

TÁC ĐỘNG CỦA BẢO HIỂM Y TẾ ĐẾN CHI PHÍ Y TẾ THẢM HOA CỦA CÁC HỘ GIA ĐÌNH TẠI VÙNG TRUNG DU MIỀN NÚI PHÍA BẮC VIỆT NAM

Nguyễn Thị Thu Thương¹, Trần Quang Huy²

Tóm tắt

Nghiên cứu được thực hiện để đánh giá tác động của tham gia bảo hiểm y tế (BHYT) của nhóm đối tượng được ngân sách nhà nước (NSNN) hỗ trợ 100% hay hỗ trợ một phần lên chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình vùng Trung du miền núi phía Bắc (TDMNPB). Nghiên cứu sử dụng dữ liệu của từ cuộc điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam (VHLSS) năm 2020. Số lượng quan sát trong nghiên cứu cho vùng TDMNPB bao gồm 1662 hộ. Phương pháp so sánh điểm xu hướng (Propensity score matching - PSM) được sử dụng để đánh giá tác động. Kết quả cho thấy, hộ với chủ hộ tham gia chương trình BHYT có hỗ trợ, có chi phí y tế thảm họa thấp hơn so với các hộ còn lại là 7,7% khi sử dụng phương pháp so sánh hạt nhân và 7,3% khi sử dụng phương pháp so sánh cận gần nhất. Một số hàm ý chính sách từ nghiên cứu này là cần tiếp tục mở rộng bao phủ BHYT của vùng, và các gói quyền lợi BHYT cho hộ nghèo và cận nghèo trong vùng cần được tiếp tục duy trì bền vững.

Từ khóa: Trung du miền núi phía Bắc, bảo hiểm y tế, chi phí y tế thảm họa, PSM, tác động.

THE IMPACT OF HEALTH INSURANCE ON CATASTROPHIC HEALTH EXPENDITURE OF HOUSEHOLDS IN NORTHERN MIDLANDS AND MOUNTAINOUS AREAS OF VIETNAM

Abstract

The study was conducted to evaluate the impact of subsidized health insurance program on catastrophic health expenditure of households in the Northern midlands and mountainous areas. The study used data from the Vietnam Household Living Standards Survey (VHLSS) 2020. The number of households in this study was 1662. Propensity score matching (PSM) was used to assess the impact. The results showed that households with heads participating in subsidized health insurance program reduced household's catastrophic health expenditure by 7.7% when using the kernel matching method and 7.3% when using the nearest neighbor matching method. Policy implications are that the region needs to continue expanding health insurance coverage, and that packages of health insurance benefits for the poor and nearly-poor households in the region should continue to be sustainably maintained.

Keywords: Northern midlands and mountainous areas, health insurance, catastrophic health expenditure, PSM, impact.

JEL classification: G22; I; I13.

1. Đặt vấn đề

Một trong các mục tiêu Phát triển Bền vững, được Liên Hợp Quốc tuyên bố năm 2015 là đạt được bao phủ chăm sóc sức khỏe (CSSK) toàn dân (Khan & cs, 2017). Bao phủ CSSK toàn dân nghĩa là hệ thống y tế phải được tổ chức và hoạt động để đảm bảo cho tất cả người dân được tiếp cận với các dịch vụ y tế thiết yếu có chất lượng, cũng như là tiếp cận một cách an toàn, hiệu quả, chất lượng, và giá cả phải chăng với các loại thuốc và vắc-xin thiết yếu mà không phải gánh chịu bất cứ rủi ro nào về tài chính (Khan & cs, 2017). Trong đó chi phí y tế thảm họa và nghèo hóa là một trong những chỉ số về rủi ro tài chính liên quan đến sức khỏe yếu. Chi phí y tế thảm họa được xác định khi chi phí tiền túi cho y tế vượt quá một tỷ lệ nhất định của thu nhập hộ gia đình (Li & cs., 2012; Azzani & cs., 2019).

Dựa vào chi tiêu tiền túi để tài trợ cho chăm sóc sức khỏe là đặc điểm phổ biến ở nhiều nước có thu nhập thấp và trung bình, trong đó có Việt Nam. Các hộ gia đình không có sự bảo vệ tài chính đầy đủ phải đối mặt với nguy cơ phát sinh các khoản chi phí y tế quá lớn không lường trước được nếu họ ngã bệnh. Những chi tiêu không lường trước này đôi khi có thể dẫn đến nợ nần và giảm mức sống dẫn đến nghèo đói (Ahmed & cs., 2018). Bảo vệ tài chính để giảm thiểu mức độ chi

phí y tế thảm họa mà các hộ gia đình phải gánh chịu đã nhận được rất nhiều sự quan tâm. Gần đây, tổ chức Y tế Thế giới (WHO) đã thúc đẩy bảo hiểm y tế xã hội (BHYT) như là một chiến lược tài chính y tế quan trọng ở các nước thu nhập thấp và trung bình không chỉ để tạo thêm nguồn lực cho y tế mà còn để chia sẻ rủi ro và cung cấp các dịch vụ chăm sóc sức khỏe một cách công bằng (trích dẫn bởi Pokharel & Silwal, 2018).

Vùng trung du và miền núi phía Bắc (TDMNPB) có vị trí chiến lược đặc biệt quan trọng về chính trị, kinh tế, văn hóa, xã hội, môi trường, quốc phòng, an ninh và đối ngoại của cả nước. Trong giai đoạn 2014-2021, tăng trưởng kinh tế trung bình của vùng TDMNPB là 7,13% (Niên giám thống kê cách tỉnh, 2021). Tuy nhiên, tốc độ tăng tổng sản phẩm (GRDP) trong vùng cho thấy giữa các địa phương trong vùng có sự tăng trưởng kinh tế không đồng đều, có những địa phương đã phát huy được vai trò đầu tàu để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế cả vùng nói chung, tuy nhiên có những địa phương vẫn chưa phát huy được vai trò của mình. GRDP bình quân đầu người của vùng tăng từ 25,4 triệu đồng vào năm 2014 lên 52,4 triệu đồng vào năm 2021, song vẫn thấp hơn rất nhiều so với mức chung của cả nước. Vào năm 2021, sự khác biệt này là rất lớn, GRDP bình quân đầu người của vùng thấp hơn so với mức cả nước là 33 triệu

đồng (Niên giám thống kê cách tỉnh, 2022). Tỷ lệ hộ nghèo trong vùng còn khá cao, và có sự khác biệt lớn so với các vùng khác và cả nước. Vào năm 2020, tỷ lệ hộ nghèo trong vùng là 14,4%, trong khi đó tỷ lệ này của cả nước chỉ chiếm 4,8% (Khảo sát mức sống dân cư Việt Nam, 2020).

Cùng với sự phát triển về kinh tế, các chỉ tiêu đầu vào của hệ thống y tế của vùng cũng đạt được những kết quả tích cực, như tổng chi ngân sách nhà nước (NSNN) cho y tế của vùng TDMNPB có xu hướng tăng lên, tỷ lệ bao phủ BHYT của vùng tăng nhanh từ 85,59% vào năm 2014 lên 95,8% vào năm 2020, số lượng và chất lượng nhân lực y tế tiếp tục được cải thiện. Tuy nhiên, tính đến năm 2020, tỷ lệ trạm y tế xã có bác sỹ trong vùng đạt 84,92%, trong khi tỷ lệ này của cả nước là 87,71%; tỷ lệ trạm y tế xã đạt tiêu chí Quốc gia về y tế xã đạt 84,11%, của cả nước là 90,95% (MOH, 2020). Bên cạnh đó, có sự phát triển không đồng đều về cơ sở hạ tầng y tế và nguồn nhân lực y tế giữa các địa phương trong vùng; chi phí y tế thảm họa của các hộ trong vùng vẫn còn chiếm tỷ lệ tương đối lớn.

Trong những nỗ lực chung để đạt được những mục tiêu chiến lược quốc gia về bao phủ CSSK toàn dân, trong đó có giảm tỷ lệ chi tiêu y tế từ tiền túi và chi phí thảm họa, những bằng chứng khoa học và những đóng góp về mặt giải pháp có tính thực tiễn theo đặc trưng riêng của của các vùng kinh tế Việt Nam, trong đó có vùng Trung du và miền núi phía Bắc (TDMNPB) là hết sức quan trọng.

Đánh giá tác động của BHYT đến chi phí y tế từ tiền túi và chi phí y tế thảm họa đã được thực hiện trong nhiều nghiên cứu. Có nhiều phương pháp khác nhau được sử dụng để đánh giá tác động như phương pháp so sánh điểm xu hướng, phương pháp sự khác biệt kép, phương pháp sử dụng biến công cụ hay phương pháp hồi quy gián đoạn (Khandker & cs., 2010). Nhìn chung, các kết quả nghiên cứu cho thấy việc tham gia BHYT có tác động rất khác nhau đến chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình. Một số kết quả nghiên cứu cho thấy BHYT có tác động làm giảm chi phí y tế thảm họa (Galarraga & cs, 2010; Alkenbrack & cs, 2015; Navarrete & cs, 2019). Tuy nhiên, một vài kết quả nghiên cứu lại cho thấy BHYT hầu như không có tác động đến chi phí y tế thảm họa của hộ gia đình (Sparrow & cs, 2013).

Do đó, nghiên cứu này được thực hiện với việc áp dụng phương pháp PSM để đánh giá tác động của BHYT của nhóm đối tượng được NSNN hỗ trợ 100% hay hỗ trợ một phần đến chi phí y tế thảm họa với trường hợp nghiên cứu tại vùng TDMNPB của Việt Nam.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Lý thuyết phương pháp đánh giá tác động sử dụng phương pháp so sánh điểm xu hướng

Để đánh giá tác động của việc tham gia BHYT đến chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình vùng

TDMNPB, nghiên cứu sử dụng phương pháp đánh giá điểm xu hướng (PSM) ước lượng hiệu quả can thiệp trung bình trên đối tượng can thiệp (average treatment effect on the treated, ATT). Đây là phương pháp do Rosenbaum & cs (1983) phát triển, được bổ sung bởi Khandker & cs, (2010) và được sử dụng phổ biến hiện nay để đánh giá tác động của các chính sách hay chương trình.

PSM được ứng dụng trong nghiên cứu này nhằm xây dựng nhóm so sánh dựa trên mô hình xác suất tham gia BHYT với các đặc điểm quan sát được. Đối tượng tham gia BHYT được so sánh dựa trên giá trị xác suất, hay còn gọi là điểm xu hướng với đối tượng không tham gia. PSM có thể được sử dụng để thay thế cho phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên vì nó sẽ làm giảm độ lệch trong tính toán kết quả can thiệp của chương trình. Hiệu quả tác động bình quân đến chi phí y tế thảm họa được tính toán bằng sai biệt trung vị trong kết quả giữa hai nhóm.

Các điểm xu hướng, $p(X_i)$ hay còn gọi là xác suất của mỗi hộ tham gia vào BHYT hỗ trợ có thể được ước lượng thông qua mô hình hồi qui logit với dạng tổng quát như sau:

$$p(X_i) = \Pr(T_i = 1|X_i) = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$$

Trong đó, T_i là biến can thiệp. $T_i = 1$ nếu chủ hộ tham gia BHYT hỗ trợ, $T_i = 0$ nếu chủ hộ không tham gia BHYT; X_i là vector của các đặc điểm có thể quan sát được của hộ gia đình thứ i có thể ảnh hưởng đến cả việc tham gia BHYT hỗ trợ và biến kết quả chi phí y tế thảm họa của hộ.

Sau đó, chúng ta sẽ xây dựng nhóm đối chứng bằng cách ghép hộ tham gia và không tham gia BHYT dựa vào giá trị của các điểm xu hướng; tiếp đó tính giá trị ATT bằng cách lấy sự khác biệt trung bình của kết quả can thiệp (chi phí y tế thảm họa) giữa nhóm tham gia và nhóm không tham gia trong mẫu khảo sát được so sánh thông qua điểm xu hướng. Gọi Y_i^T , Y_i^C đại diện cho các biến kết quả (chi phí y tế thảm họa) của đối tượng tham gia và đối tượng không tham gia, Tác động ATT dựa trên kết quả của các hộ gia đình thứ i trong mẫu có thể được xác định như sau:

$$ATT_{PSM} = E_{P(X)|T=1}\{E[Y_i^T|T_i = 1, P(X)] - E[Y_i^C|T_i = 0, P(X)]\}$$

Để xây dựng nhóm đối chứng, có thể sử dụng hai phương pháp ghép cặp phổ biến là phương pháp cận gần nhất (nearest neighbor matching - NNM) và phương pháp hạt nhân (kernel matching - KM) (Becerril & cs, 2010). Phương pháp cận gần nhất sử dụng các đơn vị trong nhóm đối chứng để so sánh với một đơn vị can thiệp có điểm xu hướng gần nhất, do đó có thể làm giảm sự sai lệch (Nannicini, 2007). Phương pháp hạt nhân sử dụng bình quân gia quyền của tất cả các đối tượng trong nhóm đối chứng để xây dựng kết quả phản thực, vì vậy độ biến thiên sẽ thấp

vì nó sử dụng tất cả thông tin từ các đối chứng (Caliendo & Kopeinig, 2008). Hai phương pháp này có thể bổ khuyết cho nhau.

PSM dựa trên hai giả định. *Thứ nhất*, việc tham gia chương trình BHYT hoàn toàn dựa trên các đặc điểm có thể quan sát được, được gọi là giả định không tách biệt hay còn gọi là giả định về tính độc lập có điều kiện (Caliendo & cs, 2008). Các biến này không bị ảnh hưởng bởi việc tham gia BHYT và chi phí y tế thảm họa của hộ hoàn toàn độc lập với việc tham gia BHYT:

$$(Y_i^T, Y_i^C) \perp T_i \mid X_i$$

Giả định *thứ hai* là giả định về hỗ trợ chung (common support), là vùng mà điểm số xu hướng của cả nhóm can thiệp và nhóm đối chứng được ước lượng. Điều này nhằm đảm bảo cho các quan sát trong nhóm đối chứng có các đặc điểm giống với các quan sát tương ứng trong nhóm can thiệp. Nó giả định rằng xác suất tham gia BHYT, có điều kiện đối với các hiệp biến X thuộc vùng từ 0 đến 1, $0 < P(T_i = 1 \mid X_i) < 1$. Các cá nhân đã tham gia BHYT hỗ trợ được so sánh với những người không tham gia tương ứng trong phân bố điểm xu hướng.

Để đánh giá chất lượng của kết quả ghép cặp, các chỉ số sau cần được xem xét. *Thứ nhất*, không có sự khác biệt ý nghĩa thống kê giữa nhóm tham gia BHYT và không tham gia BHYT về giá trị trung bình các biến giải thích trong mô hình logit sau khi ghép nối thông qua điểm xu hướng (Caliendo & Kopeinig, 2008). *Thứ hai*, giá trị trung bình của độ lệch chuẩn hóa (mean absolute standardized bias) của mẫu sau khi được ghép phải nhỏ hơn 25% (Stuart & cs, 2007). Thứ ba, giá trị pseudo-R² của mô hình hồi qui logit phải tương đối nhỏ sau khi ghép.

2.2. Dữ liệu nghiên cứu và các biến được sử dụng trong mô hình

2.2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu cắt ngang đã được thực hiện để đánh giá tác động của tham gia BHYT đến việc sử dụng các dịch vụ y tế tại khu vực TDMNPB. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam (VHLSS) mới nhất vào năm 2020. Cuộc điều tra được Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO) thực hiện hai năm một lần với sự hỗ trợ kỹ thuật và tài trợ của Ngân hàng Thế giới (WB). VHLSS năm 2020 bao gồm 9389 hộ gia đình và 34691 cá nhân, trong đó 50% địa bàn được chọn từ cuộc điều tra VHLSS 2018 và 50%

được chọn mới từ mẫu tổng thể. Số lượng quan sát trong nghiên cứu cho vùng TDMNPB bao gồm 1662 hộ. Vì chi phí y tế thảm họa được tính toán cho đơn vị hộ do đó chúng tôi nghiên cứu ở cấp độ hộ gia đình.

VHLSS đã thu thập rất nhiều thông tin về hộ gia đình. Tuy nhiên, trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng dữ liệu liên quan đến thu nhập, chi tiêu hộ gia đình, bao gồm chi phí ăn, mặc, ở, giáo dục, y tế và các chi phí khác. Các thông tin khác như đặc điểm nhân khẩu học (tuổi, giới tính, dân tộc, tình trạng hôn nhân); giáo dục; nghề nghiệp,... cũng được sử dụng để phân tích. Ngoài ra, dữ liệu liên quan đến tình trạng sức khỏe, BHYT, loại BHYT tham gia của chủ hộ, số lần khám bệnh ngoại trú và nội trú cũng được đưa vào mô hình.

2.2.2. Các biến sử dụng

Chương trình BHYT ở Việt Nam hướng đến nhiều nhóm đối tượng khác nhau. Trong nghiên cứu này, chúng tôi phân tích tác động tham gia bảo hiểm y tế (BHYT) của nhóm đối tượng được NSNN hỗ trợ 100% hay hỗ trợ một phần lên chi phí y tế thảm họa. Chúng tôi gọi tắt là nhóm tham gia BHYT hỗ trợ.

Biến can thiệp là hộ có chủ hộ tham gia BHYT hỗ trợ, nhóm đối chứng là các hộ còn lại. Tương tự, nghiên cứu của Sparrow & cs. (2013) đã lựa chọn biến can thiệp là hộ có ít nhất một thành viên tham gia chương trình BHYT Askeskin dành cho những người lao động không chính thức tại Indonesia

Biến kết quả là biến nhị phân về chi phí y tế thảm họa của hộ gia đình ($Y=1$ nếu hộ gia đình trải qua chi phí y tế thảm họa, $Y=0$ cho trường hợp ngược lại).

Chi phí y tế thảm họa được chúng tôi tính toán theo trình tự các bước hướng dẫn trong nghiên cứu của Xu (WHO, 2015). Chi phí y tế thảm họa được xác định là tỷ lệ chi trả cho khám chữa bệnh trực tiếp từ tiền túi hộ gia đình bằng hoặc cao hơn 40% so với khả năng chi trả của hộ gia đình đó.

Các biến độc lập được lựa chọn dựa trên tiêu chí: (1) giả định không tách biệt; (2) sự trùng khớp (vùng hỗ trợ chung) về điểm xu hướng giữa đối tượng tham gia và không tham gia lớn (Khandker & cs., 2010). Các biến đưa vào mô hình được diễn giải trong bảng 1. Các biến được đưa vào mô hình dựa trên việc tổng quan các tài liệu nghiên cứu của Sun & Lyu (2020), Thương & cs. (2020), Sepehri & Vũ (2019), Zhao & cs. (2019), Lee & cs. (2019), Ahmed & cs. (2018), Khalid & Serieux (2018), Aryeetey & cs. (2016), Cuong (2012).

Bảng 1: Các biến được sử dụng trong mô hình hồi quy logistic

Ký hiệu	Tên biến	Định nghĩa biến
X ₁	Tuổi	Tuổi của chủ hộ được tính bằng số năm
X ₂	Giới tính	Giới tính của chủ hộ (1: Nam; 0: Nữ)
X ₃	Tình trạng hôn nhân	Tình trạng hôn nhân của chủ hộ (1: chưa có vợ hoặc chồng; 2: đang có vợ hoặc chồng; 3: các trường hợp khác như góa, ly hôn, ly thân)
X ₄	Thành thị nông thôn	Hộ gia đình sống ở khu vực thành thị hay khu vực nông thôn (1: hộ sống ở khu vực thành thị; 0: hộ sống ở khu vực nông thôn).
X ₅	Trẻ dưới 6 tuổi	Hộ gia đình có trẻ dưới 6 tuổi nhận giá trị 1, giá trị 0 cho trường hợp còn lại.
X ₆	Người già trên 60 tuổi	Hộ gia đình có người già trên 60 tuổi nhận giá trị 1, giá trị 0 cho trường hợp còn lại.
X ₇	Thu nhập của hộ gia đình	Ngũ phân vị thu nhập của hộ. (1: Hộ nghèo; 2: Hộ cận nghèo; 3: Hộ trung bình; 4: Hộ khá giả; 5: Hộ giàu)
X ₈	Trình độ học vấn	Trình độ học vấn của chủ hộ (0: Không đi học; 1: Tiểu học; 2: THCS; 3: THPT; 4: Học nghề; 5: Cao đẳng; 6: Đại học, thạc sỹ, tiến sỹ)
X ₉	Tình trạng bệnh tật	Số lần bị bệnh nặng hay chấn thương của các thành viên trong hộ trong 12 tháng trước khi khảo sát.
X ₁₀	Số lần khám ngoại trú	Số lần khám ngoại trú của hộ trong 12 tháng trước khi khảo sát.
X ₁₁	Số lần khám nội trú	Số lần khám nội trú của hộ trong 12 tháng trước khi khảo sát.

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Ước lượng điểm xu hướng

Kết quả phân tích mô hình hồi quy logit được trình bày trong bảng 2. Kết quả cho thấy việc tham gia BHYT của các hộ gia đình vùng TDMNPB có mối quan hệ với

các biến: giới tính của chủ hộ, khu vực sinh sống của hộ gia đình, hộ gia đình có trẻ em dưới 6 tuổi, người già trên 60 tuổi, thu nhập của hộ gia đình, trình độ học vấn của chủ hộ.

Bảng 2: Kết quả mô hình logistic về xác suất tham gia BHYT hỗ trợ của hộ

Các biến	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Giá trị P
Tuổi chủ hộ	-0,012	0,008	0,138
Giới tính chủ hộ	0,520	0,249	0,037**
Tình trạng hôn nhân chủ hộ	Đang có vợ hoặc chồng	-0,064	0,872
	Khác	0,887	0,942
Thành thị, nông thôn	-0,111	0,887	0,900
Trẻ dưới 6 tuổi	0,833	0,202	0,000***
Người già trên 60 tuổi	0,381	0,171	0,026**
Thu nhập của hộ gia đình	0,453	0,204	0,026**
	Nhóm 2	1,257	0,232
	Nhóm 3	0,232	0,000***
	Nhóm 4	1,842	0,249
	Nhóm 5	2,258	0,267
Trình độ học vấn	2,232	0,297	0,000***
	Tiểu học	1,728	0,548
	THCS	2,395	0,542
	THPT	2,516	0,596
	Học nghề	2,769	0,566
	Cao đẳng	3,687	0,648
	Đại học, thạc sỹ, tiến sỹ	-0,912	0,597
Tình trạng bệnh tật	-0,111	0,078	0,156
Số lần khám ngoại trú	-0,003	0,017	0,865
Số lần khám nội trú	0,038	0,068	0,574
Hằng số	2,393	1,132	0,035
Prob > chi2	0,000		
Pseudo-R2	0,287		
Số quan sát	1662		

Ghi chú: ** và *** khác biệt ở mức ý nghĩa lần lượt là $P < 0,05$ và $P < 0,01$.

Có thể thấy các hộ gia đình ở vùng TDMNPB có chủ hộ là nam có nhiều khả năng tham gia BHYT hơn so với các hộ với chủ hộ là nữ. Điều đó có thể là do, ở Việt Nam nói chung và ở vùng TDMNPB nói riêng, nam giới thường giữ vai trò trụ cột và quyết định trong gia đình. Các gia đình sinh sống ở khu vực nông thôn, chủ hộ thường có nhiều khả năng tham gia BHYT hơn so với các hộ ở khu vực thành thị. Hộ gia đình có trẻ dưới 6 tuổi hay người già trên 60 tuổi, chủ hộ cũng thường xuyên gia

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu VHLSS 2020
BHYT nhiều hơn, bởi vì trong gia đình, những thành viên trong độ tuổi này thường xuyên mắc các bệnh nhiều hơn, và có nhu cầu khám chữa bệnh nhiều hơn. Tương tự, hộ gia đình khá giả hơn, hay trình độ học vấn cao hơn, chủ hộ thường có khả năng tham gia BHYT nhiều hơn. Điều đó có thể được giải thích bởi thực tế là họ sẽ có thu nhập cao hơn để trang trải cho mua BHYT và nhận thức tốt hơn về quyền lợi của tham gia BHYT. Tóm lại, kết quả

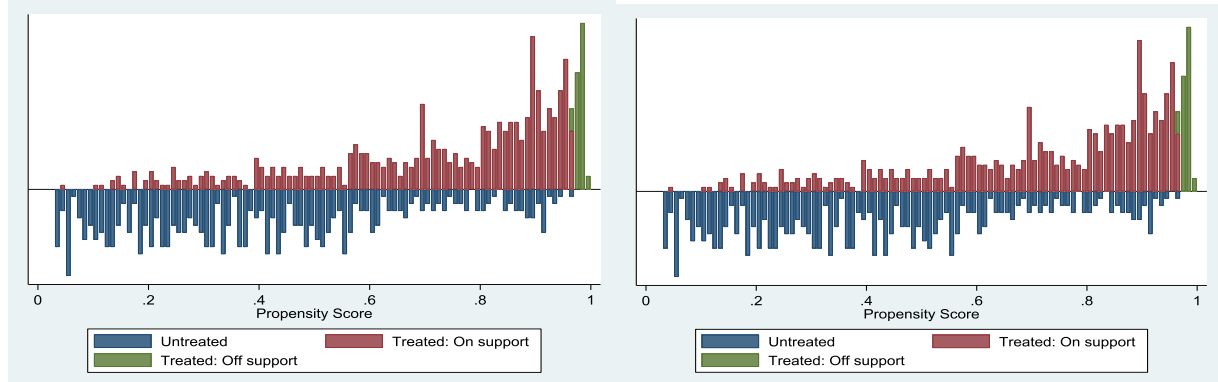
phân tích cho thấy việc tham gia BHYT có xu hướng “sai lệch” (bias) đối với các biến trên.

Một số nghiên cứu cho thấy việc tham gia BHYT của hộ chịu ảnh hưởng các yếu tố như giới tính, thu nhập, trình độ học vấn, số lượng trẻ trong một hộ. Kết quả nghiên cứu Meng & cs. (2020) cho thấy các hộ gia đình ở Trung Quốc có chủ hộ là nam, hộ có thu nhập cao hơn, hộ có nhiều trẻ hơn thường có xu hướng tham gia BHYT nhiều hơn. Tương tự, nghiên cứu của Palermo & cs. (2019) cũng chỉ ra rằng chủ hộ là nữ, chủ hộ có trình độ học vấn thấp ít có khả năng tham gia BHYT hơn.

3.2. Đánh giá chất lượng của các phương pháp ghép cặp

Để đánh giá tác động của việc tham gia BHYT hỗ trợ đến chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình vùng

TPMNPB, chất lượng của các phương pháp ghép cặp để xây dựng nhóm đối chứng cần phải được đánh giá. Nhóm đối chứng được xây dựng thông qua việc ghép hộ gia đình tham gia BHYT với hộ không tham gia dựa vào điểm xu hướng. Sự phân bố của các điểm xu hướng và vùng hỗ trợ chung được thể hiện trong hình 1. Kết quả cho thấy sự sai lệch (bias) trong phân bố các điểm xu hướng giữa nhóm được can thiệp (treated) và nhóm không được can thiệp (untreated) và cho thấy vùng chồng lấp điểm xu hướng của nhóm treated và nhóm untreated khá lớn. Điều này cho thấy giả định về vùng hỗ trợ chung được thỏa mãn yêu cầu, qua đó góp phần tránh được việc thực hiện ghép không phù hợp (bad matches).



a. Phương pháp ghép hạt nhân

b. Phương pháp cận gần nhất

Hình 1. Phân bố của các điểm xu hướng và vùng hỗ trợ chung

Mức độ phù hợp của việc xây dựng nhóm đối chứng còn được phản ánh thông qua sự cân bằng giá trị trung bình của các biến trong mô hình hồi quy logit giữa nhóm tham gia BHYT hỗ trợ (treated) và nhóm chứng – không tham gia BHYT (control). Kết quả trên cho thấy giá trị trung bình của các biến giải thích giữa hai nhóm hầu như được cân bằng sau khi ghép dựa vào điểm xu

hướng. Sự khác biệt giá trị trung bình giữa các biến hoàn toàn bị loại bỏ sau khi ghép (after matching) với hầu hết các giá trị p đều không có ý nghĩa thống kê sau khi ghép cặp. Điều đó có nghĩa là có sự tương đồng trong phân phối các biến giữa nhóm can thiệp và nhóm đối chứng sau khi ghép cặp (Bảng 3).

Bảng 3: Giá trị trung bình của các biến trước và sau khi ghép

Các biến	Can thiệp	Đối chứng	% sai lệch	% giảm sai lệch	giá trị P
Tuổi chủ hộ	Chưa ghép	48,85	52,39	-30,2	0,000***
	Sau khi ghép	48,88	49,75	-6,4	0,314
Giới tính chủ hộ	Chưa ghép	0,81	0,71	22,2	0,000***
	Sau khi ghép	0,8	0,77	7,1	0,205
Tình trạng hôn nhân chủ hộ	Chưa ghép	2,15	2,19	-12,3	0,056
	Sau khi ghép	2,15	2,14	1,6	0,797
Thành thị, nông thôn	Chưa ghép	0,89	0,61	67,3	0,000***
	Sau khi ghép	0,88	0,89	-1,7	0,716
Trẻ dưới 6 tuổi	Chưa ghép	0,46	0,39	14,9	0,010
	Sau khi ghép	0,48	0,45	6,1	0,330
Người già trên 60 tuổi	Chưa ghép	0,36	0,43	19,4	0,007***
	Sau khi ghép	0,36	0,34	-5,6	0,561
Thu nhập của hộ gia đình	Chưa ghép	1,98	3,28	-104,8	0,000***
	Sau khi ghép	2,09	2,10	-0,2	0,979
Trình độ học vấn	Chưa ghép	2,33	2,98	-37,9	0,000***
	Sau khi ghép	2,44	2,40	2,3	0,712
Tình trạng bệnh tật	Chưa ghép	0,48	0,45	2,5	0,682
	Sau khi ghép	0,49	0,45	-4	0,539
Số lần khám ngoại trú	Chưa ghép	3,14	3,98	-18,1	0,003***
	Sau khi ghép	3,23	3,55	-7,1	0,194
Số lần khám nội trú	Chưa ghép	0,75	0,69	4,9	0,427
	Sau khi ghép	0,75	0,74	0,8	0,895

Ghi chú: ** và *** khác biệt ở mức ý nghĩa lần lượt là $P < 0,05$ và $P < 0,01$.

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu VHLSS 2020

Tính cân bằng của các biến cũng được đánh giá qua việc giảm giá trị độ lệch chuẩn hóa tuyệt đối (absolute standardized bias) trước và sau khi được ghép nối. Giá trị độ lệch chuẩn hóa sau khi được nối ghép giảm xuống còn lần lượt là 8,8% và 6,9% cho phương pháp tiếp cận gần nhất và hạt nhân (Bảng 4). Kết quả cho thấy giá trị pseudo-R2 giảm rất nhiều sau khi nối ghép. Giá trị Chi2

luôn có ý nghĩa trong mô hình hồi qui logit nhưng sau khi ghép thì giá trị này không có ý nghĩa thống kê nữa (Bảng 4). Các kiểm định trên cho thấy cả hai phương pháp ghép hạt nhân và cận gần nhất đều cho kết quả tương tự nhau và đảm bảo tính phù hợp cho việc xây dựng nhóm đối chứng, điều này cho thấy kết quả xác định giá trị ATT sẽ phù hợp qua hai phương pháp ghép.

Bảng 4: Chất lượng các chỉ số trước và sau khi ghép

Phương pháp ghép	Pseudo R2 trước khi ghép	Pseudo R2 sau khi ghép	p> Chi2 trước khi ghép	p> Chi2 sau khi ghép	Giá trị TB của độ lệch chuẩn hóa trước ghép	Giá trị TB của độ lệch chuẩn hóa sau ghép	Tổng % giảm độ lệch
Hạt nhân	0.287	0.027	0.000	0.887	23.1	8.8	63.22
Cận gần nhất	0.287	0.021	0.000	0.825	23.1	6.9	70.13

3.3. Tác động của tham gia BHYT đến chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình vùng TDMNPB

Kết quả đánh giá tác động được thể hiện ở bảng 5 cho thấy rằng cả hai phương pháp so sánh cận gần nhất và hạt nhân cho thấy có sự khác biệt chi phí y tế thảm họa giữa hộ có chủ hộ tham gia BHYT hỗ trợ và hộ có chủ hộ không tham gia BHYT cùng ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả cho thấy việc tham gia BHYT hỗ trợ của chủ hộ có thể giúp giảm chi phí y tế thảm họa cho các hộ gia đình ở vùng TDMNPB khoảng 7,7% khi sử dụng phương pháp so sánh hạt nhân và 7,3% khi sử dụng phương pháp so sánh cận gần nhất. Điều này có thể là do tỷ lệ hộ nghèo và hộ cận nghèo trong vùng khá cao, khi tham gia BHYT các hộ gia đình nhận được nhiều quyền lợi, như các hộ nghèo, hộ cận nghèo được ngân sách nhà nước hỗ trợ 100% mua thẻ BHYT, các hộ cận nghèo cũng được hỗ trợ tới 70% mua thẻ BHYT. Ngoài ra, sau khi sửa Luật bảo hiểm y tế, tỷ lệ đồng chi trả cho người cận nghèo giảm từ 20% xuống 5% và người nghèo không phải đồng chi trả nữa và được khám chữa bệnh miễn phí hoàn toàn.

Bảng 5: Tác động của BHYT hỗ trợ đến chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình ở vùng TDMNPB

Phương pháp ghép	Giá trị trung bình		ATT	Sai số chuẩn	Giá trị t
	Tham gia BHYT	Không tham gia BHYT			
Hạt nhân	0.048	0.125	-0.077	0.025	-3.07***
Cận gần nhất	0.048	0.121	-0.073	0.028	-2.55***

Ghi chú: *** khác biệt ở mức ý nghĩa thống kê là $P < 0,1$.

4. Kết luận

Phương pháp điểm xu hướng đã được sử dụng để phân tích và đánh giá tác động của BHYT hỗ trợ đến chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình vùng TDMNPB, và phương pháp đã cho những kết quả đáng tin cậy. Kết quả ước lượng cho thấy rằng BHYT đã có tác động tích cực đến chi phí y tế thảm họa của các hộ. Cụ thể là BHYT hỗ trợ đã làm giảm trên 7% chi phí y tế thảm họa của các hộ. Sự khác biệt về chi phí y tế thảm họa nói trên được cho là do chương trình BHYT toàn dân ở Việt Nam đã làm tốt các vai trò tăng cường bảo

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu VHLSS 2020 Bên cạnh đó, theo Luật bảo hiểm y tế sửa đổi (2014), người tham gia bảo hiểm có thể tới khám chữa bệnh tại bất kỳ cơ sở y tế nào ở tuyến huyện và tuyến xã từ tháng 1 năm 2016, và tới các bệnh viện tỉnh trong phạm vi toàn quốc từ ngày 1 tháng 1 năm 2021, theo đó tạo điều kiện thuận lợi cho việc khám chữa bệnh của người dân.

Kết quả nghiên cứu của chúng tôi phù hợp với nghiên cứu của Aryeetey & cs. (2016), Navarrete & cs. (2019). Sử dụng dữ liệu từ cuộc khảo sát các hộ gia đình ở Ghana, các tác giả đã chỉ ra rằng, tham gia BHYT làm giảm từ 6% đến 10% chi phí y tế thảm họa hơn các hộ gia đình. Tương tự, Sarah & cs (2015) cũng chỉ ra rằng chương trình BHYT cộng đồng giảm đã làm giảm chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình ở Lào xuống 32%. Tuy nhiên, nghiên cứu của Sparrow & cs. (2013) chỉ ra rằng, chương trình BHYT toàn dân Askeskin ở Indonesia lại làm tăng chi tiêu y tế từ tiền túi và chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình, mặc dù những kết quả này không có ý nghĩa thống kê.

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu VHLSS 2020 vệ tài chính cho người dân, đặc biệt là nhóm hộ gia đình nghèo và cận nghèo, giảm thiểu sự bất công bằng trong tiếp cận và sử dụng các dịch vụ y tế của người dân vùng TDMNPB. Do đó, các chính sách nhằm tăng bao phủ BHYT cho người dân vùng TDMNPB mang tính bền vững, hướng tới bảo hiểm y tế toàn dân, đảm bảo tiếp cận và sử dụng dịch vụ y tế có chất lượng mang tính hiệu quả và công bằng là hết sức cần thiết.

Sử dụng mô hình PSM đánh giá tác động của việc tham gia BHYT đến chi phí y tế thảm họa của các hộ gia đình vùng TDMNPB có thể khắc phục được sai số

lựa chọn và cho phép so sánh hiệu quả với các tính toán ngẫu nhiên. Trong khi đó phương pháp so sánh hai biến độc lập thông thường thông qua kiểm định t-test không giải quyết được vấn đề này. Tuy nhiên, hạn chế của

phương pháp PSM là không kiểm soát được ảnh hưởng của các biến không quan sát được và thay đổi theo thời gian đến việc lựa chọn tham gia BHYT.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Ahmed S., Szabo S. & Nilsen K. (2018). Catastrophic healthcare expenditure and impoverishment in tropical deltas: evidence from the Mekong Delta region. *Int J Equity Health*. 17(1):53.
- [2]. Ahmed S., Szabo S., & Nilsen K. (2018). Catastrophic healthcare expenditure and impoverishment in tropical deltas: evidence from the Mekong Delta region. *Int J Equity Health*. 17(1):53.
- [3]. Alkenbrack S. & Lindelow M. (2015). The impact of community-based health insurance on utilization and out-of-pocket expenditures in Lao People's Democratic Republic. *Health Econ*. 24(4):379-99.
- [4]. Aryeetey GC, Westeneng J, Spaan E, Jehu-Appiah C, Agyepong IA & Baltussen R. (2016). Can health insurance protect against out-of-pocket and catastrophic expenditures and also support poverty reduction? Evidence from Ghana's National Health Insurance Scheme. *Int J Equity Health*. 15(1):116.
- [5]. Azzani M., Roslani AC., & Su TT. (2019). Determinants of Household Catastrophic Health Expenditure: A Systematic Review. *Malays J Med Sci*. 26(1):15-43.
- [6]. Becerril J. & Abdulai A. (2010). The Impact of Improved Maize Varieties on Poverty in Mexico: A Propensity Score-Matching Approach. *World Development*. 38: 1024-1035.
- [7]. Caliendo M. & Kopeinig S. (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*. 22: 31-72.
- [8]. Fiestas Navarrete L, Ghislandi S, Stuckler D, & Tediosi F. (2019). Inequalities in the benefits of national health insurance on financial protection from out-of-pocket payments and access to health services: cross-sectional evidence from Ghana. *Health Policy Plan*. 34(9):694-705.
- [9]. Galárraga O, Sosa-Rubí SG, Salinas-Rodríguez A, & Sesma-Vázquez S. (2010). Health insurance for the poor: impact on catastrophic and out-of-pocket health expenditures in Mexico. *Eur J Health Econ*. 11(5):437-47.
- [10]. GSO (2021). *Kết quả khảo sát mức sống dân cư năm 2020*. Nhà xuất bản thống kê
- [11]. Khalid M. & Serieux J. (2018). Uptake of voluntary health insurance and its impact on health care utilization in Ghana. *Health Policy Plan*. 33(7):861-869.
- [12]. Khan JAM, Ahmed S & Evans TG. (2017). Catastrophic healthcare expenditure and poverty related to out-of-pocket payments for healthcare in Bangladesh-an estimation of financial risk protection of universal health coverage. *Health Policy Plan*. 32(8):1102-1110.
- [13]. Khandker S.R., Koolwal G.B., & Samad H.A. (2010). *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*. Washington, D.C.: The World Bank.
- [14]. Lee H.Y., Oh J., Hoang V.M., Moon J.R. & Subramanian S.V. (2019). Use of high-level health facilities and catastrophic expenditure in Vietnam: can health insurance moderate this relationship? *BMC Health Serv Res*. 19(1):318.
- [15]. Li Y, Wu Q, Xu L, Legge D, Hao Y, Gao L, Ning N, & Wan G. (2012). Factors affecting catastrophic health expenditure and impoverishment from medical expenses in China: policy implications of universal health insurance. *Bull World Health Organ*. 90(9):664-71.
- [16]. *Luật bảo hiểm y tế sửa đổi năm 2014*.
- [17]. Meng Y., Zhang X. & Han J. (2020) The impact of medical insurance programmes on the health of the insured: Evidence from China. *Int J Health Plann Manage*. 35(3):718-734
- [18]. MOH. *Niên giám Thống kê Y tế 2015-2020*. Bộ Y tế
- [19]. Nannicini T. (2007). Simulation-based Sensitivity Analysis for Matching Estimators. *The Stata Journal*. 7: 334-350.
- [20]. Nguyen CV. (2012). The impact of voluntary health insurance on health care utilization and out-of-pocket payments: new evidence for Vietnam. *Health Econ*. 21(8):946-66.
- [21]. *Niên giám thống kê các tỉnh, 2021*.
- [22]. Palermo TM, Valli E, Ángeles-Tagliaferro G, de Milliano M, Adamba C, Spadafora TR, & Barrington C. (2019). Impact evaluation of a social protection programme paired with fee waivers on enrolment in Ghana's National Health Insurance Scheme. *BMJ Open*. 9(11): e028726.
- [23]. Pokharel R. & Silwal P.R. (2018) Social health insurance in Nepal: A health system departure toward the universal health coverage. *Int J Health Plann Manage*.
- [24]. Rosenbaum P.R. & Rubin D.B., (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70: 41-50.

- [25]. Sepehri A. & Vu P.H. (2019). Severe injuries and household catastrophic health expenditure in Vietnam: findings from the Household Living Standard Survey 2014. *Public Health*. 174:145-153.
- [26]. Sparrow R, Suryahadi A & Widyanti W. (2013). Social health insurance for the poor: targeting and impact of Indonesia's Askeskin programme. *Soc Sci Med*. 96:264-71.
- [27]. Stuart E.A. & Rubin D.B. (2007). *Best practices in quasi-experimental designs: Matching methods for causal inference*. In: *Best practices in Quantitative Social Science*, edited by J. Osborne. Sage, Thousand Oaks, CA, USA. pp. 155-176.
- [28]. Sun J. & Lyu S. (2020). The effect of medical insurance on catastrophic health expenditure: evidence from China. *Cost Eff Resour Alloc*. 18:10.
- [29]. Thuong N.T.T, Huy T.Q, Tai D.A, & Kien T.N. (2020). Impact of Health Insurance on Health Care Utilisation and Out-of-Pocket Health Expenditure in Vietnam. *Biomed Res Int*. :9065287.
- [30]. Xu K. *Distribution of Health Payments and Catastrophic Expenditures*. Methodology. Geneva: WHO, 2005.
- [31]. Zhao M., Liu B., Shan L., Li C., Wu Q., Hao Y., Chen Z., Lan L., Kang Z., Liang L., Ning N. & Jiao M. (2019). Can integration reduce inequity in healthcare utilization? Evidence and hurdles in China. *BMC Health Serv Res*. 19(1):654.

Thông tin tác giả:

1. Nguyễn Thị Thu Thương

- Đơn vị công tác: Trường Đại học Kinh tế và Quản trị Kinh doanh
- Địa chỉ email: thuongtula.tueba@gmail.com

2. Trần Quang Huy

- Đơn vị công tác: Trường Đại học Kinh tế và Quản trị Kinh doanh
- Địa chỉ email: tranhuyqtkd@tueba.edu.vn

Ngày nhận bài: 31/10/2022

Ngày nhận bản sửa: 2/11/2022

Ngày duyệt đăng: 24/11/2022