. *Journal of Happiness Studies*, *25*(7), 93. https://doi.org/10.1007/s10902-024-00778-z

Takahashi, K., Thuy, N.T.M., Poudel, K.C. *et al* (2011). 'Social capital and life satisfaction: a cross-sectional study on persons with musculoskeletal impairments in Hanoi, Vietnam'. *BMC Public Health, 11*, 206. https://doi.org/10.1186/1471-2458-11-206

Thủ tướng Chính phủ. (2020). *Quyết định số 749/QĐ-TTg ngày 03 tháng 6 năm 2020 phê duyệt Chương trình Chuyển đổi số quốc gia đến năm 2025, định hướng đến năm 2030*.

Woolcock, M. (2001). The place of social capital in understanding social and economic outcomes. *Canadian Journal of Policy Research*, *2*(1), 11-17.

Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: a modern approach* (Sixth edition.. ed.). Boston : Cengage Learning.

***Tác giả liên hệ: Nguyễn Thị Thu Trang - Email: thutrang@neu.edu.vn**