

THÔNG TIN BẤT ĐỐI XỨNG TRONG BẢO HIỂM Y TẾ VIỆT NAM – MỘT NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM

TS. Nguyễn Thị Minh, Ths. Hoàng Bích Phương

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: minhntkt@neu.edu.vn

Nguyễn Thị Thảo

Công ty BBG

Luật bảo hiểm Y tế Việt Nam năm 2008 đã đặt mục tiêu bảo hiểm y tế toàn dân vào năm 2014. Để xây dựng một hệ thống bảo hiểm y tế bền vững hướng tới mục tiêu này, chúng ta cần phải tính tới ảnh hưởng bất đối xứng trong việc sử dụng dịch vụ chăm sóc sức khỏe, cụ thể là rủi ro đạo đức cụ thể và lựa chọn ngược. Bài viết này sử dụng các tính chất đặc biệt của hệ thống bảo hiểm Y tế Việt Nam để đánh giá các ảnh hưởng này. Các kết quả cho thấy ảnh hưởng của thông tin bất đối xứng là rất nghiêm trọng và phổ biến đối với người cao tuổi, và không đáng kể đối với những người trẻ tuổi. Các kết luận trong bài viết sẽ cung cấp các thông tin hữu ích cho việc xây dựng các chính sách bảo hiểm y tế ở Việt Nam.

Từ khóa: Thông tin bất đối xứng, rủi ro đạo đức, lựa chọn ngược, bảo hiểm y tế, PSM

1. Giới thiệu

Vào năm 1993, tám năm sau thời kỳ đổi mới, việc thành lập chương trình bảo hiểm Y tế đã đánh dấu một kỷ nguyên mới cho hệ thống chăm sóc sức khỏe ở Việt Nam, khi mà các dịch vụ chăm sóc y tế không còn được cung cấp miễn phí tới người dân như thời kỳ trước đó. Chương trình này đóng một vai trò quan trọng trong việc hỗ trợ người dân Việt Nam tiếp cận các dịch vụ y tế và bảo vệ họ trước những cú sốc về tài chính hay sự nghèo đói khi đột ngột đối mặt với những cú sốc về sức khỏe (Wagstaff, 2005a, 2005b). Do đó, chính phủ Việt Nam mong muốn tạo dựng một chương trình bảo hiểm toàn dân vào năm 2014 như trong luật bảo hiểm Y tế năm 2008 đã nêu ra. Lộ trình để đạt được mục tiêu này một mặt được đã được đề cập trong luật, tuy nhiên việc thực hiện theo đúng lộ trình là một điều không dễ dàng: Trong những năm qua, không chỉ có số người được bảo hiểm gia tăng một cách chậm chạp mà việc thâm hụt nguồn kinh phí cũng trở thành một vấn đề nghiêm trọng trong việc thực hiện bảo hiểm y tế.

Bất chấp những nỗ lực của các cơ quan chức năng trong việc mở rộng phạm vi bảo hiểm, kết quả đạt được là khá hạn chế đối với cả chương trình bảo hiểm bắt buộc và chương trình bảo hiểm tự nguyện. Đối với chương trình bắt buộc, sau 20 năm thành lập, tỷ lệ tham gia vẫn chỉ ở mức 50% trong năm 2010, tức là còn 50% người dân tránh mua bảo hiểm mặc dù là hình thức bắt buộc. Nhiều người đổ lỗi cho chất lượng dịch vụ kém dành cho người sử dụng bảo hiểm như phải xếp hàng dài hay việc cư xử thiếu thiện chí từ các nhân viên y tế (Khiet, 2008). Theo Cường (2011), 40% những người có bảo hiểm bắt buộc đã không sử dụng thẻ bảo hiểm của họ khi khám chữa bệnh. Đối với một quốc gia đang phát triển như Việt Nam, nơi mà các hệ thống giám sát còn nhiều lỏng lẻo, việc buộc người dân mua bảo hiểm không phải là dễ dàng nếu họ không cảm thấy hài lòng với các dịch vụ sẽ nhận được. Vì vậy, sẽ không quá bất ngờ khi các chương trình bảo hiểm tự nguyện (HI) còn tồi tệ hơn nhiều: tỷ lệ bao phủ năm 2010 mới đạt mức 20%. Một vấn đề khác HI gặp phải là nguồn kinh phí: đã không dưới một lần, quỹ

bảo hiểm tự nguyện đứng bên bờ vực phá sản, và các cơ quan có thẩm quyền phải thay đổi chính sách bảo hiểm nhiều lần để đối phó với tình trạng này, nhưng các kết quả đạt được không phải lúc nào cũng như mong muốn.

Một trong các nguyên nhân cản trở sự phát triển của hệ thống bảo hiểm y tế ở Việt Nam là thông tin bất cân xứng giữa các nhà cung cấp dịch vụ bảo hiểm và đối tượng mục tiêu của bảo hiểm y tế. Lý thuyết thông tin bất cân xứng đầu tiên được đề xuất bởi George A. Akerlof (1970) và tiếp tục phát triển và hoàn thiện bởi Spencer (1973) và Stiglitz (1975). Lý thuyết này cho rằng bất cân xứng thông tin sẽ tạo ra mất cân bằng về quyền lực giữa các tác nhân trong giao dịch; điều này sẽ dẫn đến khả năng một số các tác nhân sẽ lợi dụng lợi thế về thông tin để bóp méo thị trường. Các dạng hành vi phổ biến của các tác nhân với lợi thế thông tin là lựa chọn ngược và rủi ro đạo đức. Đối với một nước đang phát triển như Việt Nam, khi mà các quy định cũng như hệ thống giám sát chưa được phát triển tốt, vấn đề rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược có thể sẽ còn nghiêm trọng hơn. Vì vậy, việc đánh giá những tác động của rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược trong bảo hiểm y tế có thể sẽ hữu ích trong xây dựng một chính sách bảo hiểm hợp lý hướng tới bảo hiểm toàn dân.

Trong thị trường bảo hiểm y tế, lựa chọn ngược có nghĩa là những người “chọn” mua bảo hiểm thường là những người có khả năng bị ốm cao hơn, và rủi ro đạo đức hàm ý rằng một người có bảo hiểm sẽ sử dụng dịch vụ chăm sóc sức khỏe nhiều hơn mức cần thiết. Do đó, cả lựa chọn ngược và rủi ro đạo đức đều dẫn đến một kết cục phi tối ưu của bảo hiểm y tế, và có thể dẫn đến làm sụp đổ thị trường bảo hiểm khi các ảnh hưởng trở nên quá nghiêm trọng. Rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược chỉ có thể xảy ra với người tham gia bảo hiểm, và động lực của lựa chọn ngược là không quan sát được bởi các nhà cung cấp bảo hiểm. Điều này làm cho biến “tình trạng bảo hiểm” trong phương trình cầu về y tế trở thành biến nội sinh, và các phương pháp ước lượng truyền thống để đánh giá rủi ro đạo đức sẽ trở nên sai lệch và không đáng tin cậy.

Một cách để đối phó với vấn đề biến nội sinh là sử dụng biến công cụ (IV). Đối với hầu hết các nghiên cứu về vấn đề này, các biến kinh tế xã hội thường được sử dụng như là công cụ cho tình trạng bảo hiểm y tế. Ví dụ, Joett và cộng sự (2004) đã sử dụng một số lượng người tham gia bảo hiểm y tế

trong cộng đồng làm biến công cụ cho tình trạng bảo hiểm y tế khi nghiên cứu về ảnh hưởng rủi ro đạo đức trong những người tham gia bảo hiểm tự nguyện ở Việt Nam. Ông chỉ ra rằng những người ở mức thu nhập thấp hơn thường biểu hiện rủi ro đạo đức cao hơn, và với những người có thu nhập cao thì không thấy hiện tượng này. Điều này gợi ý rằng, ảnh hưởng của rủi ro đạo đức có thể trở nên nhỏ hơn khi đời sống nhân dân được cải thiện. Các biến kinh tế xã hội khác như tầng lớp xã hội và nghề nghiệp cũng có thể cũng được sử dụng như là biến công cụ cho tình trạng bảo hiểm y tế (Vera-Hernandez (1999)). Thông thường, việc tìm kiếm các công cụ thích hợp là rất khó khăn, và khi các công cụ không thích hợp được sử dụng, kết quả thu được sẽ còn tồi tệ hơn so với các ước lượng OLS thông thường (Wooldridge, 2004).

Một phương pháp khác được sử dụng rộng rãi trong việc đánh giá rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược là phương pháp điểm số phù hợp xu hướng (PSM). Phương pháp này được Rosenbaum và cộng sự (1983) đề xuất dùng để ước lượng tác động của một chương trình khi mà việc tham gia hay không tham gia chương trình không phải là một quá trình ngẫu nhiên. Kể từ đó, nhiều tác giả đã sử dụng phương pháp này để đánh giá rủi ro đạo đức hay đồng thời cả rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược trong bảo hiểm y tế. Chẳng hạn, Barros và cộng sự (2008) đã sử dụng phương pháp này để ước lượng ảnh hưởng của rủi ro đạo đức trong bảo hiểm ADSE, là bảo hiểm y tế do chính phủ Bồ Đào Nha cấp cho cán bộ công chức và những người phụ thuộc. Ước lượng của họ dựa trên giả thiết rằng ADSE là ngoại sinh, có nghĩa là ADSE không tương quan với tình trạng sức khỏe của người được hưởng lợi. Các tác giả cũng tìm thấy bằng chứng rằng mức độ của rủi ro đạo đức là phụ thuộc vào độ tuổi, trong đó những người trẻ tuổi (từ 18 đến 30 tuổi) có mức rủi ro đạo đức khá cao, trong khi những người lớn tuổi hơn thì mức độ là không đáng kể. Trong nhờ vào một số tính chất đặc biệt của thị trường bảo hiểm ở Croatia, Liu và cộng sự (2011) đã sử dụng PSM để ước lượng rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược cho người dân Croatia bằng việc kiểm tra sự khác biệt trong việc sử dụng dịch vụ y tế giữa ba dạng tình trạng bảo hiểm: bảo hiểm cơ bản, bảo hiểm bổ sung, và bảo hiểm bổ sung miễn phí. Họ lập luận rằng sự khác biệt trong cách sử dụng dịch vụ chăm sóc sức khỏe giữa những người mua bảo hiểm và những

người có bảo hiểm miễn phí là do tác động của lựa chọn ngược và sự khác biệt giữa những người có bảo hiểm miễn phí và những người không có bảo hiểm là do tác động của rủi ro đạo đức. Họ cũng phát hiện bằng chứng cho thấy rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược là hiện hữu với tất cả các nhóm tuổi, và mức độ ảnh hưởng thay đổi theo độ tuổi.

Trong số các công trình về bảo hiểm y tế, có rất ít được thực hiện về bảo hiểm y tế Việt Nam, ngoại trừ công trình của Jowett (2003) và Cuong (2011). Jowett và cộng sự đã sử dụng mô hình logit đa biến dựa trên số liệu khảo sát từ ba tỉnh năm 1999 để ước lượng tác động của rủi ro đạo đức của những người sử dụng bảo hiểm y tế tự nguyện, và tìm thấy bằng chứng về rủi ro đạo đức của những người nghèo. Cũng tập trung vào đánh giá những tác động của rủi ro đạo đức, Cuong (2011) đã áp dụng phương pháp khác biệt kép (difference in difference) trên bộ số liệu năm 2004-2006 và cho thấy việc sở hữu thẻ bảo hiểm tự nguyện có làm gia tăng việc sử dụng các dịch vụ nhân nội trú và dịch vụ ngoại trú với các mức tương ứng là 45% và 70%.

Mục tiêu chính của bài viết này là ước lượng tác động của rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược trong bảo hiểm y tế ở Việt Nam. Bài viết này khác với của Cuong (2011) và Jowett (2003) theo ba khía cạnh. Thứ nhất, chúng tôi đánh giá không chỉ ảnh hưởng của rủi ro đạo đức mà cả lựa chọn ngược. Điều này có ý nghĩa đối với về mặt chính sách, do chính sách đối phó với rủi ro đạo đức và với lựa chọn ngược là khá khác biệt. Thứ hai, chúng tôi nghiên cứu hành vi của không chỉ những đối tượng bảo hiểm y tế tự nguyện mà còn cả bảo hiểm y tế bắt buộc; vì vậy, bài viết có thể cung cấp một bức tranh toàn diện hơn về hệ thống bảo hiểm y tế ở Việt Nam. Thứ ba, chính sách liên quan tới bảo hiểm y tế đã thay đổi đáng kể sau năm 2006, và phát triển ổn định kể từ năm 2008 do sự phê duyệt của luật bảo hiểm y tế năm 2008, từ đó mà những đánh giá mới sử dụng các số liệu được cập nhật sẽ thích hợp hơn cho các nhà hoạch định chính sách.

Phần nghiên cứu này cũng tương tự như của Barros (2008) và Liu (2011). Sự khác biệt chính đến từ bản chất của số liệu: Nghiên cứu của Barros dựa trên sự khác nhau giữa hai nhóm: nhóm đầu tiên không có bảo hiểm ADSE và nhóm thứ hai bao gồm những người có bảo hiểm ADSE, được cấp bởi chính phủ cán bộ, công chức, viên chức và người thân. Nếu như không có vấn đề về lựa chọn tập số

liệu, ảnh hưởng rủi ro đạo đức của những người sử dụng bảo hiểm ADSE có thể ước lượng được. Tuy nhiên, bảo hiểm ADSE chỉ là bổ sung cho bảo hiểm bắt buộc ở Croatia; do đó, tác động ước lượng được của rủi ro đạo đức có thể không phản ánh đầy đủ hành vi đạo đức của những người được bảo hiểm. Trong nghiên cứu của Liu, ngoài hai nhóm đối tượng giống như trong nghiên cứu của Barros, còn một nhóm khác bao gồm những người chọn mua bảo hiểm. Vì vậy, các tác giả có thể ước lượng được cả tác động của lựa chọn ngược cũng như của rủi ro đạo đức. Tuy nhiên các phân tích của Liu không phù hợp cho Việt Nam. Lý do chính là ở Việt Nam còn tồn tại sự khác biệt cơ bản giữa những người được bảo hiểm miễn phí (giống như có bảo hiểm ADSE) và những người mua bảo hiểm, và điều này làm cho ước lượng PSM trở nên kém tin cậy. Là một quốc gia đang trong quá trình chuyển đổi, hệ thống bảo hiểm Việt Nam thể hiện một đặc tính rất nổi bật làm tiền đề để có thể áp dụng PSM ước tính cùng lúc rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược. Đó là sự tồn tại song song của bảo hiểm bắt buộc và bảo hiểm tự nguyện cung cấp cùng một loại dịch vụ, và quan trọng hơn, giữa những người theo chế độ bảo hiểm bắt buộc, rất nhiều trong số họ không có bảo hiểm. Chúng tôi tận dụng điểm đặc biệt này để thực hiện các ước lượng.

Cấu trúc của bài viết như sau: phần tiếp theo mô tả sự phát triển của bảo hiểm y tế ở Việt Nam trong thập kỷ vừa qua. Phần 3 trình bày về các dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu. Phần 4 mô tả các phương pháp và cung cấp các kết quả ước lượng. Phần 5 sẽ đưa ra các kết luận.

2. Sự phát triển của bảo hiểm y tế ở Việt Nam

Bảo hiểm y tế được giới thiệu lần đầu tiên ở Việt Nam vào đầu những năm 1990, một vài năm sau những cải cách kinh tế năm 1986, với một khái niệm mới về “chia sẻ chi phí giữa người dân trong quốc gia”¹. Bảo hiểm y tế là một tổ chức phi lợi nhuận được bộ phận An sinh xã hội, bộ Y tế quản lý. Bảo hiểm y tế ở Việt Nam được chia làm hai dạng: bảo hiểm bắt buộc và bảo hiểm tự nguyện, sự khác biệt chính nằm ở mục tiêu của từng dạng chứ không phải loại hình dịch vụ trong khi mục tiêu của bảo hiểm bắt buộc chủ yếu dành cho khu vực lao động chính thức, mục tiêu của bảo hiểm tự nguyện nhắm vào phần còn lại của dân số. Bắt nguồn từ một hệ thống chăm sóc sức khỏe hoàn toàn miễn phí, cùng với dân số có thu nhập thấp và khu vực phi chính thức

chiếm một phần khá lớn trong nền kinh tế, Việt Nam đang hướng tới phổ cập bảo hiểm y tế một cách vô cùng thận trọng.

Giai đoạn đầu phát triển – thử nghiệm và tìm kiếm mô hình thích hợp

Trong những năm đầu phát triển bảo hiểm y tế, Việt Nam đã trải qua những giai đoạn khác nhau từ xây dựng chính sách đến triển khai thực hiện bảo hiểm y tế và mở rộng phạm vi áp dụng.

Vào những năm 1989-1992, bảo hiểm y tế lần đầu tiên được thí điểm ở Việt Nam với phạm vi hạn chế ở ba tỉnh Hải Phòng, Vĩnh Phú và Quảng Trị (theo quy mô lớn với cả chế độ bảo hiểm bắt buộc và tự nguyện) và ở 14 tỉnh khác (chỉ áp dụng chế độ bảo hiểm tự nguyện). Các chế độ bắt buộc và tự nguyện sau đó được áp dụng trên toàn quốc từ năm 1993, sau khi ban hành Nghị định 299/HDBT và Điều lệ bảo hiểm y tế ngày 15 tháng 9 năm 1992 của Chính phủ. Giai đoạn này tập trung chủ yếu vào chương trình bảo hiểm bắt buộc mà đối tượng mục tiêu là các cán bộ, công chức, viên chức và những người làm việc cho các doanh nghiệp lớn. Chế độ tự nguyện mới chủ yếu được giới hạn cho học sinh, sinh viên.

Từ năm 1998, chính sách đã tập trung nhiều hơn vào chế độ tự nguyện, được thể định trong Nghị định 58/1998/NĐ-CP của chính phủ nhằm mở rộng phạm vi bảo hiểm tự nguyện cũng như cải thiện gói lợi ích cho những người tham gia bảo hiểm. Tuy nhiên, lúc này đối tượng chính vẫn chỉ là học sinh, sinh viên.

Chính thức triển khai trên toàn quốc – giai đoạn mở rộng

Năm 2003, Thông tư 77² được Bộ Y tế (MoH) và Bộ tài chính (MoF) ban hành đã đánh dấu một giai đoạn mới của bảo hiểm y tế ở Việt Nam, theo đó các chương trình thí điểm sẽ không còn tồn tại, bảo hiểm y tế tự nguyện đã chính thức song hành một cách chính thức cùng với bảo hiểm bắt buộc. Thông tư này được coi là một khuôn khổ pháp lý tốt cho bảo hiểm, đặc biệt là tạo cơ sở cho bảo hiểm tự nguyện được tiến hành một cách chính thức. Tuy nhiên, chính sách này vẫn còn rất thận trọng: trước hết, nó áp đặt điều kiện khó khăn khi tham gia bảo hiểm. Nếu một người mua bảo hiểm tự nguyện, cả gia đình cũng phải mua, ngoài ra, ít nhất 10% hộ gia đình trong xã hội cũng phải mua bảo hiểm. Hơn nữa, lợi ích cũng là khiếm tốn cho những người

tham gia bảo hiểm: người có bảo hiểm chỉ được chi trả hoàn toàn khi chi phí không vượt quá 20,000 VND - một số tiền rất nhỏ, và trên mức này thì người bảo hiểm đồng chi trả 20%. Những chính sách này nhằm giảm thiểu những ảnh hưởng của rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược trong bảo hiểm y tế. Và một hậu quả là tỷ lệ phần trăm số người được bảo hiểm là rất thấp. Số liệu của MoH chỉ ra phần trăm những người được bảo hiểm năm 2005 chỉ ở mức 42%. Kết quả này không phù hợp với mục tiêu của chính quyền nhằm cung cấp một hệ thống chăm sóc sức khỏe tốt hơn cho người dân, và các cơ quan có liên quan bị chỉ trích qua các phương tiện truyền thông là đã đưa ra các chính sách quá chặt. Do đó, trong năm 2005, Bộ Y tế đã thực hiện một số thay đổi thông qua Nghị định 63/2005 (Nghị định 63/2005-NDCP), không chỉ làm cho việc tham gia chương trình bảo hiểm y tế tự nguyện (VHI) dễ dàng hơn mà còn tăng danh sách các dịch vụ bảo hiểm; thêm vào đó, cơ chế đồng thanh toán được xóa bỏ. Tuy nhiên, những thay đổi này lại đẩy quỹ VHI đến bờ vực phá sản: chỉ trong năm 2006, tổng chi trả là 1843 tỷ VND trong khi tổng số đóng góp chỉ là 746 tỷ VND.

Và trong năm 2007, Bộ Y tế một lần nữa phải điều chỉnh một số chính sách, trong đó có áp dụng lại cơ chế đồng chi trả, cụ thể như sau:

- Lệ phí: 320,000 VND (khu vực nông thôn); 240,000 VND (khu vực đô thị) – cho bảo hiểm tự nguyện (không thuộc dạng học sinh – sinh viên).

- 3% lương (1% của cá nhân, 2% người sử dụng lao động chi trả) – bắt buộc.

- Chế độ bảo hiểm:

- + 100% chi phí điều trị ngoại trú nếu ít hơn 100,000 VND mỗi lần điều trị.

- + 80% chi phí điều trị ngoại trú nếu vượt quá 100,000 VND mỗi lần điều trị và tất cả các điều trị nội trú.

- + Số tiền chi trả tối đa: 20 triệu VND.

Mức lương trung bình của người lao động năm 2008 là khoảng 2 đến 3 triệu VND (mỗi tháng), sự đóng góp trả tiền của những người tham gia bảo hiểm tự nguyện và bảo hiểm bắt buộc là khá giống nhau.

Những người tham gia bảo hiểm có thể được phân chia thành các nhóm như sau:

- Bảo hiểm bắt buộc nhưng được chi trả bởi cơ

quan hoặc cơ quan Bảo hiểm xã hội, bao gồm: những người có công, người nghèo, dân tộc thiểu số, người làm việc trong lực lượng quân đội và người phụ thuộc, cảnh sát và người phụ thuộc, người về hưu, và trẻ em dưới 6 tuổi.

- Bảo hiểm bắt buộc được trả bởi người được hưởng lợi (1% lương) bao gồm: lao động hợp đồng làm việc cho nhiều dạng công ty, cán bộ, công chức, viên chức và những người làm việc cho các tổ chức xã hội (người sử dụng lao động trả 2% tiền lương).

- Bảo hiểm bắt buộc được trả bởi người hưởng lợi: sinh viên các trường đại học, cao đẳng.

- Bảo hiểm tự nguyện được trả 50% từ những người được lợi: người cận nghèo và một số nhóm đặc biệt.

- Bảo hiểm tự nguyện được trả 100% từ người hưởng lợi: phần còn lại.

Luật bảo hiểm y tế 2008

Sau nhiều lần điều chỉnh chính sách bảo hiểm, trong năm 2008, lần đầu tiên Việt Nam có một bộ Luật bảo hiểm y tế, tạo khung cơ sở vững chắc và ổn định để thực hiện các chính sách về bảo hiểm y tế. Theo luật này, những người được bảo hiểm sẽ được điều trị như nhau giữa chế độ tự nguyện và chế độ bắt buộc. Nó cũng tạo điều kiện thuận lợi hơn cho người dân trong việc tham gia bảo hiểm. Ví dụ như mọi người đều có thể tham gia mua bảo hiểm y tế trên cương vị cá nhân, không liên quan đến việc gia đình họ có tham gia hay không. Bảo hiểm bắt buộc cũng được mở rộng để bao gồm thêm nhiều nhóm đối tượng. Hơn nữa, các khoản phí bảo hiểm và các gói lợi ích được tính toán trên cơ sở tiền lương của các cá nhân hoặc mức lương tối thiểu thay vì một mức cố định, vì vậy, bất cứ khi nào tiền lương hay tiền lương tối thiểu thay đổi (vấn đề xảy ra thường xuyên với các quốc gia đang phát triển như Việt Nam), tất cả các giá trị sẽ tự động được điều chỉnh.

Luật bảo hiểm y tế cũng đề ra một kế hoạch cho phổ cập bảo hiểm y tế toàn dân như sau:

Sau 1/1/2010: tất cả mọi người, ngoại trừ: nông dân, các thành viên của các đơn vị hợp tác, tự làm chủ, các công nhân hợp đồng phụ thuộc và một số đối tượng đặc biệt.

Sau 1/1/2012: tất cả mọi người, ngoại trừ: thành viên của các đơn vị hợp tác, công nhân hợp đồng phụ thuộc và một số đối tượng đặc biệt.

Sau 1/1/2014: bao gồm toàn bộ dân cư.

Tuy nhiên tỷ lệ phần trăm của những người có bảo hiểm y tế năm 2012 vẫn còn ở mức thấp khoảng 60%. Điều này hàm ý rằng, mặc dù tỷ lệ phần trăm người tham gia tăng dần theo thời gian, phổ cập bảo hiểm theo Luật bảo hiểm y tế vẫn còn một chặng đường dài phía trước.

3. Khái niệm và phương pháp ước lượng

Hãy hình dung một cộng đồng được chia thành hai nhóm: nhóm 1 tham gia vào một chương trình nhất định, nhóm 2 thì không. Để đánh giá tác động của chương trình, con số được quan tâm nhất là tác động trung bình lên những người tham gia chương trình (ATT), được thể hiện như sau:

$$ATT = E(Y(1)|_{D=1}) - E(Y(0)|_{D=1}) \quad (1)$$

Trong đó, $Y(1)$ là kết quả của một người tham gia chương trình và $Y(0)$ là những người khác, $D = 1$ đối với những người trong nhóm 1 và $D = 0$ đối với những người trong nhóm 2. $Y(0)|_{D=1}$ là kết quả của những người thuộc nhóm 1 nếu chương trình không diễn ra. Vấn đề trong việc ước lượng (1) là con số này không quan sát được. Nếu sự phân chia của chương trình là hoàn toàn ngẫu nhiên, tức là phân phối của từng đặc tính của hai nhóm đối tượng, ngoại trừ tình trạng chương trình là như nhau, thì kết quả của những người nhóm 1 nếu chương trình không diễn ra sẽ giống như những người thuộc nhóm 2:

$$E(Y(0)|_{D=1}) = E(Y(0)|_{D=0}) = E(Y(0)) \quad (2)$$

Trong trường hợp đó, nhóm 1 được xem là nhóm thí nghiệm và nhóm hai là nhóm kiểm soát, và tác động của chương trình khi đó có thể được đánh giá bằng việc quan sát sự khác nhau giữa kết quả đầu ra của hai nhóm. Tuy nhiên, trong thực tế, việc tham gia hay không tham gia chương trình không phải là một quá trình ngẫu nhiên, và việc sử dụng ($E(Y(0)|_{D=0})$) để ước lượng ATT như ở trên sẽ tạo ra ước lượng chệch. Sự chệch này thường xuất hiện do việc tham gia hay không tham gia của một cá nhân thường phụ thuộc vào sự lựa chọn của cá nhân đó, hiện tượng này được biết đến như là “lựa chọn ngược” và có thể được thể hiện bởi:

$$Bias = E(Y(0)|_{D=1}) - E(Y(0)|_{D=0})$$

Do đó, sự khác biệt giữa các kết quả quan sát của

hai nhóm là ảnh hưởng chung của rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược, và trong các tình huống thông thường, không có cách nào bóc tách một hiệu ứng ra khỏi hiệu ứng kia.

Một trong những giải pháp cho vấn đề này là sử dụng phương pháp PSM, đòi hỏi *điều kiện độc lập* (Heckman, 1998), đó là sự tồn tại của các biến số X có tính chất sau:

$$E(Y(0) |_{X,D=1}) = E(Y(0) |_{X,D=0}) = E(Y(0) |_X) \quad (3)$$

Điều kiện này hàm ý rằng nếu không có tác động của chương trình, kết quả của một người trong nhóm 1 sẽ giống như một người trong nhóm 2 có cùng giá trị X . Ý tưởng của phương pháp PSM là so sánh sự khác nhau trong đầu ra của những người thuộc nhóm 1 với những người thuộc nhóm 2 có cùng những giá trị X . Để sự so sánh này khả thi, đòi hỏi một điều kiện bổ sung như sau:

$$0 < P(D = 1 | X) < 1 \quad (4)$$

Điều kiện này yêu cầu với mỗi giá trị có thể có của X trong mẫu, tồn tại những người từ nhóm được xử lý cũng như từ nhóm kiểm soát³.

Chúng ta có thể chỉ ra rằng thị trường bảo hiểm y tế ở Việt Nam phù hợp với tình huống trên, và sau đó sử dụng phương pháp PSM để ước lượng rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược của mỗi nhóm người trong dân số.

Phân nhóm tình trạng bảo hiểm y tế ở Việt Nam:

Nhóm một bao gồm người tham gia bảo hiểm đã mua bảo hiểm theo hình thức bắt buộc, kí hiệu là CY (C hàm ý là bắt buộc, Y là có tham gia bảo hiểm); nhóm thứ hai là những người tham gia bảo hiểm mua bảo hiểm theo hình thức tự nguyện, kí hiệu là VY (V: tự nguyện, Y: có tham gia). Nhóm 3, kí hiệu là CN, cho những người theo chế độ bắt buộc nhưng không mua bảo hiểm. Và nhóm 4, kí hiệu là VN, những người theo chế độ tự nguyện và không mua bảo hiểm⁴. Chúng ta sẽ phân tích hành vi của mỗi nhóm:

Những người thuộc nhóm CY có bảo hiểm bất kể ý muốn của họ và không dựa trên tình trạng sức khỏe của họ. Do đó, những người trong nhóm này có thể rủi ro đạo đức nhưng có hiện tượng lựa chọn ngược.

Những người trong nhóm VY đã được bảo hiểm

bởi sự chọn lựa: họ lựa chọn mua bảo hiểm. Do đó, họ có thể cam kết cả lựa chọn ngược và rủi ro đạo đức.

Những người trong nhóm CN không có bảo hiểm, thường do người sử dụng lao động tránh nghĩa vụ chi trả bảo hiểm. Và quyết định này chủ yếu xuất phát từ lý do kinh tế chứ không phải lý do sức khỏe. Như vậy, những người trong nhóm này sẽ cam kết không lựa chọn ngược cũng không rủi ro đạo đức.

Những người trong nhóm VN không có bảo hiểm y tế do họ lựa chọn không mua bảo hiểm. Lí do cho vấn đề này có lẽ là: người có rủi ro thấp hay thu nhập thấp, và bảo hiểm y tế không nằm trong danh sách ưu tiên của họ.

Từ những phân tích trên, ảnh hưởng của lựa chọn ngược và rủi ro đạo đức có thể được ước lượng theo phương thức sau đây:

(1) Xem xét nhóm CY – CN, trong đó CY được xử lý và CN kiểm soát. Sự khác nhau trong kết quả giữa hai nhóm là ảnh hưởng rủi ro đạo đức của nhóm CY.

(2) Xem xét nhóm CY – VY, trong đó VY được xử lý và CY kiểm soát. Sự khác nhau trong kết quả của hai nhóm là ảnh hưởng lựa chọn ngược của nhóm VY, giả định rằng ảnh hưởng rủi ro đạo đức của hai nhóm là như nhau.

(3) Xem xét nhóm CN – VN, trong đó VN được xử lý và CN kiểm soát. Sự khác nhau trong kết quả giữa hai nhóm là ảnh hưởng lựa chọn ngược của nhóm VN.

Một cách toán học, chúng ta xem xét phương trình sử dụng y tế sau đây:

$$Y_i = \beta_1 + X_i\beta + \alpha D_i + h_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

Trong đó, Y_i đo lường sử dụng dịch vụ y tế của người i . X là các yếu tố có thể quan sát có liên quan đến việc sử dụng dịch vụ y tế, D_i là tình trạng bảo hiểm – nhận giá trị 1 đối với người được bảo hiểm, và 0 cho người không được bảo hiểm. h_i đại diện cho các nhân tố không quan sát được ảnh hưởng lên việc sử dụng dịch vụ y tế - thường được coi là thông tin cá nhân về tình trạng sức khỏe của mỗi người. Thông tin cá nhân này có thể ảnh hưởng đến quyết định mua hoặc không mua bảo hiểm, có điều kiện trên các biến số X , qua đó thể hiện lựa chọn ngược. Và hệ số α thể hiện sự khác biệt trong việc sử dụng

dịch vụ y tế giữa những người có thể bảo hiểm và những người không có thể bảo hiểm mà có cùng các đặc trưng khác là như nhau, do đó nó đo lường ảnh hưởng của rủi ro đạo đức. Chúng ta tiến hành như sau:

$$E(Y|_{X,CY}) = \beta_1 + X_i\beta + \alpha + E(h|_{X,CY}) \quad (6)$$

$$E(Y|_{X,CN}) = \beta_1 + X_i\beta + E(h|_{X,CN}) \quad (7)$$

$$E(Y|_{X,VY}) = \beta_1 + X_i\beta + \alpha + E(h|_{X,VY}) \quad (8)$$

$$E(Y|_{X,VN}) = \beta_1 + X_i\beta + E(h|_{X,VN}) \quad (9)$$

Từ (6) và (7) ta có:

$$E(Y|_{X,CY}) - E(Y|_{X,CN}) = \alpha + E(h|_{X,CY}) - E(h|_{X,CN})$$

Như đã lập luận ở trên, những người trong nhóm CN và CY là rất giống nhau trong các yếu tố liên quan đến sức khỏe. Do đó, chúng ta có

$$E(h|_{X,CN}) = E(h|_{X,CY})$$

Vì thế:

$$E(Y|_{X,CY}) - E(Y|_{X,CN}) = \alpha \quad (10)$$

Như vậy, so sánh kết quả của nhóm CY và CN sẽ cho biết ảnh hưởng của rủi ro đạo đức của những người được bảo hiểm.

Từ (6) và (8) chúng ta có:

$$E(Y|_{X,VY}) - E(Y|_{X,CY}) = E(h|_{X,VY}) - E(h|_{X,CY}) \quad (11)$$

Biểu thức (11) đo lường ảnh hưởng lựa chọn ngược của những người thuộc nhóm VY so với những người thuộc nhóm CY.

Cuối cùng, so sánh (9) và (6):

$$E(Y|_{X,VN}) - E(Y|_{X,CN}) = E(h|_{X,VN}) - E(h|_{X,CN}) \quad (12)$$

Sử dụng lập luận tương tự, biểu thức (12) có thể được viết lại thành:

$$E(Y|_{X,VN}) - E(Y|_{X,CN}) = E(h|_{X,VN}) \quad (13)$$

Biểu thức này đo lường ảnh hưởng lựa chọn ngược của nhóm VN.

Chúng ta sẽ ước lượng ảnh hưởng rủi ro đạo đức sử dụng (10) và ảnh hưởng lựa chọn ngược sử dụng (11) và (13). Chúng ta sẽ ước lượng những con số này theo nghĩa ATT, vì thế PSM sẽ được sử dụng.

Số liệu và kết quả ước lượng

4.1. Số liệu

Số liệu sử dụng được lấy từ VHLSS (Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam) năm 2008. Cuộc khảo sát này được Tổng cục thống kê (GSO) tiến hành theo chu kỳ 2 năm một lần và được Ngân hàng thế giới (WB) tài trợ. Dữ liệu sử dụng bao gồm những biến sau đây: tình trạng bảo hiểm, số ngày bệnh trong năm, số lượt sử dụng các dịch vụ chăm sóc sức khỏe ngoại trú, số lượt sử dụng dịch vụ chăm sóc sức khỏe nội trú, chi phí cho chăm sóc y tế, các đặc tính cá nhân và hộ gia đình có ảnh hưởng đến việc sử dụng các dịch vụ chăm sóc y tế. Trong phần trình bày này, việc sử dụng các dịch vụ y tế được có thể được xác định bằng số lượt hoặc chi tiêu cho các lượt. Tuy nhiên, mức chi tiêu có thể có liên quan với hành vi của các nhân viên y tế, chẳng hạn: các bác sỹ sẽ khuyến khích một bệnh nhân có bảo hiểm sử dụng nhiều dịch vụ hơn hay kê đơn thuốc nhiều hơn cần thiết. Vì mục đích của bài viết này là ước lượng ảnh hưởng của rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược của những người được bảo hiểm, chúng ta sẽ sử dụng số lượt khám là thước đo cho việc sử dụng các dịch vụ chăm sóc y tế.

Tập số liệu được sử dụng bao gồm 38.253 quan sát. Chúng tôi sẽ loại bỏ những người dưới 18 tuổi là học sinh sinh viên. Lí do cho việc này là mặc dù số học sinh sinh viên năm 2008 thuộc chế độ tự nguyện, nhưng trên thực tế, họ thường buộc phải mua bảo hiểm nên không thể kiểm tra động lực của họ đằng sau tình trạng bảo hiểm. Chúng ta cũng loại bỏ tất cả những người được cấp bảo hiểm miễn phí (bao gồm những người nghèo, những người từ 90 tuổi trở lên và các cựu chiến binh). Tóm lại, có 15,550 quan sát có thể sử dụng trong tập số liệu.

Chúng tôi phân thành 4 nhóm theo tình trạng bảo hiểm: có bảo hiểm bắt buộc, thuộc đối tượng bắt buộc nhưng không có bảo hiểm, mua bảo hiểm tự nguyện, không mua bảo hiểm tự nguyện. Các số thống kê cơ bản được thể hiện trong bảng 1.

Trong bộ dữ liệu, 51,5% là phụ nữ và 68,4% sống ở khu vực nông thôn. Khi xem xét tình trạng sức

Bảng 1: Các thống kê cơ bản về tình trạng bảo hiểm và sử dụng dịch vụ y tế

	Mua bảo hiểm, bắt buộc (CY)	Không mua BH, bắt buộc (CN)	Mua bảo hiểm, tự nguyện (VY)	Không mua BH, tự nguyện (VN)	Tổng
N	2534	752	1368	10896	15550
Số lượt điều trị ngoại trú	2655	414	3170	10795	17034
Số lượt điều trị ngoại trú trung bình	1.048	0.551	2.317	0.991	1.095
Số lượt điều trị nội trú	864	167	742	3579	5352
Số lượt điều trị nội trú trung bình	0.28	0.22	0.37	0.21	0.24
Số ngày bệnh	5998	1678	10071	45480	63227
Số ngày bệnh trung bình	2.367	2.231	7.362	4.174	4.066
Số lượt điều trị trung bình ngày bệnh	0.443	0.247	0.315	0.237	0.269
Tỷ lệ nữ	0.461	0.368	0.608	0.526	0.515
Tỷ lệ nông thôn	0.457	0.616	0.672	0.757	0.694

khỏe (được đo bằng số ngày bệnh mỗi năm), một người sẽ có trung bình 4.055 ngày bị bệnh. Sự khác biệt về số ngày bệnh giữa những người là đối tượng của bảo hiểm bắt buộc có bảo hiểm và không có bảo hiểm là không đáng kể với con số tương ứng là 2.367 và 2.231 ngày bệnh trong năm. Điều này cho thấy việc có bảo hiểm hay không không phụ thuộc vào tình trạng sức khỏe. Tuy nhiên, khi xem xét những người theo chế độ tự nguyện, sự khác nhau là khá rõ: tình trạng sức khỏe của những người có bảo hiểm có xu hướng kém hơn hẳn so với những người không có bảo hiểm, cho thấy lựa chọn ngược giữa những người mua bảo hiểm tự nguyện.

Về việc sử dụng các dịch vụ y tế, một người điều trị trung bình 1.085 lượt mỗi năm. Và con số này khác nhau theo tình trạng bảo hiểm: với những người là đối tượng của bảo hiểm bắt buộc, người có bảo hiểm sẽ điều trị nhiều hơn người không có bảo hiểm; tương tự đối với người theo chế độ tự nguyện. Điều này hàm ý, những người được bảo hiểm sẽ sử dụng nhiều dịch vụ hơn những người không được bảo hiểm. Tuy nhiên, sự khác biệt này không chỉ ứng với rủi ro đạo đức như những người có bảo hiểm có thể có rủi ro sức khỏe cao hơn những người không có bảo hiểm theo hệ quả của lựa chọn ngược. Vì vậy, sẽ phù hợp hơn khi quan sát tỷ lệ số lượt điều trị trung bình ngày bệnh. Bảng 2 đã chỉ ra trong mỗi ngày bệnh, những người theo chế độ bảo

hiểm bắt buộc sử dụng trung bình 0.443 lượt điều trị, trong khi con số này ở những người không có bảo hiểm dưới chế độ bắt buộc thấp hơn rất nhiều là 0.237. Xu hướng tương tự cũng có thể quan sát trong nhóm người theo chế độ bảo hiểm tự nguyện.

4.2. Các kết quả ước lượng

Chúng ta sẽ đi ước tính rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược với (1) số lượt điều trị ngoại trú đo lường tình trạng chăm sóc sức khỏe, và (2) số lượt điều trị nội trú cũng mang ý nghĩa đo lường trình trạng chăm sóc sức khỏe. tất cả những ước lượng này sử dụng danh sách các biến sau đây:

Rural = 1 với người sống ở khu vực nông thôn, 0 trong trường hợp ngược lại.

Female = 1 nếu đối tượng đang xét là nữ, 0 nếu là nam.

Exp_per: chi tiêu bình quân đầu người (nghìn VND mỗi năm), $Exp_{per2} = Exp_{per}^2$.

age1 = 1 nếu đối tượng đang xét trên 18 tuổi và ít hơn 45 tuổi, 0 nếu trên 45 tuổi và dưới 65 tuổi.

Edu = 1 nếu đối tượng ít nhất hoàn thành chương trình tiểu học, = 2 nếu đối tượng hoàn thành chương trình phổ thông, 3 với những người có học vấn cao hơn.

Occup = 1 nếu đối tượng có việc làm giản đơn, 2 nếu là kỹ thuật viên cơ sở, 3 đối với người có kỹ thuật

cao, nhà nghiên cứu và công chức, viên chức.

Chất lượng của việc kết hợp được báo cáo trong bảng 5 phần Phụ lục

Với thước đo tình trạng sử dụng dịch vụ y tế là số lượt điều trị ngoại trú

Đầu tiên, chúng ta sẽ chạy ước lượng cho tất cả các nhóm tuổi, sau đó phân tách mẫu thành hai nhóm: nhóm từ 18 – 45 tuổi và nhóm từ 45 đến 65 tuổi. Hành vi của những người trẻ và những người nhiều tuổi hơn có thể khác nhau vì nhiều lý do tương tự như ở các quốc gia khác. Ở Việt Nam, sự khác biệt đó có thể nhìn thấy rõ ràng hơn. Lý do cho vấn đề này: những người cao tuổi thường được chăm sóc y tế miễn phí trước những năm 1990, và chưa hoàn toàn ý thức được việc phải trả phí. Hơn nữa, họ đã trải qua một giai đoạn điều kiện kinh tế khó khăn, vì thế, cách thức chi tiêu cũng có thể khác một cách đáng kể so với những người trẻ tuổi. Do đó, chúng ta kỳ vọng rằng có sự khác biệt trong rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược giữa các nhóm tuổi.

Các kết quả được báo cáo trong bảng 2, trong đó có 2 phần: phần bên trái của bảng thể hiện ảnh hưởng của rủi ro đạo đức bằng cách quan sát những người có bảo hiểm bắt buộc và những người theo chế độ bắt buộc nhưng không có bảo hiểm. Phần phải của bảng trình bày ảnh hưởng lựa chọn ngược bằng cách so sánh những người có bảo hiểm tự nguyện và những người có bảo hiểm bắt buộc. Trong mỗi phần, cột đầu tiên là nhóm được xử lý, và cột thứ hai là nhóm kiểm soát tương ứng, và cột thứ ba là ATT, giá trị kiểm định t trong cột tiếp theo, và

cột cuối cho biết tổng số quan sát được sử dụng trong ước lượng.

Phần bên trái trong bảng 2 thể hiện mức độ của rủi ro đạo đức. Nó cho thấy rằng mức độ rủi ro đạo đức là khá rõ ràng: trung bình mà nói, một người có bảo hiểm bắt buộc đi khám nhiều hơn những người ở nhóm kiểm soát là 0.48 lượt, và sự khác biệt là có ý nghĩa thống kê với giá trị của thống kê kiểm định t là 3.15. Một kết quả đáng chú ý khác là sự khác nhau đáng kể về hành vi rủi ro đạo đức theo nhóm tuổi: người trẻ dưới 45 tuổi dường như không cam kết rủi ro đạo đức, sự khác nhau trong số liệu lượt điều trị không có rõ ràng về mặt thống kê. Còn với nhóm người trên 45 tuổi thì rủi ro đạo đức ở mức cao: trong khi những người không có bảo hiểm chỉ điều trị trung bình 0.39 lượt, những người đối diện có bảo hiểm lại điều trị 1.45 lần trung bình một năm, và sự khác biệt này có ý nghĩa thống kê với giá trị quan sát của thống kê kiểm định t là 3.27.

Phía bên phải của bảng chỉ ra một xu thế tương tự với ảnh hưởng lựa chọn ngược: nhưng người trẻ tuổi không thể hiện sự lựa chọn ngược trong khi ảnh hưởng lựa chọn ngược là nghiêm trọng với nhóm tuổi lớn hơn: đối với nhóm 45-65 tuổi, những người theo chế độ bảo hiểm tự nguyện điều trị trung bình 5.7 lượt, trong khi những người theo chế độ bắt buộc chỉ sử dụng 1.4 lượt, sự khác nhau này tương đối rõ ràng ở mức giá trị kiểm định t là 4.54.

Với thước đo tình trạng sử dụng dịch vụ y tế là số lượt điều trị nội trú

So số người có điều trị nội trú là khá nhỏ, chúng

Bảng 2: Rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược với điều trị ngoại trú

	Rủi ro đạo đức					Lựa chọn ngược				
	CY	CN	ATT	t - value	N	VY	CY	ATT	t - value	N
Tất cả	1.08	0.61	0.47	3.15	3332	1.86	1.06	0.80	2.19	3506
	(0.07)	(0.07)	(0.15)			(0.15)	(0.07)	(0.37)		
18-45	0.81	0.76	0.05	0.25	2165	1.06	0.79	0.27	0.90	1949
	(0.05)	(0.08)	(0.19)			(0.18)	(0.05)	(0.29)		
45-65	1.45	0.39	1.06	3.27	1254	5.70	1.40	4.30	4.54	1566
	(0.15)	(0.15)	(0.32)			(0.21)	(0.15)	(0.95)		

(Các số trong ngoặc là sai số chuẩn)

Bảng 3: Rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược theo số lượt điều trị nội trú

Rủi ro đạo đức				
CY	CN	ATT	t – value	N
0.22	0.30	0.07	0.11	1044
Lựa chọn ngược				
VY	CY	ATT	t- value	N
0.42	0.29	-0.13	-0.85	1343

ta sẽ không phân tách mẫu thành các nhóm tuổi như trong mục (1). Kết quả được trình bày trong bảng 3.

Số liệu trong bảng 3 cho thấy không có rủi ro đạo đức cũng như lựa chọn ngược trong việc sử dụng dịch vụ nội trú. Điều này có phần không giống với các kết quả thu được của Cường (2011), trong đó, tác giả phát hiện ra rủi ro đạo đức có xảy ra với điều trị nội trú. Lí giải của chúng tôi là trong thời kì nghiên cứu của Cường, chính sách chi trả cho người tham gia bảo hiểm là khá hào phóng: họ chỉ phải đồng chi trả nếu lượng tiền vượt quá 7 triệu VND, trong nghiên cứu của chúng tôi, con số này chỉ là 100,000 VND. Hơn nữa, kiểm tra chi tiết hơn bằng kiểm định t cho thấy lí do số lượt điều trị nội trú trung bình cao hơn trong nhóm mua bảo hiểm tự nguyện là nhóm này bao gồm nhiều người cao tuổi, những người thường sử dụng các dịch vụ nội trú nhiều hơn những người trẻ. Điều này phù hợp với thực tế là những người đến bệnh viện với các điều trị nội trú chỉ khi nó thực sự cần thiết và ở trong một bệnh viện đồng đức không phải là một lựa chọn trừ khi thực sự cần thiết. Trong nghiên cứu của Cường, “tuổi” không xét đến trong các phân tích, do đó tác động của tuổi có thể được ẩn trong ảnh hưởng của rủi ro đạo đức.

5. Kết luận

Ở một quốc gia như Việt Nam, khi mà mức sống vẫn còn thấp và bảo hiểm y tế chưa hoàn toàn bắt buộc, lựa chọn ngược và rủi ro đạo đức thường trở thành một vấn đề đáng được quan tâm. Do chính sách để đối phó với các ảnh hưởng này là rất khác nhau, việc đánh giá mức độ ảnh hưởng của từng loại là rất quan trọng cho các cơ quan Bảo hiểm xã hội và Bộ Y tế trong việc xây dựng các chính sách phù hợp để tiến tới bảo hiểm y tế toàn dân một cách bền vững và hiệu quả.

Sử dụng các đặc trưng đặc biệt của bảo hiểm y tế

ở Việt Nam, trong đó chế độ bắt buộc và chế độ tự nguyện song hành, và quan trọng hơn, tồn tại một số những người là đối tượng của bảo hiểm bắt buộc nhưng không có bảo hiểm, chúng ta có khả năng bóc tách ảnh hưởng của rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược.

Nói chung, kết quả cho thấy rằng cả ảnh hưởng rủi ro đạo đức và ảnh hưởng lựa chọn ngược là phụ thuộc vào độ tuổi: trong khi những người trẻ có xu hướng không cam kết rủi ro đạo đức cũng như lựa chọn ngược, những người cao tuổi có xu hướng cam kết nghiêm trọng cả rủi ro đạo đức và lựa chọn ngược. Điều này phù hợp với thực tế về kinh nghiệm một thời gian dài cung cấp miễn phí dịch vụ chăm sóc sức khỏe, và những người trẻ hơn thường quen thuộc với cơ chế thị trường hơn.

Kết quả này có thể mang những ý nghĩa quan trọng đối với những nhà hoạch định chính sách trong việc xây dựng một kế hoạch hướng tới một hệ thống bảo hiểm toàn dân hiệu quả và bền vững. Thứ nhất, chúng ta vẫn cần phải đối phó với lựa chọn ngược vì những ảnh hưởng to lớn của nó. Hiên nhiên là các chính sách nhằm làm khó khăn hơn cho người tham gia bảo hiểm nhằm hạn chế lựa chọn ngược như “screening” là không phù hợp với chính sách bảo hiểm y tế toàn dân. Một giải pháp khả thi là cung cấp bảo hiểm toàn dân cho các dịch vụ cơ bản thiết yếu - mà mọi người dân đều sẵn sàng tham gia, và để cho khu vực tư nhân cung cấp bảo hiểm bổ sung cho những người có nhu cầu bảo hiểm ở cấp độ cao hơn. Thứ hai, ảnh hưởng của rủi ro đạo đức là rất lớn bất chấp thực tế rằng chất lượng phục vụ cho người có bảo hiểm là còn nhiều vấn đề. Với rủi ro đạo đức ở mức cao, nhu cầu về dịch vụ y tế sẽ tăng nhiều hơn mức tăng của số người tham gia bảo hiểm y tế. Như vậy, Bộ Y tế cần phải nhận thức được sự gia tăng nhu cầu tiềm năng và chuẩn bị tốt

Phụ lục: Kiểm tra chất lượng của PSM

Bảng 4: Chất lượng kết hợp

	Treated	Control	Bias	t	P
sickday	2.651	2.847	-2	-0.63	0.527
rural	0.464	0.471	-1.3	-0.47	0.638
age1	1.273	1.220	12.6	4.41	0.000
edu	1.265	1.255	1.7	0.58	0.562
occup	2.550	2.560	-1.4	-0.55	0.585
exp_per	146.400	152.060	-4.9	-1.94	0.052
exp_per2	317.240	350.120	-2.3	-1.79	0.074
female	0.469	0.487	-3.7	-1.3	0.193

hơn trong việc đáp ứng được nhu cầu khám chữa bệnh ngày càng nhiều.

Bảng 4 cho thấy mức chệch (bias) là khá nhỏ đối với hầu hết các biến số, ngoại trừ biến “age1”. Đây

là lý do tại sao chúng tôi tiếp tục phân tách mẫu thành hai nhóm tuổi như đã thực hiện trong phần 4. Kết quả này tương tự với ước lượng về lựa chọn ngược và do đó không trình bày ở đây. □

1. Lịch sử phát triển và mở rộng chương trình bảo hiểm y tế tự nguyện tại Việt Nam, VSS.
2. Thông tư số 77 /2003/TTLT-BTC-BYT
3. Do $P(D=1|X) = 1 - P(D=0|X)$
4. Chúng ta sẽ không xem xét những người có bảo hiểm miễn phí, bởi nếu không, các ước lượng có thể gặp phải sai lệch cho hiệu ứng giá.

Tài liệu tham khảo:

1. Akerlof, George (1970). The Market for “Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*. 1970; 84(3): 488-500.
2. Barros PP, Machado M, Sanz-de-Galdeano A. 2008. Moral hazard and the demand for health services: a matching estimator approach. *Journal of Health Economics* 27(4): 1006–1025.
3. Cuong N.V (2011). The impact of voluntary health insurance on health care utilization and out of pocket payments: new evidence for Vietnam. *Health Econ.* (2011)
4. Published online in Wiley Online Library (wileyonlinelibrary.com). DOI: 10.1002/hec.1768
5. Dubin, J.A., McFadden, D.L., (1984). An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. *Econometrica* 52, 345–362.
6. Joett. M, Anil Deolalikar, Peter Martinsson (2004). Health insurance and treatment seeking behaviour: evidence from a low-income country, *Health Economics*. Vol.13: 845–857
7. Heckman J, Ichimura H, Todd P. 1998. Matching as an econometric evaluation estimator. *The Review of Economic Studies* Vol. 65(2): 261–294
8. Keane. M, Olena Stavrunova (2010) Adverse Selection, Moral Hazard and the Demand for Medigap Insurance, *HEDG Working Paper* 10/14
9. Khiết H. 2008. Health insurance: high fees but low quality. *Tuoi Tre Newspaper* (in Vietnamese). <http://www.tuoiitre.com.vn/Tianyon/Index.aspx?ArticleID=259723&ChannelID=3> [Accessed 27 May 2008].
10. Liu, (2011), Estimating adverse selection and moral hazard effects with hospital invoices data in a government controlled health care system. *Health Economics*, Published online in Wiley Online Library (wileyonlinelibrary.com). DOI: 10.1002/hec.1756
11. Pedro Pita Barros, Matilde P. Machado (2008) Moral hazard and the demand for health services: A matching estimator approach. *Journal of health economics*, vol.27, issue 4, pp.1006 - 1025

12. 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.
13. Rothschild, M. and J.E. Stiglitz (1976) Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *Quarterly Journal of Economics*.1976; 90(4):630-649
14. Savage E, Wright DJ. 2003. Moral hazard and adverse selection in Australian private hospitals: 1989–1990. *Journal of Health Economics* 22: 331–359.
15. Spence, A.M. (1973) Job market signaling, *Quarterly Journal of Economics*, 87, pp. 355-374.
16. Stiglitz, J.E. (1975) The theory of screening, education and the distribution of income, *American Economic Review*, 65, pp. 283-300.
17. Wagstaff A. 2005a. Health systems in East Asia: what can developing countries learn from Japan and the Asian tigers? *World Bank Working Paper*, No. 3790.
18. Wagstaff A. 2005b. The economic consequences of health shocks. *World Bank Policy Research Working Paper* 3644, June 2005.
19. Wagstaff A. 2009. Estimating health insurance impacts under unobserved heterogeneity: the case of Vietnam’s health insurance for the poor. *Health Economics*. DOI: 10.1002/hec.1466.
20. Wooldridge J.M (2004) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.
21. Vera – Hernandez, M. 1999. Duplicate coverage and demand for health care. The case of Catalonia. *Health Economics* 8: 579–598.