



DOI:10.22144/ctujos.2023.160

TÁC ĐỘNG CỦA BẢO HIỂM Y TẾ ĐẾN SỬ DỤNG DỊCH VỤ Y TẾ CỦA NGƯỜI DÂN VÙNG TRUNG DU VÀ MIỀN NÚI PHÍA BẮC

Nguyễn Thị Thu Thương*

Khoa Kinh tế, Trường Đại học Kinh tế & Quản trị Kinh doanh, Đại học Thái Nguyên

*Người chịu trách nhiệm về bài viết: Nguyễn Thị Thu Thương (email: nttthuong@tueba.edu.vn)

Thông tin chung:

Ngày nhận bài: 12/02/2023

Ngày nhận bài sửa: 14/03/2023

Ngày duyệt đăng: 03/04/2023

Title:

Impacts of health insurance on healthcare service utilization of people in the Northern Midlands and Mountain areas

Từ khóa:

Bảo hiểm y tế, dịch vụ y tế, phương pháp PSM, tác động, Trung du miền núi phía Bắc

Keywords:

Health insurance, healthcare service, PSM method, impact, Northern Midlands and Mountain areas

ABSTRACT

The impact of health insurance (HI) on healthcare service utilization in the Northern Midlands and Mountain areas of Vietnam was evaluated using the propensity score matching method (PSM) and a dataset of 6860 individuals from the Vietnam Household Living Standards Survey (VHLSS) 2020. The estimated results showed that HI increased the frequency of outpatient healthcare services by 0.505 times for people participating in any HI, and by 1,009 times per year for people participating in compulsory HI. Similarly, HI increased the frequency of using inpatient healthcare services by 0.150, 0.199, 0.082, and 0.150 times for the groups participating in general HI, compulsory HI, subsidized HI and voluntary HI, respectively. In addition, HI increased the probability of using healthcare services in public health facilities in the areas. Research results implied HI continues to be an important tool contributing to universal healthcare coverage in Vietnam.

TÓM TẮT

Từ dữ liệu của cuộc điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2020, phương pháp so sánh điểm xu hướng đã được sử dụng để đánh giá tác động của bảo hiểm y tế đến sử dụng dịch vụ y tế của người dân vùng Trung du và miền núi phía Bắc trên mẫu gồm 6860 cá nhân. Kết quả ước lượng cho thấy bảo hiểm y tế (BHYT) đã làm tăng tần suất sử dụng dịch vụ khám chữa bệnh ngoại trú của người dân tham gia bất cứ loại BHYT nào lên 0,505 lần và người dân tham gia BHYT bắt buộc lên 1,039 lần trong năm. Tương tự, BHYT làm tăng tần suất sử dụng dịch vụ khám chữa bệnh (KCB) nội trú lên 0,150, 0,199, 0,082 và 0,150 lần cho các nhóm tham gia BHYT chung, BHYT bắt buộc, BHYT hỗ trợ và BHYT tự nguyện, tương ứng. Ngoài ra, BHYT làm tăng xác suất sử dụng dịch vụ KCB tại các cơ sở y tế công trong vùng. Kết quả nghiên cứu cho thấy BHYT tiếp tục là công cụ quan trọng góp phần tiến tới bao phủ chăm sóc sức khỏe toàn dân tại Việt Nam.

1. GIỚI THIỆU

Các quốc gia thành viên của Liên Hợp Quốc đã cam kết đạt được bao phủ chăm sóc sức khỏe toàn dân (CSSKTD) vào năm 2030 theo các Mục tiêu Phát triển Bền vững (SDGs) (Mussa et al., 2023). Bao phủ CSSKTD hướng đến đảm bảo nhu cầu và khả năng tiếp cận các dịch vụ chăm sóc sức khỏe, thuốc và vắc-xin thiết yếu có chất lượng cho tất cả mọi người và thúc đẩy bảo vệ rủi ro tài chính y tế cho người dân (United Nations, 2016). Trong những năm qua, Chính phủ Việt Nam đã thực hiện nhiều chương trình và kế hoạch tăng cường vai trò của hệ thống y tế hướng tới bao phủ CSSKTD như: xây dựng Đề án tổng thể nâng cao chất lượng công tác y tế xã tại khu vực đồng bào dân tộc thiểu số và miền núi, vùng sâu, vùng xa, vùng có điều kiện kinh tế - xã hội khó khăn theo Nghị quyết số 88/2019/QH14 của Quốc hội khóa XIV; tăng cường công tác quản lý bệnh không lây nhiễm tại y tế cơ sở; Quyết định số 1579/QĐ-TTg ngày 13/10/2020 phê duyệt Chương trình Chăm sóc sức khỏe người cao tuổi đến năm 2030; xây dựng Kế hoạch hành động về Chăm sóc sức khỏe sinh sản tập trung và Chăm sóc sức khỏe bà mẹ, trẻ sơ sinh và trẻ em giai đoạn 2021-2025; đảm bảo cung ứng đủ về số lượng, an toàn về chất lượng thuốc, vắc xin, sinh phẩm, thiết bị, vật tư y tế với giá hợp lý phục vụ nhu cầu chăm sóc sức khỏe nhân dân, phòng chống dịch bệnh, thiên tai; tăng cường trao quyền tự chủ, phân cấp cho các đơn vị nhưng có kiểm soát về khám chữa bệnh theo yêu cầu, nhân lực làm việc tại các cơ sở xã hội hóa; xây dựng Chỉ thị số 25/CT-BYT ngày 21/12/2020 của Bộ trưởng Bộ Y tế về việc tiếp tục tăng cường công tác quản lý, nâng cao chất lượng khám bệnh, chữa bệnh bảo hiểm y tế (BHYT) (Bộ Y tế, 2021). Chính phủ cũng tiếp tục tích cực, chủ động đẩy mạnh triển khai các hoạt động đổi mới đào tạo nhân lực y tế theo hướng hội nhập quốc tế.

Tuy vậy, vẫn còn những hạn chế trong chăm sóc sức khỏe như chất lượng dịch vụ khám, chữa bệnh và khả năng tiếp cận dịch vụ y tế còn sự chênh lệch khá lớn giữa các tuyến và giữa các vùng, miền, tỷ lệ tiêm chủng ở một số vùng, nhóm dân tộc còn thấp, công tác phòng chống các bệnh không lây nhiễm như ung thư, tim mạch, đái tháo đường, tăng huyết áp còn nhiều hạn chế (Bộ Y tế, 2021). Chẳng hạn như, tỷ lệ suy dinh dưỡng của trẻ em dưới 5 tuổi theo cân nặng ở vùng Trung du và miền núi phía Bắc (TDMNPB) là 15,6%, trong khi tỷ lệ này trung bình của vùng Đồng bằng sông Hồng là 8,7% và của toàn quốc là 11,6% (Bộ Y tế, 2020). Trong công tác chăm sóc bà mẹ trước khi sinh, tỷ lệ phụ nữ đẻ khám thai trên 3 lần trong 3 thời kỳ ở vùng TDMNPB chỉ đạt

65,6%, thấp hơn nhiều so với mức trung bình của cả nước (74,4%). Giữa các tỉnh trong vùng cũng có sự khác biệt rất lớn, nếu chỉ số này ở tỉnh Phú Thọ là 95,8% thì ở tỉnh Sơn La là 26,2%. Tương tự, tỷ lệ bà mẹ được khám sau đẻ của vùng TDMNPB là 78,7%, tỷ lệ này trung bình của cả nước là 85,4%. Ngoài ra, tỷ lệ mắc bệnh tháo đường trên 100.000 người tại vùng TDMNPB cao hơn gần 2 lần so với mức trung bình của cả nước, với tỉ lệ tương ứng là 464,2 và 258,6 (Bộ Y tế, 2020).

Trên thế giới có rất nhiều nghiên cứu đánh giá tác động của BHYT đến sử dụng dịch vụ y tế (DVYT), chẳng hạn như Sparrow et al. (2013) đánh giá tác động của chương trình BHYT cho người nghèo ở Indonesia đến tiếp cận và sử dụng dịch vụ y tế; Wang et al. (2017) đánh giá tác động của BHYT đến sử dụng dịch vụ chăm sóc sức khỏe bà mẹ ở Ghana, Indonesia và Rwanda; Huang & Wu (2020) đánh giá tác động của chương trình lồng ghép bảo hiểm y tế thành thị - nông thôn trong chăm sóc sức khỏe ở khu vực nông thôn của Trung Quốc. Ở Việt Nam cũng có một số nghiên cứu đánh giá tác động của BHYT đến sử dụng DVYT của người dân, nhưng tập trung ở cấp độ quốc gia nói chung, chẳng hạn như Cuong (2011) đánh giá tác động của BHYT tự nguyện đến sử dụng dịch vụ y tế; Guindon (2014) đã nghiên cứu xem việc tiếp cận BHYT – cho người nghèo, trẻ em và học sinh có tác động đến việc sử dụng dịch vụ y tế và kết quả sức khỏe ở Việt Nam hay không; Thuong et al. (2020) đánh giá tác động của luật BHYT sửa đổi năm 2014 đến sử dụng dịch vụ y tế của người dân.

Những nghiên cứu riêng cho vùng TDMNPB – vùng còn có nhiều khoảng cách trong tiếp cận và sử dụng dịch vụ y tế so với mức trung bình của cả nước, còn rất hạn chế. Theo kết quả lược khảo cho thấy, cho đến nay chưa có nghiên cứu nào đánh giá tác động của BHYT đến sử dụng dịch vụ y tế tại vùng TDMNPB. Do đó, nghiên cứu này được thực hiện với việc áp dụng phương pháp so sánh điểm xu hướng (PSM) nhằm hạn chế sai lệch (selection bias), để đánh giá tác động của BHYT đến sử dụng dịch vụ y tế của người dân trong vùng.

2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu của Cuộc điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam (VHLSS) năm 2020 để đánh giá tác động của tham gia BHYT đến việc sử dụng các dịch vụ y tế tại vùng TDMNPB. Đây là cuộc điều tra được thực hiện bởi Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO) hai năm một lần với sự 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 trước đó và 50% được chọn mới từ mẫu của tổng thể. Số lượng quan sát trong nghiên cứu cho vùng TDMNPB bao gồm 6.860 cá nhân. Phân tích tác động của BHYT đến sử dụng DVYT được tính toán ở cấp độ cá nhân.

2.2. Phương pháp phân tích số liệu

Mô hình đánh giá tác động sử dụng phương pháp PSM

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) đã được sử dụng để đánh giá tác động của việc tham gia BHYT đến sử dụng các dịch vụ y tế của người dân vùng TDMNPB. Phương pháp đã được đề xuất và phát triển đầu tiên bởi Rosenbaum & Rubin (1983), được bổ sung bởi Khandker et al. (2010) và được sử dụng phổ biến hiện nay để đánh giá tác động của các chính sách hay chương trình.

Phương pháp PSM có thể giúp xử lý những cá nhân tham gia BHYT làm nhóm can thiệp (treatment) và những cá nhân không tham gia BHYT nhưng có xác suất tham gia BHYT (có điểm xu hướng) tương tự như những cá nhân thuộc nhóm can thiệp để làm nhóm đối chứng (control group). PSM làm giảm độ lệch trong tính toán kết quả can thiệp của chương trình, do đó có thể được sử dụng để thay thế cho phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên (Caliendo & Kopeinig, 2008). Sau đó, nhóm đối chứng được xây dựng bằng cách ghép cá nhân tham gia và không tham gia BHYT dựa vào giá trị của các điểm xu hướng. Tiếp đến, giá trị ATT được tính toán bằng việc so sánh kết quả sử dụng dịch vụ y tế giữa nhóm can thiệp và nhóm đối chứng.

Gọi Y_i^T, Y_i^C đại diện cho các biến kết quả (sử dụng DVYT) của đối tượng tham gia và đối tượng không tham gia. Tác động ATT dựa trên kết quả của các cá nhân thứ i trong mẫu có thể được xác định như sau (Khandker et al., 2010):

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

Trong đó, T_i là biến can thiệp. $T_i = 1$ nếu cá nhân tham gia BHYT, $T_i = 0$ nếu cá nhân không tham gia BHYT;

$p(X_i)$ là các điểm xu hướng còn gọi là xác suất của mỗi cá nhân tham gia vào BHYT. Mô hình hồi

qui logit có thể sử dụng để ước lượng $p(X_i)$. Mô hình có dạng tổng quát như sau:

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

Trong đó, X_i' là vector của các đặc điểm có thể quan sát được của cá nhân và hộ gia đình thứ i (chẳng hạn như tuổi, giới tính, dân tộc, khu vực sinh sống, trình độ học vấn, quy mô hộ, tình trạng thu nhập, tình trạng bệnh tật...) có thể ảnh hưởng đến cả việc tham gia BHYT và biến kết quả sử dụng dịch vụ y tế.

Có thể sử dụng phương pháp cận gần nhất (nearest neighbor matching - NNM) và phương pháp hạt nhân (kernel matching - KM) để thiết lập nhóm đối chứng (Khandker et al., 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. 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 phân thực, vì vậy độ thiên sẽ thấp vì sử dụng tất cả thông tin từ các đối chứng (Nhân, 2020).

Phương pháp PSM được thực hiện 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 & Kopeinig, 2008; Khandker et al., 2010). Các biến này không bị ảnh hưởng bởi việc tham gia BHYT và biến kết quả (sử dụng DVYT) của cá nhân hoàn toàn độc lập với việc tham gia BHYT:

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

Giả định thứ hai là giả định về hỗ trợ chung (common support), nghĩa là xác suất tham gia BHYT, có điều kiện đối với các hiệp biến X thuộc vùng từ 0 đến 1, $0 < P(T_i = 1 | X_i) < 1$ (Khandker et al., 2010). Các cá nhân đã tham gia BHYT được so sánh với những người không tham gia tương ứng trong phân bố điểm xu hướng. Giả định 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. Đây là vùng mà điểm số xu hướng của cả nhóm can thiệp và nhóm chứng được ước lượng.

Chất lượng của kết quả ghép cặp có thể được đánh giá thông qua các chỉ số sau: (1) 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); (2) giá trị trung bình của độ lệch chuẩn hóa (mean absolute standardized bias) của mẫu sau khi được ghép phải nhỏ hơn 25% (Stuart & Rubin, 2007); (3) giá trị pseudo-R2 của mô hình hồi qui logit phải tương đối nhỏ sau khi ghép.

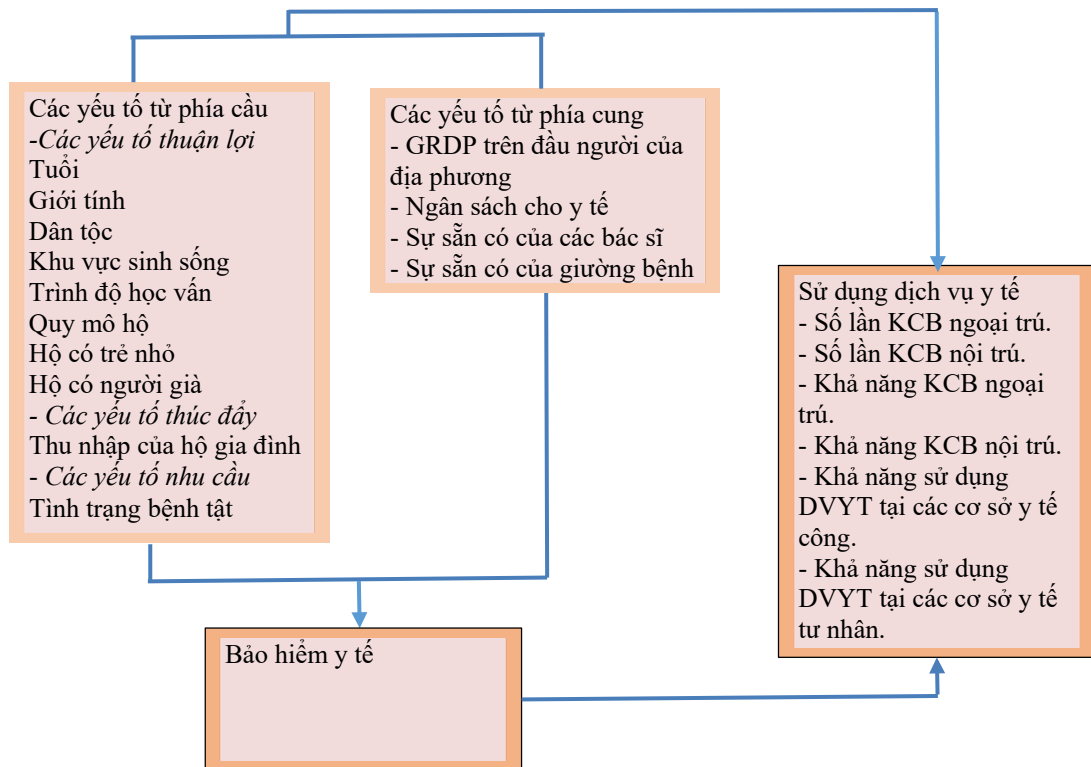
Các biến nghiên cứu và khung phân tích

Nhóm can thiệp: Chương trình BHYT ở Việt Nam hướng đến nhiều nhóm đối tượng khác nhau. Để phân tích mối quan hệ nhân quả của BHYT đến sử dụng DVYT, BHYT được chia thành 4 nhóm: nhóm tham gia bất cứ loại BHYT nào (nhóm BHYT chung), nhóm BHYT bắt buộc, nhóm đối tượng được ngân sách nhà nước (NSNN) hỗ trợ 100% hay hỗ trợ một phần (nhóm BHYT hỗ trợ) và nhóm tham gia BHYT tự nguyện. Theo đó, biến can thiệp là các cá nhân tham gia bất kỳ loại hình BHYT nào, BHYT bắt buộc, BHYT hỗ trợ và BHYT tự nguyện. Số lượng cá nhân tham gia bất cứ BHYT nào là 6379, tham gia nhóm BHYT bắt buộc là 583, nhóm BHYT hỗ trợ là 4245, nhóm BHYT tự nguyện là 1151.

Nhóm đối chứng: Các cá nhân không có BHYT. Số lượng cá nhân không có bảo hiểm ở Vùng TDMNPB là 481.

Biến kết quả bao gồm: số lần khám chữa bệnh (KCB) ngoại trú, số lần KCB nội trú, xác suất sử dụng dịch vụ KCB ngoại trú, xác suất sử dụng dịch vụ KCB nội trú, xác suất sử dụng dịch vụ y tế tại các cơ sở y tế (CSYT) công, xác suất sử dụng dịch vụ y tế tại các CSYT tư nhân.

Lựa chọn các biến hiệp phương sai cho phân tích PSM trong nghiên cứu này được dựa theo các nguyên tắc: (1) bỏ qua các biến quan trọng có thể làm tăng độ sai lệch trong các ước tính (Dehejia, 1999; Heckman & Ichimura, 1997), (2) chỉ những biến đồng thời ảnh hưởng đến quyết định tham gia và kết quả mới được đưa vào (Caliendo & Kopeinig, 2008) và (3) các hiệp phương sai được chọn không nên bị ảnh hưởng bởi quyết định tham gia, nghĩa là các biến này không đổi theo thời gian.



Hình 1. Khung phân tích để đánh giá tác động của BHYT đến sử dụng dịch vụ y tế của người dân vùng TDMNPB

Bảng 1. Định nghĩa các biến được sử dụng trong mô hình

Ký hiệu	Tên biến	Định nghĩa biến
Biến can thiệp		
	BHYT	Cá nhân tham gia bất cứ loại BHYT nào nhận giá trị 1, nhận giá trị 0 nếu không tham gia BHYT
	Nhóm BHYT bắt buộc	Nhận giá trị 1 nếu cá nhân tham gia BHYT bắt buộc, bằng 0 nếu cá nhân không tham gia BHYT bắt buộc
	Nhóm BHYT hỗ trợ	Nhận giá trị 1 nếu cá nhân tham gia BHYT hỗ trợ, bằng 0 nếu cá nhân không tham gia BHYT hỗ trợ
	Nhóm BHYT tự nguyện	Nhận giá trị 1 nếu cá nhân tham gia BHYT tự nguyện, bằng 0 nếu cá nhân không tham gia BHYT tự nguyện
Biến kết quả		
	Số lần KCB ngoại trú	Số lần KCB ngoại trú của cá nhân tại bất cứ CSYT nào trong 12 tháng trước khi khảo sát.
	Số lần KCB nội trú	Số lần KCB nội trú của cá nhân tại bất cứ CSYT nào trong 12 tháng trước khi khảo sát.
	Xác suất sử dụng dịch vụ KCB ngoại trú	Nhận giá trị 1 nếu cá nhân có đi KCB ngoại trú, bằng 0 nếu cá nhân không đi KCB ngoại trú
	Xác suất sử dụng dịch vụ KCB nội trú	Nhận giá trị 1 nếu cá nhân có đi KCB nội trú, bằng 0 nếu cá nhân không đi KCB nội trú
	Xác suất sử dụng DVYT tại các cơ sở y tế công	Nhận giá trị 1 nếu cá nhân có đi KCB tại các CSYT công, bằng 0 cho trường hợp còn lại
	Xác suất sử dụng DVYT tại các cơ sở y tế tư nhân	Nhận giá trị 1 nếu cá nhân có đi KCB tại các CSYT tư nhân, bằng 0 cho trường hợp còn lại
Biến kiểm soát		
X ₁	Tuổi	Tuổi của cá nhân được tính bằng số năm
X ₂	Giới tính	Giới tính của cá nhân (1: Nam; 0: Nữ)
X ₃	Dân tộc	Hộ gia đình là người Kinh nhận giá trị 1, giá trị 0 nếu hộ không phải là người Kinh
X ₄	Khu vực sinh sống	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	Trình độ học vấn	Trình độ học vấn của cá nhân (0: Không đi học; 1: Tiểu học; 2: THCS; 3: THPT; 4: Học nghề; 5: Cao đẳng; 6: Đại học, thạc sĩ, tiến sĩ)
X ₆	Quy mô hộ	Tổng số thành viên trong hộ
X ₇	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 ₈	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 ₉	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 ₁₀	Tình trạng bệnh tật	Tình trạng bị bệnh nặng hay chấn thương của cá nhân trong 12 tháng trước khi khảo sát (1: có, 0: không)
X ₁₁	GRDP trên đầu người	Tổng sản phẩm trên địa bàn tính trên đầu người
X ₁₂	Ngân sách cho y tế	Ngân sách nhà nước cho y tế bình quân trên đầu người tại địa phương
X ₁₃	Sự sẵn có của các bác sĩ	Số lượng bác sĩ trên một vạn dân tại địa phương
X ₁₄	Sự sẵn có của giường bệnh	Số lượng giường bệnh trên một vạn dân tại địa phương

Để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến sử dụng dịch vụ y tế nghiên cứu đã sử dụng hai mô hình rất phổ biến: Mô hình sử dụng dịch vụ của Andersen

(1995) và mô hình tiếp cận dịch vụ y tế của Levesque et al. (2013). Theo mô hình sử dụng dịch vụ của Andersen (1995) thì các yếu tố ảnh hưởng tới

sử dụng DVYT được nhìn nhận dưới các khía cạnh là yếu tố thuận lợi, yếu tố thúc đẩy và yếu tố nhu cầu. Mô hình của Levesque et al. (2013) xem xét 5 khía cạnh tiếp cận dịch vụ y tế mà bao gồm từ các yếu tố phía cung và cầu, cụ thể là khả năng tiếp cận, khả năng chấp nhận, khả năng sẵn có, khả năng chi trả và sự phù hợp. Theo đó, nghiên cứu này đã dựa trên các nghiên cứu trước đây, lý thuyết kinh tế và bối cảnh nghiên cứu để chọn các hiệp biến (Cuong, 2011; Sparrow et al., 2013; Huang & Wu, 2020; Setyawati et al., 2021). Khung phân tích tác động của BHYT đến sử dụng dịch vụ y tế cho vùng TDMNPB và định nghĩa các biến được trình bày trong Hình 1 và Bảng 1.

3. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

3.1. Ước lượng điểm xu hướng

Thống kê mô tả các biến sử dụng dịch vụ y tế của cá nhân tại vùng TDMNPB dựa trên bộ dữ liệu VHLSS được trình bày trong Bảng 2. Có 3646 cá nhân trong vùng có sử dụng dịch vụ KCB ngoại trú hay nội trú. Có 4716 người có sử dụng dịch vụ KCB tại các CSYT công hay tư nhân. Số lần KCB ngoại trú trung bình của các cá nhân trong vùng là 1,591 lần trên một năm, trong khi đó số lần đi KCB nội trú trung bình là 0,425 lần/năm. Tỷ lệ sử dụng dịch vụ KCB ngoại trú chiếm 38,7%, trong khi dịch vụ KCB nội trú là 17,0%. Các cá nhân sử dụng dịch vụ y tế công nhiều hơn so với dịch vụ y tế tư nhân, với tỷ lệ là 68,4% và 8,9% tương ứng.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến sử dụng dịch vụ y tế

Tên biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Số lần KCB ngoại trú	3,646	1,591	2,217	0	20
Số lần KCB nội trú	3,646	0,425	0,853	0	12
Xác suất sử dụng dịch vụ KCB ngoại trú	6,860	0,387	0,487	0	1
Xác suất sử dụng dịch vụ KCB nội trú	6,860	0,170	0,375	0	1
Xác suất sử dụng DVYT tại CSYT công	4,716	0,684	0,465	0	1
Xác suất sử dụng DVYT tại CSYT tư nhân	4,716	0,089	0,284	0	1

Nguồn: VHLSS, 2020

Bảng 3 trình bày kết quả phân tích mô hình hồi quy logistic. Kết quả cho thấy việc tham gia BHYT của các cư dân trong vùng TDMNPB có mối quan hệ với các biến: tuổi, dân tộc, khu vực sinh sống, quy mô hộ, hộ gia đình có trẻ em dưới 6 tuổi, người già trên 60 tuổi, thu nhập của hộ gia đình, tình trạng bệnh tật, GRDP trên đầu người, ngân sách cho y tế, sự sẵn có của các bác sĩ, sự sẵn có của giường bệnh.

Tuổi của người dân trong vùng càng cao thì khả năng tham gia BHYT cũng tăng lên, đặc biệt là đối với nhóm tham gia BHYT tự nguyện. Tương tự hộ gia đình người già trên 60 tuổi khả năng tham gia BHYT cũng cao hơn. Điều đó có thể được giải thích là do tăng nhu cầu khám chữa bệnh của những người cao tuổi. Nhóm người dân thuộc dân tộc Kinh ít khả năng tham gia BHYT hơn, ngoại trừ BHYT tự nguyện. Tương tự, người dân sống ở khu vực nông thôn có nhiều khả năng tham gia BHYT hơn. Một trong những nguyên nhân có thể là do Vùng TDMNPB có nhiều hộ thuộc diện hộ nghèo và người dân tộc thiểu số, nên họ được trợ cấp mua BHYT và do đó số lượng tham gia BHYT lớn. Tuy

nhiên, nhóm tham gia BHYT tự nguyện thì không được hỗ trợ mua BHYT, họ có thể chủ yếu là người kinh, người lao động tự do sống ở khu vực thành thị, thu nhập không cao nên ít có khả năng tham gia BHYT hơn. Quy mô hộ chỉ có ảnh hưởng đến tham gia BHYT của nhóm tự nguyện. Hộ càng đông người thì càng ít khả năng tham gia BHYT. Điều đó có thể lý giải bởi chi phí họ phải bỏ ra khi mua BHYT và họ có những nhu cầu trước mắt cần ưu tiên hơn. Hộ khá giả hơn có khả năng chi trả và tiềm lực tài chính tốt hơn nên khả năng tham gia BHYT nhiều hơn so với các hộ nghèo. Tình trạng bệnh tật của các thành viên trong hộ gia đình cũng là một trong những yếu tố ảnh hưởng mạnh mẽ đến việc tham gia BHYT của các hộ gia đình. Hộ có thành viên có bệnh nặng hay bị chấn thương cũng có khả năng tham gia BHYT nhiều hơn. Các yếu tố từ phía cung như GRDP trên đầu người của địa phương, chi ngân sách y tế trên đầu người, số lượng bác sĩ trên vạn dân và số lượng giường bệnh trên vạn dân là những yếu tố thúc đẩy việc tham gia BHYT của người dân trong vùng.

Bảng 3. Kết quả mô hình logistic về xác suất tham gia BHYT của người dân vùng TDMNPB, năm 2020

Tên biến	BHYT	BHYT bắt buộc	BHYT hỗ trợ	BHYT tự nguyện
Tuổi	0,017*** (3,95)	0,003 (0,38)	0,012** (2,40)	0,029*** (7,25)
Giới tính (nữ là nhóm tham chiếu)	-0,048 (-0,39)	-0,178 (-1,05)	-0,041 (-0,29)	-0,094 (-0,67)
Dân tộc (các dân tộc khác là nhóm tham chiếu)	-1,222*** (-6,82)	-0,213* (-1,69)	-2,142*** (11,83)	0,368** (2,02)
Khu vực sinh sống (khu vực thành thị là nhóm tham chiếu)	0,340** (2,06)	0,162*** (2,42)	1,025*** (5,60)	-0,099 (-0,58)
Trình độ học vấn (Chưa hoàn thành cấp học nào là nhóm tham chiếu)				
Tiểu học	-0,283 (-0,87)	0,032 (0,05)	-0,046 (-0,14)	0,259 (0,66)
Trung học cơ sở	-0,205 (-0,62)	0,305 (0,46)	-0,342 (-1,03)	0,452 (1,15)
Trung học phổ thông	-0,243 (-0,66)	0,724 (1,04)	-0,461 (-1,19)	0,367 (0,84)
Nghề	-0,024* (-0,06)	1,191* (1,75)	-0,154 (-0,40)	0,169 (0,39)
Cao đẳng	0,609 (1,35)	2,198*** (2,98)	0,147 (0,29)	0,624 (1,22)
Đại học, thạc sỹ, tiến sỹ	-0,109 (-0,31)	-0,328 (-0,45)	0,234 (0,63)	-0,053 (-0,12)
Quy mô hộ	0,029 (0,60)	-0,089 (-1,27)	0,061 (1,17)	-0,132** (-2,24)
Trẻ dưới 6 tuổi	0,971*** (2,85)	-0,248 (-0,45)	2,487*** (6,81)	-0,222 (-0,57)
Người già trên 60 tuổi	2,162*** (6,54)	2,222*** (5,12)	2,700*** (7,50)	2,069*** (5,99)
Thu nhập của hộ gia đình (hộ nghèo là nhóm tham chiếu)				
Nhóm hộ cận nghèo	-0,131 (-0,74)	0,691** (2,36)	-0,389** (-2,04)	0,634*** (3,12)
Nhóm hộ trung bình	0,054 (0,27)	1,580*** (5,21)	-0,329 (-1,52)	0,743*** (3,32)
Nhóm hộ khá giả	-0,005 (-0,02)	1,953*** (6,14)	-0,829*** (-3,43)	0,708*** (2,90)
Nhóm hộ giàu	1,517*** (3,91)	3,598*** (7,80)	0,825*** (2,03)	2,318*** (5,56)
Tình trạng bệnh tật (không có bệnh nặng là nhóm tham chiếu)	0,694** (1,97)	0,464** (2,02)	1,013*** (2,64)	0,426** (1,97)
Ln(GRDP trên đầu người)	0,396** (2,12)	0,232** (2,13)	0,734** (2,57)	0,273** (2,27)
Ln (Ngân sách y tế bình quân đầu người)	0,103*** (4,90)	0,370* (1,71)	0,174*** (2,32)	0,574** (2,03)
Số bác sỹ trên 1 vạn dân	0,116*** (3,31)	0,149*** (3,24)	0,151*** (3,80)	0,021 (0,58)
Số giường bệnh trên 1 vạn dân	0,050*** (4,54)	0,046*** (3,07)	0,047*** (3,92)	0,041*** (3,42)

Tên biến	BHYT	BHYT bắt buộc	BHYT hỗ trợ	BHYT tự nguyện
Số quan sát	6860	1064	4726	1632
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo-R2	0,116	0,285	0,284	0,115

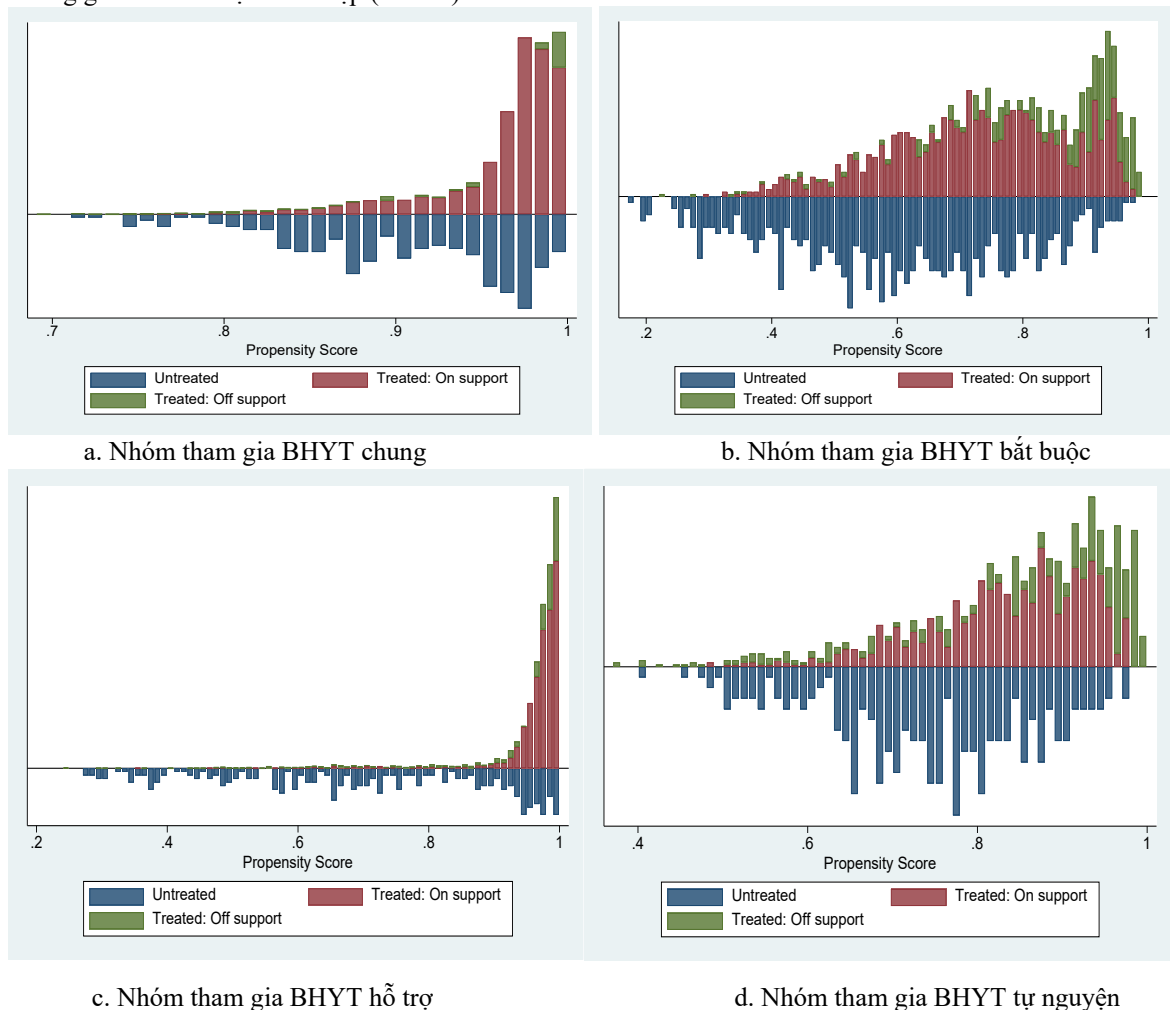
Ghi chú: *, ** và *** khác biệt ở mức ý nghĩa lần lượt là $P < 0, 1; P < 0,05$ và $P < 0,01$. Số liệu trong dấu ngoặc là giá trị của kiểm định z

Nguồn: VHLSS, 2020

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

Sự phân bố của các điểm xu hướng và vùng hỗ trợ chung được thể hiện trong hình 2. 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).



Hình 2. Phân bố của các điểm xu hướng và vùng hỗ trợ chung cho phân tích tác động của BHYT lên sử dụng DVYT, năm 2020

Nguồn: VHLSS, 2020

Sự cân bằng giá trị trung bình của các biến trong mô hình hồi quy logistic giữa nhóm tham gia BHYT (treated) và nhóm chứng – không tham gia BHYT (control) cũng được sử dụng để đánh giá mức độ phù hợp của việc xây dựng nhóm đối chứng. Kết quả 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. Hầu hết các giá trị *p* đều không có ý nghĩa thống kê sau khi ghép cặp, do đó sự khác biệt giá trị trung bình giữa các biến bị loại bỏ sau khi ghép (after matching), hay có sự tương đồng trong phân phối các biến giữa nhóm can thiệp và nhóm đối chứng sau khi ghép cặp. Bảng 3 trình bày kết quả giá trị trung bình của các biến trước và sau ghi ghép sử dụng phương pháp ghép cận gần nhất.

Bảng 4. 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	Chưa ghép	33,62	36,04	-13,3		0,160
	Sau khi ghép	33,64	35,38	-9,5	28,3	0,169
Giới tính	Chưa ghép	0,48	0,41	14,8		0,000***
	Sau khi ghép	0,49	0,47	3,6	75,7	0,664
Dân tộc	Chưa ghép	0,84	0,73	28,2		0,000***
	Sau khi ghép	0,84	0,83	4,8	48,4	0,450
Khu vực sinh sống	Chưa ghép	1,68	1,72	-9,0		0,307
	Sau khi ghép	1,70	1,67	4,7	48,4	0,507
Trình độ học vấn	Chưa ghép	2,61	2,57	2,3		0,786
	Sau khi ghép	2,53	2,60	-4,8	-112,9	0,450
Quy mô hộ	Chưa ghép	4,28	4,33	-3,8		0,681
	Sau khi ghép	4,20	4,15	3,5	7,0	0,597
Trẻ dưới 6 tuổi	Chưa ghép	0,04	0,05	-5,6		0,503
	Sau khi ghép	0,04	0,05	-3,4	38,6	0,614
Người già trên 60 tuổi	Chưa ghép	0,13	0,06	23,2		0,017**
	Sau khi ghép	0,09	0,11	-8,6	62,8	0,231
Thu nhập của hộ gia đình	Chưa ghép	3,07	0,06	45,8		0,000***
	Sau khi ghép	2,80	0,08	-6,0	87,0	0,356
Tình trạng bệnh tật	Chưa ghép	0,07	0,06	5,3		0,557
	Sau khi ghép	0,06	0,08	-9,5	-78,9	0,191
GRDP bình quân đầu người	Chưa ghép	59,88	54,56	32,8		0,000***
	Sau khi ghép	58,26	57,73	3,2	90,2	0,646
Ngân sách y tế bình quân đầu người	Chưa ghép	0,73	0,77	-16,1		0,061*
	Sau khi ghép	0,74	0,74	0,8	95,0	0,909
Số bác sỹ trên 1 vạn dân	Chưa ghép	8,79	9,07	-12,8		0,149
	Sau khi ghép	8,90	9,03	-6,0	53,3	0,377
Sự giường bệnh trên 1 vạn dân	Chưa ghép	15,45	17,70	-30,5		0,000***
	Sau khi ghép	16,07	16,48	-5,6	81,8	0,420

Ghi chú: *, ** và *** khác biệt ở mức ý nghĩa lần lượt là $P < 0,1$; $P < 0,05$ và $P < 0,01$.

Nguồn: VHLSS, 2020

Giảm giá trị độ lệch chuẩn hóa tuyệt đối (absolute standardized bias) trước và sau khi ghép nối cũng được sử dụng để đánh giá tính cân bằng của các biến. Giá trị độ lệch chuẩn hóa sau khi được ghép giảm xuống 5,8% cho phương pháp ghép cận gần nhất và 4,7% cho phương pháp hạt nhân (Bảng 4). Kết quả cũng cho thấy giá trị pseudo-R2 giảm

hiều sau khi ghép nối. Giá trị Chi2 luôn có ý nghĩa trong mô hình hồi quy logistic nhưng sau khi ghép thì giá trị này không có ý nghĩa thống kê nữa. Các kiểm định trên cho thấy cả hai phương pháp ghép hạt nhân, cận gần nhất đều cho kết quả tương tự nhau, đảm bảo tính phù hợp cho việc xây dựng nhóm đối chứng và kết quả xác định giá trị ATT sẽ phù hợp qua hai phương pháp ghép.

Bảng 5. 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	0,089	0,010	0,000	0,625	16,4	5,8	64,63
Cận gần nhất	0,089	0,010	0,000	0,632	13,0	4,7	63,85

Nguồn: VHLSS, 2020

3.3. Tác động của tham gia BHYT đến sử dụng dịch vụ y tế của người dân vùng TDMNPB

Bảng 5 trình bày kết quả ước lượng tác động của các loại BHYT đến tần suất, xác suất sử dụng DVYT ngoại, nội trú và xác suất sử dụng DVYT công và tư nhân của cư dân vùng TDMNPB. Cả hai phương pháp so sánh cận gần nhất và hạt nhân đều cho kết quả khá tương tự, BHYT có tác động tích cực đến sử dụng DVYT tại vùng TDMNPB. Cụ thể, theo phương pháp ghép cận gần nhất, kết quả cho thấy, so với nhóm đối chứng (những người không tham gia BHYT), BHYT đã làm tăng tần suất sử dụng dịch vụ KCB ngoại trú của người dân từ 0,505 lần (đối với nhóm tham gia BHYT chung) đến 1,039 lần trên một người trong năm (đối với nhóm BHYT bắt buộc). Tương tự, kết quả ước lượng cũng cho thấy BHYT làm tăng sử dụng dịch vụ KCB nội trú của người dân ở tất cả các nhóm tham gia BHYT, tuy nhiên quy mô ảnh hưởng thấp hơn so với KCB ngoại trú. Cụ thể, theo phương pháp ghép cận gần nhất, BHYT làm tăng tần suất sử dụng dịch vụ KCB nội trú lần lượt là 0,150 (BHYT chung), 0,199 (BHYT bắt buộc), 0,082 (BHYT hỗ trợ) và 0,150 (BHYT tự nguyện). Phạm vi tác động đến nhóm BHYT bắt buộc là mạnh hơn cả. Một trong những nguyên nhân cho sự khác biệt này có thể là do những người trong nhóm bắt buộc thường có thu nhập cao hơn, họ thường sống ở khu vực thành thị, dễ dàng tiếp cận với cơ sở vật chất, trang thiết bị y tế hiện đại hơn, nguồn nhân lực y tế, thuốc men tốt hơn. Ngoài ra, nhóm BHYT này cũng có thể chủ động hơn trong việc tìm kiếm thông tin và điều trị, đồng thời cũng có thể nhận thức rõ hơn về quyền lợi của BHYT do có trình độ học vấn cao hơn. Khi các cá nhân có đầy đủ kiến thức về việc liệu lợi ích của BHYT có vượt quá chi phí hay không, từ đó họ sẽ có quyết định sử dụng dịch vụ KCB bằng BHYT hay không. Bên cạnh đó, BHYT làm tăng xác suất sử dụng dịch vụ KCB ngoại trú của cư dân trong vùng khoảng 9,4%

(BHYT tự nguyện) đến 20,8% (BHYT hỗ trợ). Tương tự, BHYT làm tăng xác suất sử dụng dịch vụ KCB nội trú của người dân trong vùng từ 3,1% (BHYT tự nguyện) đến 4,6% (BHYT hỗ trợ). Tác động mạnh nhất được quan sát thấy ở nhóm tham gia BHYT có sự hỗ trợ từ NSNN cho việc mua thẻ BHYT. Ngoài ra, kết quả ước lượng cũng cho thấy BHYT nhìn chung làm giảm xác suất sử dụng DVYT do tư nhân cung cấp trong khoảng từ 6,2% đến 10,3% đối với các nhóm BHYT khác nhau. Trong khi đó, người dân vùng TDMNPB đã thay thế bằng sự gia tăng sử dụng DVYT do các cơ sở y tế công lập cung cấp. BHYT làm tăng xác suất sử dụng DVYT công mạnh nhất được quan sát thấy ở nhóm BHYT bắt buộc với 16,4% (Bảng 5).

Kết quả nghiên cứu này phù hợp với cơ sở lý thuyết và các bằng chứng từ các nghiên cứu trước đây. Sử dụng dữ liệu VHLSS năm 2006, Guindon (2014) đã chỉ ra rằng chương trình BHYT cho người nghèo ở Việt Nam đã làm tăng số lần sử dụng dịch vụ KCB nội trú trong năm lên 0,068 và khả năng sử dụng DVYT ngoại trú ít nhất 1 lần trong năm lên 11,5%. Ông cũng chỉ ra rằng chương trình BHYT tự nguyện của học sinh, sinh viên đã làm tăng tần suất sử dụng DVYT nội trú lên 0,06. Tương tự, nghiên cứu của Thuong (2020) cũng chỉ ra rằng, chương trình BHYT ở Việt Nam làm tăng số lần KCB ngoại trú và nội trú lên khoảng từ 0,87 đến 1,29. Trên thế giới, nghiên cứu của Zhou et al. (2014) đã chỉ ra rằng chương trình BHYT căn bản cho người lao động ở khu vực thành thị đã làm tăng sử dụng dịch vụ ngoại trú ở Trung Quốc lên 8,44 và dịch vụ KCB nội trú lên 5,49. Sun & Lyu (2020) cũng phát hiện ra rằng tham gia chương trình Y tế hợp tác xã nông thôn mới đã làm tăng khả năng sử dụng dịch vụ y tế ở Trung Quốc lên 3,4 phần trăm. Tương tự, Mussa et al. (2023) cũng chỉ ra rằng việc tham gia bảo hiểm y tế dựa vào cộng đồng làm tăng khả năng đến các cơ sở y tế để được chăm sóc chữa bệnh của người dân vùng Amhara của Ethiopia lên 8,2 %.

Bảng 6. Tác động của BHYT đến sử dụng DVYT của các người dân vùng TDMNPB

Các biến kết quả	Phương pháp ghép	ATT			
		BHYT	BHYT bắt buộc	BHYT hỗ trợ	BHYT tự nguyện
Số lần KCB ngoại trú	Cận gần nhất	0,505** (2,74)	1,039*** (3,11)	0,626*** (2,86)	0,694*** (2,50)
	Hạt nhân	0,434** (2,22)	1,125*** (3,50)	0,721** (2,37)	0,625*** (2,77)
Số lần KCB nội trú	Cận gần nhất	0,150* (1,73)	0,199* (1,92)	0,082* (1,69)	0,150* (1,74)
	Hạt nhân	0,131** (2,14)	0,184 (1,21)	0,107* (1,79)	0,146** (2,18)
Xác suất sử dụng dịch vụ KCB ngoại trú	Cận gần nhất	0,178*** (4,55)	0,149*** (2,79)	0,208*** (4,07)	0,094** (2,34)
	Hạt nhân	0,175*** (4,42)	0,151*** (2,63)	0,211*** (4,20)	0,089** (2,12)
Xác suất sử dụng dịch vụ KCB nội trú	Cận gần nhất	0,038* (1,87)	0,045* (1,92)	0,046* (1,85)	0,031* (1,78)
	Hạt nhân	0,031* (1,69)	0,047** (2,01)	0,052* (1,93)	0,029* (1,70)
Xác suất sử dụng DVYT tại các cơ sở y tế công	Cận gần nhất	0,124* (1,92)	0,144* (1,69)	0,164*** (4,29)	0,117** (2,03)
	Hạt nhân	0,130*** (3,43)	0,154* (1,79)	0,160*** (4,29)	0,119** (2,14)
Xác suất sử dụng DVYT tại các cơ sở y tế tư nhân	Cận gần nhất	-0,096** (-2,16)	-0,103* (-1,69)	-0,062*** (-4,91)	-0,077* (-1,78)
	Hạt nhân	-0,088** (-2,00)	-0,111* (-1,74)	-0,071** (-2,29)	-0,075* (-1,79)

Ghi chú: *, ** và *** khác biệt ở mức ý nghĩa lần lượt là $P < 0,1$; $P < 0,05$ và $P < 0,01$. Số liệu trong dấu ngoặc là giá trị kiểm định t

Nguồn: VHLSS, 2020

4. KẾT LUẬN

Sử dụng bộ dữ liệu VHLSS năm 2020 và phương pháp PSM để đánh giá tác động của BHYT đến sử dụng dịch vụ y tế của người dân ở khu vực TDMNPB đã cho thấy chương trình BHYT toàn dân đang thực hiện ở Việt Nam đã cải thiện tần suất sử dụng dịch vụ KCB ngoại trú và nội trú tại vùng TDMNPB, mặc dù mức độ ảnh hưởng là khác nhau trong cùng nhóm BHYT và giữa các nhóm BHYT. Ngoài ra, BHYT cũng làm tăng khả năng của người dân trong vùng tìm kiếm DVYT ngoại trú và nội trú. Đồng thời BHYT cũng làm tăng xác suất sử dụng DVYT công và làm giảm sử dụng dịch vụ y tế tư nhân. BHYT bắt buộc đã tác động mạnh hơn đến sử dụng DVYT của người dân trong vùng so với BHYT hỗ trợ và BHYT tự nguyện. Kết quả nghiên cứu cho

thấy chương trình BHYT tiếp tục đóng góp tích cực vào bao phủ chăm sóc sức khỏe toàn dân và công bằng y tế ở Việt Nam nói chung và vùng TDMNPB nói riêng.

Mặc dù vậy, nghiên cứu không tránh khỏi một số hạn chế. Việc sử dụng phương pháp PSM để đo lường tác động nhân quả của chương trình BHYT, kết quả ước tính có thể bị sai lệch nếu có các biến ảnh hưởng đến cả kết quả và tình trạng tham gia bị bỏ qua. Các nghiên cứu tiếp theo có thể khắc phục hạn chế này bằng sử dụng dữ liệu bảng và phương pháp sai biệt kép hay phương pháp hiệu ứng tác động cố định. Bên cạnh đó, việc sử dụng dữ liệu điều tra VHLSS sẵn có không thể tránh khỏi các sai số đo lường.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Andersen, R. M. (1995). Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter?. *Journal of Health and Social Behavior*,

36(1), 1-10.
<https://doi.org/10.2307/2137284>.

- Bộ Y tế. (2020). *Niên giám Thống kê Y tế 2020*. Nhà xuất bản Y học.
- Bộ Y tế. 2021. *Tài liệu hội nghị y tế toàn quốc*. <https://moh.gov.vn/documents/174521/605005/1.+Tai+lieu+HN+Y+te+toan+quoc+06.01.2020.pdf/280a8947-91a8-4b3f-a378-2e673e05b85e>
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72.
- Cuong, N. V. (2011). The impact of voluntary health insurance on health care utilization and out-of-pocket payments: New evidence for Vietnam. *Health Economics*, 21(8), 946-966. <https://doi.org/10.1002/hec.1768>. Epub 2011 Jul 21.
- Dehejia, R. H., & Wahba, S. (1999). Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association*, 94(448), 1053-1062. <https://doi.org/10.2307/2669919>.
- Guindon, G. E. (2014). The impact of health insurance on health services utilization and health outcomes in Vietnam. *Health Economics, Policy and Law*, 9(4), 359-382. <https://doi.org/10.1017/s174413311400005x>.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. E. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605-654. <https://doi.org/10.2307/2971733>.
- Huang, X., & Wu, B. (2020). Impact of urban-rural health insurance integration on health care: evidence from rural China. *China Economic Review*, 64, 101543. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101543>.
- Khandker, S. R., Koolwal, G. B., & Samad, H. A. (2009). *Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices*. World Bank Publications.
- Levesque, J. F., Harris, M. F., & Russell, G. (2013). Patient-centred access to health care: conceptualising access at the interface of health systems and populations. *International Journal for Equity in Health*, 12, 1-9. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-12-18>.
- Mussa, E. C., Palermo, T., Angeles, G., Kibur, M., & Otchere, F. (2023). Impact of community-based health insurance on health services utilisation among vulnerable households in Amhara region, Ethiopia. *BMC Health Services Research*, 23(1), 55. <https://doi.org/10.1186/s12913-023-09024-3>.
- Nhân, T. Q. (2020). Đánh giá tác động của việc tham gia hợp tác xã đến hiệu quả sản xuất lúa của nông hộ ở huyện cờ đỏ, thành phố Cần Thơ. *Tạp chí Khoa học Nông nghiệp Việt Nam*, 18(2), 138-146.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>.
- Setyawati, A., Marohabutr, T., Meemon, N., & Paek, S. C. (2021). National Health Insurance in Indonesia and Its Impact on Health-Seeking Behavior. *Asia-Pacific Social Science Review*, 21(3), 214-228.
- Sparrow, R., Suryahadi, A., & Widyanti, W. (2013). Social health insurance for the poor: Targeting and impact of Indonesia's Askeskin programme. *Social Science & Medicine*, 96, 264-271. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.09.043>.
- Stuart, E. A., & Rubin, D. B. (2008). Best practices in quasi-experimental designs. Best practices in quantitative methods, edited by J. Osborne. Sage, Thousand Oaks, CA, USA. 155-176.
- Sun, J., & Lyu, S. (2020). Does health insurance lead to improvement of health status among Chinese Rural Adults? Evidence from the China Family Panel Studies. *International Journal of Health Services*, 50(3), 350-359. <https://doi.org/10.1177/0020731420914824>.
- Thuong, N. T. T. (2020). Impact of health insurance on healthcare utilisation patterns in Vietnam: a survey-based analysis with propensity score matching method. *BMJ open*, 10(10), e040062. <http://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-040062>.
- 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 research international*. <https://doi.org/10.1155/2020/9065287>.
- United Nations. (2016). *The Sustainable Development Goals Report 2016*. New York: United Nations, Department of Economic and Social Affairs.
- Wang, W., Temsah, G., & Mallick, L. (2017). The impact of health insurance on maternal health care utilization: evidence from Ghana, Indonesia and Rwanda. *Health Policy and Planning*, 32(3), 366-375. <https://doi.org/10.1093/heapol/czw135>.
- Zhou, Z., Zhou, Z., Gao, J., Yang, X., Yan, J. E., Xue, Q., & Chen, G. (2014). The effect of urban basic medical insurance on health service utilisation in Shaanxi Province, China: a comparison of two schemes. *PLoS One*, 9(4), e94909. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0094909>.