

SHAHIDUR R. KHANDKER, GAYATRI B. KOOLWAL, VÀ HUSSAIN A. SAMAD

CẨM NANG

ĐÁNH GIÁ Tác Động

CÁC PHƯƠNG PHÁP ĐỊNH LƯỢNG VÀ THỰC HÀNH



NGÂN HÀNG THẾ GIỚI

Cẩm nang Đánh giá Tác động

Các Phương pháp Định lượng và Thực hành

Shahidur R. Khandker
Gayatri B. Koolwal
Hussain A. Samad



NGÂN HÀNG THẾ GIỚI

© 2010 Ngân hàng Tái thiết và Phát triển Quốc tế / Ngân hàng Thế giới
63 Phố Lý Thái Tổ
Hà Nội, Việt Nam
ĐT: (84-4) 3934-6600
Fax: (84-4) 3934-6597
Email: vietnam@worldbank.org

Ấn phẩm này là sản phẩm của các cán bộ Ngân hàng Tái thiết và Phát triển Quốc tế / Ngân hàng Thế giới. Các kết quả, nội dung diễn giải và kết luận trình bày trong tập sách không nhất thiết thể hiện quan điểm của các Giám đốc điều hành Ngân hàng Thế giới hay các chính phủ mà họ đại diện.

Ngân hàng Thế giới không bảo đảm tính chính xác của các số liệu nêu trong ấn phẩm. Đường biên giới, màu sắc, ký hiệu và những thông tin khác trên các bản đồ trong ấn phẩm không thể hiện quan điểm nào của Ngân hàng Thế giới về địa vị pháp lý của bất kỳ vùng lãnh thổ hay có nghĩa là ủng hộ hoặc công nhận đối với các đường ranh giới đó.

Quyền và Ủy quyền

Đây là ấn phẩm bản quyền. Việc sao chép và/hoặc chuyển tải một phần hay toàn bộ nội dung ấn phẩm này khi chưa được phép là hành vi vi phạm pháp luật. Ngân hàng Tái thiết và Phát triển / Ngân hàng Thế giới khuyến khích phổ biến ấn phẩm và sẵn sàng cấp phép sử dụng từng phần ấn phẩm.

Để xin phép sao chép hay tái bản một phần bất kỳ của ấn phẩm, để nghị gửi yêu cầu kèm theo đầy đủ thông tin về Trung tâm Cấp phép Bản quyền, 222 Rosewood Drive, Danvers, MA 01923, USA; ĐT: 978-750-8400; Fax: 978-750-4470; Internet: www.copyright.com.

Mọi câu hỏi khác về bản quyền và giấy phép, kể cả các quyền liên quan, xin gửi về Phòng Xuất bản, Ngân hàng Thế giới, 1818 H Street NW, Washington, DC 20433, USA; fax: 202-522-2422; e-mail: pubrights@worldbank.org.

ISBN: 978-0-8213-8028-4 e
ISBN: 978-0-8213-8029-1
DOI: 10.1596/978-0-8213-8028-4

Thông tin Danh mục ấn bản tại Thư viện Quốc hội

Khandker, Shahidur R. Cẩm nang đánh giá tác động: các phương pháp định lượng và thực hành / Shahidur R. Khandker, Gayatri B. Koolwal, Hussain A. Samad.

p. cm.

Bao gồm cả danh mục tài liệu tham khảo và chú dẫn

ISBN 978-0-8213-8028-4 — ISBN 978-0-8213-8029-1 (bản điện tử)

1. Đánh giá dự án phát triển kinh tế. 2. Đánh giá hỗ trợ kinh tế. I. Koolwal, Gayatri B. II. Samad, Hussain A., 1963- III. Tiêu đề.

HD75.9.K52 2009

338.90072—dc22

2009020886

Trình bày bìa: Cty Thiết kế Đồ họa Patricia Hord

Mục lục

Lời giới thiệu	xiii
Lời nói đầu	xv
Vài nét về các tác giả	xvii
Từ viết tắt	xix
Phần 1 Phương pháp và Thực hành	1
1. Đặt vấn đề.....	3
Tài liệu tham khảo	6
2. Những vấn đề cơ bản trong đánh giá	7
Tóm tắt	7
Mục tiêu bài học	7
Đặt vấn đề: Phân biệt Giám sát và Đánh giá.....	8
Giám sát	8
Xác định chỉ số trong Cơ chế khung GS&ĐG.....	9
Đánh giá hoạt động	16
Phân biệt Đánh giá Tác động Định lượng và Định tính	19
Đánh giá Tác động Định lượng: tiên nghiệm và hồi cứu.....	21
Vấn đề phản thực	22
Lý thuyết cơ bản về Đánh giá tác động: vấn đề sai số lựa chọn	25
Những phương thức đánh giá tác động hồi cứu khác nhau	28
Tổng quan: Thiết kế và Triển khai Đánh giá tác động	29
Câu hỏi	30
Tài liệu tham khảo.....	32
3. Chọn mẫu ngẫu nhiên	33
Tóm tắt	33
Mục tiêu bài học	33

Xác định tình huống phản thực.....	34
Thiết kế thống kê trong chọn mẫu ngẫu nhiên.....	34
Tính toán hiệu quả can thiệp.....	35
Chọn mẫu ngẫu nhiên trong Thiết kế đánh giá: các phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên khác nhau.....	38
Các vấn đề trong chọn mẫu ngẫu nhiên.....	39
Đánh giá tác động ngẫu nhiên trong thực tế.....	40
Vướng mắc trong Chọn mẫu ngẫu nhiên.....	49
Câu hỏi.....	50
Chú thích.....	52
Tài liệu tham khảo.....	52
4. So sánh điểm xu hướng.....	55
Tóm tắt.....	55
Mục tiêu bài học.....	55
PSM và ứng dụng thực tiễn.....	56
PSM làm những việc gì?.....	56
Lý thuyết phương pháp PSM.....	57
Ứng dụng Phương pháp PSM.....	60
Nhận xét Phương pháp PSM.....	66
PSM và các phương pháp hồi quy.....	67
Câu hỏi.....	69
Chú thích.....	71
Tài liệu tham khảo.....	71
5. Sai biệt kép.....	73
Tóm tắt.....	73
Mục tiêu bài học.....	73
Xử lý sai số lựa chọn trên góc độ sai biệt: đùng sai biệt làm phản thực.....	73
Phương pháp DD: Lý thuyết và ứng dụng.....	74
Ưu điểm và nhược điểm của phương pháp DD.....	78
Các mô hình DD khác.....	80
Câu hỏi.....	85
Chú thích.....	87
Tài liệu tham khảo.....	87

6. Tính toán biến công cụ	89
Tóm tắt	89
Mục tiêu bài học	89
Đặt vấn đề	90
Phương pháp tính toán IV theo Bình phương 2 giai đoạn nhỏ nhất	92
Các vấn đề về IV	93
Nguồn IV	98
Câu hỏi	102
Chú thích	103
Tài liệu tham khảo	103
7. Phương pháp Gián đoạn hồi quy và Tuần tự	105
Tóm tắt	105
Mục tiêu bài học	105
Đặt vấn đề	106
Gián đoạn hồi quy trên lý thuyết	106
Ưu điểm và nhược điểm của phương pháp RD	110
So sánh tuần tự	112
Câu hỏi	113
Tài liệu tham khảo	115
8. Xác định hiệu quả phân bổ chương trình	117
Tóm tắt	117
Mục tiêu bài học	117
Yêu cầu khảo sát Tác động phân bổ của chương trình	117
Khảo sát tác động không đồng nhất của chương trình:	
Cơ chế hồi quy tuyến tính	118
Phương pháp hồi quy ngũ phân vị	121
Thảo luận: các vấn đề về thu thập dữ liệu	126
Chú thích	127
Tài liệu tham khảo	127
9. Sử dụng Mô hình Kinh tế trong đánh giá chính sách	129
Tóm tắt	129
Mục tiêu bài học	129
Đặt vấn đề	130

So sánh Phương pháp cấu trúc với phương pháp giản lược	130
Xây dựng mô hình Hiệu quả chính sách	133
Đánh giá Tác động chính sách trong cơ chế kinh tế vĩ mô	134
Mô hình hóa Hành vi của hộ gia đình trong trường hợp can thiệp đơn: Nghiên cứu điểm về các chương trình trợ cấp trường học	135
Kết luận	138
Chú thích	139
Tài liệu tham khảo	139
10. Kết luận.....	141
Phần 2 Bài tập Stata	145
11. Giới thiệu về Stata	147
Các hệ dữ liệu sử dụng trong bài tập Stata	147
Bắt đầu bài tập: Giới thiệu Stata.....	148
Làm việc với tệp dữ liệu: mở nội dung dữ liệu	153
Thay đổi hệ dữ liệu	160
Kết hợp các hệ dữ liệu	163
Làm việc với các tệp tin .log và .do.....	165
12. Đánh giá tác động ngẫu nhiên	173
Tác động của việc lựa chọn địa điểm chương trình ở thôn bản	173
Tác động của việc tham gia chương trình	175
Tính toán chung lựa chọn địa điểm và mức tham gia chương trình.....	177
Tác động của việc tham gia chương trình ở các thôn bản có chương trình	178
Tính toán tác động lan tỏa của việc lựa chọn địa điểm chương trình tín dụng vi mô.....	179
Bài tập bổ sung.....	180
Chú thích	180
13. Kỹ thuật so sánh điểm xu hướng	181
Phương trình điểm xu hướng: thỏa mãn thuộc tính cân bằng	181
Tính tác động can thiệp bình quân bằng so sánh cận gần nhất	185
Tính hiệu quả can thiệp bình quân bằng so sánh phân tầng	186
Tính hiệu quả can thiệp bình quân bằng so sánh bán kính.....	186
Tính toán hiệu quả can thiệp bình quân bằng so sánh hạt nhân	187
Kiểm tra độ tin cậy của hiệu quả can thiệp bình quân.....	187
Bài tập bổ sung.....	188
Tài liệu tham khảo	188

14. Phương pháp sai biệt kép	189
Cách thực hiện đơn giản nhất: So sánh đơn giản bằng lệnh “ttest”	189
Thực hiện hồi quy	190
Kiểm tra độ tin cậy của DD bằng hồi quy hiệu quả ẩn định	192
Ứng dụng phương pháp DD trên dữ liệu cắt ngang	193
Tính đến các điều kiện ban đầu	197
Phương pháp DD kết hợp với So sánh điểm xu hướng	198
Chú thích	202
Tài liệu tham khảo	202
15. Phương pháp biến công cụ	203
Tính toán IV bằng lệnh “ivreg”	203
Kiểm định yếu tố nội sinh: so sánh OLS và IV	205
Phương pháp IV trong xử lý nhị phân: lệnh “treatreg”	206
Sử dụng IV với hiệu quả ẩn định: tính toán cắt ngang	207
Sử dụng IV với hiệu quả ẩn định: tính toán tổng quát	208
Chú thích	209
16. Thiết kế gián đoạn hồi quy	211
Đánh giá tác động bằng RD	211
Thực hiện tính toán gián đoạn rõ nét	212
Tính toán gián đoạn mờ	215
Bài tập	216
Đáp án câu hỏi các chương	217
Phụ lục: Các chương trình và tệp tin .do sử dụng cho các bài tập Chương 12–16	219

Lời giới thiệu

Xác định chính xác được hiệu quả của một chính sách là một công việc phức tạp và khó khăn. Vấn đề này càng đặc biệt quan trọng trong bối cảnh kinh tế bất ổn, khi các chính phủ chịu nhiều sức ép phải thực hiện các chương trình phục hồi tăng trưởng và giảm nghèo. Mục tiêu của Ngân hàng Thế giới là tập trung vào tác động của viện trợ và làm thế nào để cải thiện công tác xác định đối tượng và hiệu quả của các chương trình mà chúng tôi tham gia hỗ trợ. Tuy vậy, như chúng ta đã biết, khủng hoảng cũng như nhiều yếu tố khác sẽ khiến ta khó lòng biết rõ được tác động của các can thiệp và hiệu quả của các chương trình trong dài hạn.

Cẩm nang Đánh giá tác động: Các phương pháp định lượng và thực hành là một đóng góp giá trị vào lĩnh vực này nhờ cung cấp cho các độc giả làm công tác chính sách và nghiên cứu một cái nhìn tổng thể về cách xây dựng và đánh giá chương trình trong các hoàn cảnh bất ổn và khó khăn. Cuốn sách là sự tổng hợp từ các ấn phẩm về đánh giá với số lượng đang tăng nhanh và đa dạng, từ các phương thức giám sát, đánh giá tới phương pháp toán kinh tế thực nghiệm và phi thực nghiệm trong thiết kế và thực hiện đánh giá tác động.

Những năm gần đây đã có một số lợi ích dành cho các cấp hoạch định chính sách trong thiết kế và đánh giá chương trình, như tăng cường thu thập dữ liệu và tổ chức diễn đàn để chia sẻ dữ liệu và phân tích giữa các nước. Tuy nhiên, để tranh thủ được những lợi ích này còn phụ thuộc vào sự hiểu biết về tình hình kinh tế tại chỗ thông qua cả hai phương thức định tính và định lượng. Tuy cuốn *Cẩm nang* này nhấn mạnh vào định lượng nhưng cũng có một số nghiên cứu điển được trình bày về các phương pháp có sử dụng cả hai phương thức trên trong thiết kế và đánh giá chương trình.

Vô số các chương trình phát triển đang triển khai của Ngân hàng Thế giới cũng như của các tổ chức nghiên cứu và xây dựng chính sách khác trên thế giới, cung cấp cả một kho tàng thông tin (dù chỉ mang tính chất công cụ) để giải thích và lượng hóa tác động của chính sách. Cuốn *Cẩm nang* này sẽ nhấn mạnh vào lĩnh vực nghiên cứu trong đánh giá chương trình, cũng như những kinh nghiệm phong phú của các cán bộ chương trình tại chỗ. Đây sẽ là một nội dung được nhiều người làm công tác phát triển và các nhà tài trợ quốc tế quan tâm nhiều vì có thể sử dụng trong tập huấn và nâng cao năng lực địa phương. Sinh viên và người nghiên cứu mới tham gia lĩnh vực này cũng sẽ thấy đây là một hướng dẫn hữu dụng giúp hiểu được quá trình phát triển và những phương pháp mới nhất về đánh giá tác động.

Tôi đề xuất sử dụng cuốn *Cẩm nang* này vì đây chính là một công cụ thích hợp đối với người làm công tác phát triển và các nhà nghiên cứu tham gia thiết kế, triển khai và đánh giá chương trình, chính sách, nhằm nâng cao thành quả của công cuộc giảm nghèo và phát triển kinh tế, xã hội.

Justin Yifu Lin
Phó Chủ tịch, Chuyên gia kinh tế
Ban Kinh tế học Phát triển
Ngân hàng Thế giới

Lời nói đầu

Các phương thức đánh giá chương trình phát triển đã có bước tiến đáng kể trong hai thập kỷ qua, nhờ sự phát triển nhanh chóng của các nghiên cứu về đánh giá tác động và sự hợp tác ngày càng tăng giữa các tổ chức nghiên cứu và hoạch định chính sách trong thiết kế chương trình. So sánh hiệu quả chương trình giữa các khu vực và quốc gia cũng ngày càng được chú ý nhiều khi các chương trình có đối tượng dân cư rộng hơn, có quy mô ngày càng tăng và các nhà nghiên cứu thu thập được đầy đủ số liệu để có thể kiểm định các vấn đề chính sách cụ thể ở nhiều địa phương khác nhau. Dù vậy, quá trình này vẫn gặp phải những thách thức mới về cả kinh nghiệm lẫn thực tiễn.

Những thách thức này nhiều khi là vô cùng lớn đối với các nhà nghiên cứu và đánh giá khi thường phải đáp ứng yêu cầu đạt kết quả trong một thời hạn ngắn sau khi bắt đầu dự án hay can thiệp vì cả nhà tài trợ lẫn chính phủ đều nóng lòng muốn đánh giá và giám sát thường xuyên hiệu quả viện trợ. Do có rất nhiều lựa chọn trong thiết kế và đánh giá chương trình nên việc chọn ra được một phương pháp cụ thể trong hoàn cảnh cụ thể không phải lúc nào cũng là một việc dễ dàng đối với người đánh giá, đặc biệt khi các kết quả có sự nhạy cảm đối với tình thế và phương pháp áp dụng. Vì vậy mà đánh giá đôi khi có thể trở thành một việc làm không dễ chịu chút nào.

Nhận thức được những điều này, chúng tôi biên soạn cuốn *Cẩm nang Đánh giá tác động* để hướng đến hai đối tượng độc giả rộng lớn là các nhà nghiên cứu mới tham gia lĩnh vực đánh giá và các cấp hoạch định chính sách tham gia triển khai các chương trình phát triển trên toàn thế giới. Chúng tôi hy vọng cuốn sách sẽ được sử dụng như một bản trích lục cập nhật các thông tin đáp ứng nhu cầu của cả hai đối tượng độc giả trên thông qua các trình bày, phân tích chi tiết về nghiên cứu định lượng trong hoạt động đánh giá chương trình và các điển hình gần đây, với những kinh nghiệm và khó khăn thực tế của người nghiên cứu và cán bộ chương trình khi triển khai những phương pháp này.

Cuốn *Cẩm nang* được viết dựa trên những tài liệu chúng tôi chuẩn bị dành cho một loạt hội thảo đánh giá tác động ở nhiều quốc gia do Học viện Ngân hàng Thế giới (WBI) tài trợ. Trong quá trình biên soạn cuốn sách này, chúng tôi đã nhận được rất nhiều đóng góp và hỗ trợ của nhiều người. Đặc biệt, chúng tôi xin cảm ơn ông Martin Ravallion, người đã có những ý kiến đóng góp sâu sắc trong nghiên cứu về lĩnh vực này và đã tham gia giảng dạy cùng ông Shahid Khandker tại nhiều khóa học của WBI về đánh giá tác động nâng cao; nhờ có ông mà cuốn sách này đã được biên soạn thành

công. Chúng tôi cũng xin cảm ơn các ông Roumeen Islam và Sanjay Pradhan đã có những sự hỗ trợ vô cùng quý báu trong việc hoàn thiện cuốn *Cẩm nang*.

Chúng tôi xin cảm ơn các ông bà Boniface Essama-Nssah, Jonathan Haughton, Robert Moffitt, Mark Pitt, Emmanuel Skoufias và John Strauss đã có những trao đổi và đóng góp quý báu trong phần khái niệm khung của cuốn sách. Chúng tôi cũng cảm ơn một số nhà nghiên cứu thuộc các tổ chức quốc gia trên toàn thế giới đã tham gia tổ chức và góp mặt trong các hội thảo của WBI, trong đó có các ông bà G. Arif Khan và Usman Mustafa, Viện Kinh tế Phát triển Pakitxtan (PIDE); Jirawan Boonperm và Chalermkwun Chi- emprachanarakorn, Cục Thống kê Quốc gia Thái Lan; Phonesaly Souksavath, Cục Thống kê Quốc gia CHDCND Lào; Jose Ramon Albert và Celia Reyes, Viện Kinh tế Phát triển Philippine; Matnoor Nawi, Cục Kế hoạch Kinh tế Malaysia; và Zhang Lei, Trung tâm Giảm nghèo Quốc tế Trung Quốc. Chúng tôi cũng xin cảm ơn những người đã tham gia các hội thảo do WBI tài trợ đã đóng góp những ý kiến và gợi ý quý báu.

Cuối cùng, chúng tôi xin cảm ơn các cán bộ biên tập của Ngân hàng Thế giới đã giúp hoàn thành cuốn sách này, trong đó có các ông bà Denise Bergeron, Stephen McGroarty, Erin Radner và Dina Towbin, Phòng Xuất bản Ngân hàng Thế giới, cũng như các ông bà Dulce Afzal và Maxine Pineda thuộc WBI. Tập hợp đầy đủ các nội dung của cuốn sách là một công việc phức tạp và chúng tôi đánh giá cao sự hỗ trợ của các thành viên tham gia.

Vài nét về các tác giả

Shahidur R. Khandker (TS, Đại học McMaster, Canada, 1983) là một kinh tế gia hàng đầu thuộc Nhóm Nghiên cứu Phát triển, Ngân hàng Thế giới. Khi cuốn *Cẩm nang* này được biên soạn, ông đang là kinh tế gia chính thuộc Học viện Ngân hàng Thế giới. Ông là tác giả của hơn 30 bài viết trên các tạp chí chuyên ngành, trong đó có các tờ *Tạp chí Kinh tế Chính trị*, *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế* và *Tạp chí Kinh tế Phát triển*, là tác giả của một số cuốn sách, như *Đấu tranh với đói nghèo bằng tín dụng vi mô: Kinh nghiệm ở Bangladesh*, do Nhà in Đại học Oxford xuất bản; là đồng tác giả với Jonathan Haughton của ấn phẩm *Cẩm nang về Nghèo đói và Bất bình đẳng*, do Ngân hàng Thế giới xuất bản; và đã viết một số chương trong các sách và hơn hai mươi bài thảo luận của Ngân hàng Thế giới về đói nghèo, tài chính nông thôn và tài chính vi mô, nông nghiệp và hạ tầng. Ông có quan hệ công tác mật thiết với 30 quốc gia. Các dự án nghiên cứu gần đây của ông gồm các vấn đề như tính mùa vụ của thu nhập và đói nghèo, nghiên cứu đánh giá tác động của chương trình năng lượng và tài chính vi mô nông thôn ở châu Phi, châu Á và châu Mỹ Latinh.

Gayatri B. Koolwal (TS, Đại học Cornell, 2005) là chuyên gia tư vấn thuộc Mạng lưới Giảm nghèo và Quản lý Kinh tế, Giới và Phát triển của Ngân hàng Thế giới. Nghiên cứu hiện nay của bà thuộc các lĩnh vực về tác động phân bổ từ tiếp cận hạ tầng nông thôn và sự phát triển của thị trường tín dụng ở các nước đang phát triển. Mới đây, bà đã tham gia giảng dạy tại một hội thảo về đánh giá tác động ở Viện Kinh tế Phát triển Pakistxtan (PIDE), thông qua Học viện Ngân hàng Thế giới. Nghiên cứu của bà đã được công bố trên các tờ *Phát triển Kinh tế* và *Biến đổi Văn hóa* và *Tạp chí Nghiên cứu Phát triển*.

Hussain A. Samad (TS, Đại học Tây bắc, 1992) là chuyên gia tư vấn của Ngân hàng Thế giới, với khoảng 15 năm kinh nghiệm đánh giá tác động, giám sát – đánh giá, phân tích số liệu, nghiên cứu và tập huấn về các vấn đề phát triển. Ông đã tham gia nhiều lĩnh vực trong các dự án nghiên cứu của Ngân hàng Thế giới, như soạn thảo đề cương, thiết kế dự án, xây dựng bộ câu hỏi, lập chiến lược chọn mẫu và kế hoạch khảo sát, cũng như phân tích số liệu. Các lĩnh vực nghiên cứu của ông bao gồm năng lượng và điện khí hóa nông thôn, đói nghèo, tín dụng vi mô, hạ tầng và giáo dục. Ngoài ra, ông Samad còn tham gia xây dựng tài liệu tập huấn và trực tiếp làm công tác tập huấn hội thảo ở một số nước.

Từ viết tắt

2SLS	Bình phương nhỏ nhất 2 giai đoạn
AEPC	Trung tâm Xúc tiến Năng lượng Thay thế (Nêpan)
ATE	Hiệu quả can thiệp bình quân
ATT	can thiệp bình quân trên đối tượng can thiệp
BRAC	Ủy ban Tiến bộ Nông thôn Bangladesh
TCCĐ	tổ chức cộng đồng
DD	(Phương pháp) Sai biệt kép
FAQ	Câu hỏi thường gặp
FFS	Nông dân-đồng ruộng-trường học
FONCODES	Fondo de Cooperación para el Desarrollo Social, hay Quỹ Hợp tác Phát triển Xã hội (Pêru)
GPS	Hệ thống định vị toàn cầu
IA	(chương trình) Hỗ trợ Thu nhập (Canada)
IE	Đánh giá tác động
ITT	Dự định can thiệp (tác động)
IV	Biến công cụ
JSIF	Quỹ Đầu tư Xã hội Jamaica
KDP	Chương trình Phát triển Kecamatan (Indônêxia)
LATE	Hiệu quả can thiệp bình quân địa phương
LLM	So sánh tuyến tính địa phương
M&E	Giám sát – đánh giá
MTE	Hiệu quả can thiệp cận biên
NN	Giá trị cận kề (đối chiếu)
OLS	Bình phương thường nhỏ nhất
PACES	Plan de Ampliación de Cobertura de la Educación Secundaria, hay Kế hoạch Tăng cường Phổ cập Giáo dục Cấp II (Columbia)
PC	Vòng cung Patwar (Pakistan)
PROGRESA	Programa de Educación, Salud y Alimentación, hay Chương trình Giáo dục, Y tế, Dinh dưỡng (Mêhicô)
PRS	Chiến lược Giảm nghèo
PSM	So sánh điểm xu hướng
QDD	(phương thức) sai biệt trong sai biệt ngũ phân vị
QTE	Hiệu quả can thiệp ngũ phân vị

Từ viết tắt

RD	Gián đoạn hồi quy
REDP	Chương trình Phát triển Điện năng nông thôn (Nêpan)
SEECALINE	Surveillance et Éducation d'Écoles et des Communautés en Matière d'Alimentation et de Nutrition Élargie, hay (chương trình) Giám sát Dinh dưỡng và Giáo dục Trường học và Cộng đồng Mở rộng (Madagascar)
SIOP	Sistema Integral de Información para la Operación de Oportunidades, hay Hệ thống Thông tin Hoàn chỉnh thuộc Chương trình Oportunidades (Méhicô)
SSP	Dự án Tự cấp, Tự túc (Canada)
SWP	Dự án Giảm nghèo Tây nam Trung quốc
TNSC2	Trường nữ sinh cấp hai
TOT	Hiệu quả can thiệp trên đối tượng can thiệp
TUP	Chọn đối tượng trong Chương trình hỗ trợ người đặc biệt nghèo (Banglăđét)

PHẦN 1

Phương pháp và Thực hành

1. Đặt vấn đề

Các chương trình công ích được thiết kế để hướng tới một số mục tiêu và đối tượng thụ hưởng nhất định. Các phương pháp tìm hiểu hiệu quả thực sự của chương trình cũng như mức độ và bản chất của tác động đối với các đối tượng thụ hưởng mong muốn là chủ đề chính của cuốn sách này. Chẳng hạn như Ngân hàng Grameen có thành công trong việc giảm mức nghèo tiêu dùng ở người nghèo nông thôn Bangladesh hay không? Các chương trình trợ cấp tiền mặt có điều kiện ở Mêhicô và các nước Mỹ Latinh khác có cải thiện được các kết quả về y tế và học hành ở phụ nữ và trẻ em nghèo hay không? Con đường mới xây có thực sự tăng mức phúc lợi ở các khu vực hẻo lánh ở Tanzania hay đây chỉ là một con “đường lớn không đi đến đâu” mà thôi? Các chương trình cộng đồng như dự án Quỹ Thôn bản Thái Lan có tạo được sự cải thiện lâu dài về việc làm và thu nhập cho người nghèo hay không?

Các chương trình thường tỏ ra đầy hứa hẹn trước khi được triển khai nhưng lại không tạo ra được những tác động hay lợi ích mong đợi. Nhu cầu rõ ràng về đánh giá tác động chính là nhằm giúp người hoạch định chính sách biết được các chương trình có đạt được hiệu quả mong muốn hay không; từ đó nâng cao tính trách nhiệm trong phân bổ nguồn lực giữa các chương trình công ích; bổ sung những điều còn chưa biết về hoạt động nào có hiệu quả, hoạt động nào chưa hiệu quả, cũng như biết được những chuyển biến xác định được về phúc lợi có liên quan thế nào đến một dự án hay can thiệp chính sách nhất định.

Bởi vậy, đánh giá tác động hiệu quả là phải đánh giá được chính xác các cơ chế phản hồi của đối tượng thụ hưởng đối với can thiệp. Những cơ chế này có thể là những mối liên hệ thông qua thị trường hay các mạng lưới xã hội tăng cường cũng như mối liên hệ với các chính sách hiện có khác. Mối liên hệ sau có vai trò đặc biệt quan trọng vì khi một đánh giá tác động giúp các cấp hoạch định chính sách hiểu được hiệu quả của một can thiệp thì sẽ có thể định hướng cho các đánh giá tác động hiện thời hay sau này về các can thiệp liên quan. Chính vì vậy mà lợi ích của một đánh giá tác động được thiết kế tốt có tính dài hạn và có những tác động lan tỏa đáng kể.

Cuốn sách này sẽ bàn về các phương pháp và mô hình đánh giá tác động định lượng. Có rất nhiều tài liệu chính thức về các phương pháp và thực hành đánh giá tác động, trong đó có một số giới thiệu chung hữu ích (như của Blundell và Dias, 2000; Duflo, Glennerster và Kremer, 2008; Ravallion, 2008). Tuy vậy, người thực hành cần áp dụng lý thuyết vào thực tiễn một cách trực tiếp. Cuốn sách này cũng trình bày chi tiết

những khó khăn và mục tiêu trong các lĩnh vực đánh giá khác, như giám sát – đánh giá (GS&ĐG), đánh giá hoạt động và các phương thức hỗn hợp có kết hợp phân tích định lượng và định tính.

Nhìn chung, vấn đề *nhân quả* chính là yếu tố phân biệt giữa đánh giá tác động và GS&ĐG cũng như các phương thức đánh giá khác. Do thiếu số liệu về các kết quả phân thực (tức là các kết quả trên những đối tượng không tham gia chương trình), nên đánh giá tác động có thể sẽ rất khắt khe trong xác định hiệu quả chương trình bằng cách áp dụng nhiều mô hình khác nhau nhằm khảo sát số liệu để xác lập các nhóm đối tượng so sánh. Vấn đề chính trong đánh giá tác động là mức độ phân bổ - tách rời hiệu quả của chương trình với các yếu tố khác và những sai số có thể có trong xét chọn.

Đánh giá tác động bao gồm cả các phương pháp định tính và định lượng, cũng như các phương pháp tiên nghiệm và hồi cứu. So với phương thức định lượng, phân tích định tính tìm cách xác định mức tác động một chương trình có thể tạo ra, các cơ chế thực hiện tác động đó và mức độ lợi ích mà đối tượng nhận được thông qua phỏng vấn sâu và thảo luận nhóm. Trong khi các kết quả định lượng có tính phổ biến thì các kết quả định tính có thể không có đặc tính này. Tuy vậy, các phương pháp định tính cũng tạo ra được những thông tin quan trọng giúp hiểu được cơ chế tác động của chương trình đối với đối tượng thụ hưởng.

Các phương pháp định lượng, cũng là nội dung trọng tâm của cuốn sách này, bao gồm các phương thức tiên nghiệm và hồi cứu. Thiết kế tiên nghiệm quyết định những lợi ích hay hạn chế có thể có của một can thiệp thông qua mô phỏng hay các mô hình kinh tế. Phương thức này tìm cách dự báo các kết quả của những thay đổi chính sách dự kiến, với các giả định về hành vi cá nhân và thị trường. Phương thức tiên nghiệm thường xây dựng các mô hình cấu trúc nhằm xác định xem các chính sách và thị trường khác nhau có mối liên hệ qua lại như thế nào với hành vi ở mức độ người thụ hưởng để hiểu rõ hơn cơ chế tác động của chương trình. Phân tích tiên nghiệm có thể giúp hoàn thiện các chương trình trước khi triển khai, cũng như dự báo những tác động có thể có của chương trình trong các môi trường kinh tế khác nhau. Ngược lại, đánh giá tác động hồi cứu tìm cách lượng hóa mức tác động gộp thực tế đối với đối tượng thụ hưởng từ chương trình. Tuy nhiên, những đánh giá này nhiều khi vẫn bỏ sót các cơ chế đằng sau tác động của chương trình đối với dân cư, điều mà các mô hình cấu trúc muốn nắm bắt. Những cơ chế này có thể có vai trò rất quan trọng giúp hiểu rõ hiệu quả của chương trình (nhất là trong bối cảnh tương lai).

Tuy có thể phân biệt đánh giá tác động với các phương thức đánh giá khác, như GS&ĐG, nhưng không thể và không nhất thiết phải thực hiện đánh giá tác động độc lập với GS&ĐG. GS&ĐG xem xét quá trình tiến triển của can thiệp trong các thời kỳ, đánh giá số liệu có được từ văn phòng quản lý dự án về các nội dung như mục tiêu ban đầu, chỉ số và kết quả liên quan đến chương trình. Tuy GS&ĐG không cho biết liệu các

Chỉ số tác động có phải là *kết quả* của can thiệp chương trình hay không nhưng đánh giá tác động vẫn thường căn cứ vào những hiểu biết về cách thức chương trình được thiết kế, chương trình dự định hỗ trợ đối tượng như thế nào và sẽ được triển khai ra sao. Những thông tin này thường chỉ có thể có được thông qua đánh giá hoạt động, vốn là một phần trong GS&ĐG. GS&ĐG là hoạt động cần thiết để hiểu được mục tiêu của dự án, phương thức thực hiện can thiệp và những thước đo có thể sử dụng để đánh giá hiệu quả đối với đối tượng thụ hưởng mục tiêu. Đánh giá tác động cung cấp những thông tin chung đủ để biết các đối tượng thụ hưởng có thực sự được hưởng lợi từ chương trình mà không phải từ các yếu tố khác không.

Cuốn sách được bố cục như sau: Chương 2 trình bày các vấn đề cơ bản về đánh giá can thiệp để đạt được những kết quả, mục tiêu nhất định. Chương này cũng phân biệt đánh giá tác động với những khái niệm liên quan như GS&ĐG, đánh giá hoạt động, đánh giá định tính so với định lượng, đánh giá tiên nghiệm so với hồi cứu. Nội dung Chương này tập trung vào những vấn đề cơ bản trong đánh giá tác động hồi cứu định lượng mà người làm đánh giá cần quan tâm.

Trong thiết kế chương trình có hai thành phần chính là mô hình thực nghiệm (hay ngẫu nhiên) và các phương pháp phi thực nghiệm. Chương 3 tập trung trình bày thiết kế thực nghiệm của đánh giá tác động, các ưu điểm, nhược điểm. Phương pháp phi thực nghiệm cũng có nhiều loại khác nhau, mỗi loại sẽ được thảo luận lần lượt từ chương 4 đến chương 7. Chương 4 khảo sát các phương pháp đối chiếu, trong đó có kỹ thuật so sánh điểm xu hướng. Chương 5 trình bày về các phương pháp sai biệt kép trong trường hợp dữ liệu tổng quát, cho phép giảm bớt sai số lựa chọn trong một số giả định về các nguồn dữ liệu có thể sử dụng. Chương 6 khảo sát phương pháp biến công cụ, cho phép tiếp tục lược bớt các giả định trong tự xét chọn. Chương 7 nghiên cứu các phương pháp gián đoạn hồi quy và tuần tự, cụ thể là thiết kế của bản thân chương trình trong vai trò là một nguồn thông tin có thể sử dụng để xác định các tác động từ chương trình.

Cuốn sách này cũng trình bày các phương pháp giải thích cơ chế thụ hưởng của nhiều đối tượng khác nhau từ chương trình. Ví dụ, trong bối cảnh khủng hoảng tài chính toàn cầu mới đây, các cấp hoạch định chính sách lo ngại về khả năng ảnh hưởng của khủng hoảng sẽ lan rộng ra khắp các ngành kinh tế, cũng như khả năng sử dụng các đề xuất chính sách để làm giảm nhẹ tác động của khủng hoảng. Do vậy, cuốn sách cũng thảo luận về cách thức đánh giá những hiệu quả phân bổ ở cấp vĩ mô và vi mô của các thay đổi trong chính sách. Đặc biệt, chương 8 sẽ trình bày về phương thức lượng hóa tác động phân bổ của chương trình, trong đó có những kỹ thuật mới liên quan đến hồi quy ngũ phân vị. Chương 9 thảo luận các phương thức khung trong đánh giá chương trình, trong đó có các mô hình kinh tế tạo cơ sở cho việc đánh giá tác động trực tiếp và gián tiếp của chương trình. Cuối cùng, chương 10 sẽ thảo luận về các ưu điểm,

nhược điểm của các phương pháp thực nghiệm và phi thực nghiệm cũng như nêu cụ thể tác dụng của các công cụ đánh giá tác động trong hoạch định chính sách.

Khung bố cục trình bày trong cuốn sách này sẽ rất có ích trong nâng cao năng lực đánh giá tác động tại chỗ, đặc biệt là đối với các kỹ thuật viên và các cấp hoạch định chính sách có nhiệm vụ xây dựng, triển khai, đánh giá các chương trình giảm nghèo và giải quyết tình trạng chậm phát triển. Kể từ các tài liệu đã có về đánh giá tác động, cuốn sách mở rộng nội dung thảo luận về nhiều mô hình định lượng thực nghiệm và phi thực nghiệm khác nhau, trong đó có cả những mô hình mới và kết hợp của các phương thức tiên nghiệm và hồi cứu. Trong sách cũng có các nghiên cứu điển hình chi tiết đối với từng phương pháp được trình bày, kể cả ví dụ cập nhật từ các tài liệu mới đây về đánh giá.

Đối với những nhà nghiên cứu muốn học hỏi cách sử dụng những mô hình này bằng các phần mềm thống kê, cuốn sách còn cung cấp các bài tập phân tích dữ liệu và phần mềm thống kê sử dụng trên Stata lấy bối cảnh đánh giá các chương trình tín dụng vi mô chính ở Bangladesh, trong đó có Ngân hàng Grameen. Những bài tập này được trình bày trong các chương từ 11 đến 16, dựa trên dữ liệu từ Bangladesh được thu thập để đánh giá các chương trình tín dụng vi mô dành cho người nghèo. Những bài tập này cho biết các phương thức đánh giá khác nhau (chọn mẫu ngẫu nhiên, so sánh điểm xu hướng v.v) sẽ được áp dụng ra sao nếu các chương trình tín dụng vi mô và khảo sát được thiết kế phù hợp với phương pháp này. Do vậy, các bài tập sẽ chỉ cung cấp giả thuyết về cách tính toán tác động chương trình trên Stata chứ không phải là các dữ liệu ở Bangladesh thực sự áp dụng thiết kế này. Những bài tập này sẽ giúp người nghiên cứu tập hợp và giải quyết các vấn đề khi đánh giá dự án ở nước mình.

Tài liệu tham khảo

- Blundell, Richard, and Monica Costa Dias. 2000. "Evaluation Methods for Non-experimental Data." *Fiscal Studies* 21 (4): 427–68.
- Duflo, Esther, Rachel Glennerster và Michael Kremer. 2008. "Using Randomization in Development Economics Research: A Toolkit." In *Handbook of Development Economics*, tập 4, ấn bản T. Paul Schultz và John Strauss, 3895–962. Amsterdam: North-Holland.
- Ravallion, Martin. 2008. "Evaluating Anti-poverty Programs." In *Handbook of Development Economics*, tập 4, ấn bản T. Paul Schultz và John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.

2. Những vấn đề cơ bản trong đánh giá

Tóm tắt

Có thể sử dụng một số phương thức trong đánh giá chương trình. *Giám sát* là theo dõi các chỉ số tiến độ trong suốt chương trình làm cơ sở để đánh giá kết quả của can thiệp. *Đánh giá hoạt động* là khảo sát mức độ hiệu quả trong triển khai chương trình cũng như xem xét xem có khác biệt nào trong kế hoạch và kết quả thực hiện hay không. *Đánh giá tác động* là nghiên cứu xem những thay đổi trong mức phúc lợi có thực sự là kết quả của can thiệp chương trình chứ không phải của các yếu tố khác hay không.

Những phương thức đánh giá này có thể được thực hiện bằng các phương pháp định lượng (tức là thu thập dữ liệu khảo sát hay mô phỏng) trước hoặc sau khi bắt đầu chương trình. *Đánh giá tiên nghiệm* là dự đoán các tác động chương trình bằng dữ liệu có trước khi can thiệp chương trình, còn *đánh giá hồi cứu* lại khảo sát kết quả sau khi chương trình đã được triển khai. So sánh phân thân là một dạng đánh giá hồi cứu, trong đó xem xét các tác động chương trình thông qua khác biệt trong các kết quả ở đối tượng trước và sau khi triển khai chương trình (hay giữa các đối tượng tham gia và không tham gia). Những chương sau trong cẩm nang này sẽ trình bày một số ví dụ về những phép so sánh này.

Khó khăn chính trong các loại hình đánh giá tác động là tìm ra được một đối tượng phản thực tốt, tức là tình huống mà đối tượng sẽ trải qua nếu không có chương trình. Trong số các phương thức đánh giá tác động được thảo luận trong các chương sau có đánh giá chọn mẫu ngẫu nhiên, so sánh điểm xu hướng, các phương pháp sai biệt kép, sử dụng biến công cụ, gián đoạn hồi quy và phương thức tuần tự. Mỗi một phương pháp này đều có một loạt các giả định khác nhau để tính toán mức độ sai số có thể có trong lựa chọn đối tượng tham gia, có thể ảnh hưởng đến cơ cấu của các tác động can thiệp của chương trình.

Mục tiêu bài học

Sau khi đọc xong chương này, độc giả sẽ có thể thảo luận và hiểu được:

- Các phương thức đánh giá chương trình khác nhau
- Khác biệt giữa các phương thức đánh giá định lượng và định tính, cũng như các phương thức tiên nghiệm và hồi cứu
- Những cách thức dẫn đến sai số trong lựa chọn đối tượng tham gia ảnh hưởng đến hiệu quả can thiệp

- Những phương pháp đánh giá tác động khác nhau, như chọn mẫu ngẫu nhiên, so sánh điểm xu hướng, sai biệt kép, phương pháp biến công cụ, gián đoạn hồi quy và phương thức tuần tự.

Đặt vấn đề: Phân biệt Giám sát và Đánh giá

Xác định mục tiêu, chỉ số và kết quả của chương trình là những nội dung trọng tâm của một hệ thống giám sát. Có thể sử dụng các thông tin, dữ liệu để đánh giá hiệu quả can thiệp chương trình. Chẳng hạn, Nhóm Đánh giá Độc lập của Ngân hàng Thế giới đã xem xét tiến triển của chương trình Chiến lược Giảm nghèo của Ngân hàng Thế giới – Quỹ Tiền tệ Quốc tế (PRS) dựa trên các mục tiêu của chương trình thông qua giám sát; nhiều quốc gia cũng đã xây dựng những cơ chế giám sát để theo dõi tình hình triển khai chương trình PRS và tác động của chương trình đối với đời nghèo. Bằng cách đối chiếu kết quả của chương trình với các mục tiêu cụ thể, thông qua giám sát có thể giúp nâng cao chất lượng xây dựng và thực hiện chính sách, cũng như tăng cường trách nhiệm giải trình và đối thoại giữa các cấp hoạch định chính sách và các đối tác liên quan.

Ngược lại, đánh giá là xem xét một cách có hệ thống và khách quan các kết quả đạt được từ chương trình. Nói cách khác, đánh giá có nghĩa là tìm cách chứng tỏ những thay đổi ở đối tượng đã đạt được chính là kết quả của những chính sách cụ thể đã áp dụng. Giám sát và đánh giá được gọi chung là GS&ĐG. Ví dụ, trong GS&ĐG có thể có *đánh giá quy trình*, là việc khảo sát xem chương trình vận hành và chú trọng vào các vấn đề trong cung cấp dịch vụ như thế nào; *phân tích chi phí-hiệu quả*, là việc so sánh chi phí của chương trình với những lợi ích đem lại; *đánh giá tác động*, là việc lượng hóa hiệu quả của chương trình đối với cá nhân, hộ gia đình và cộng đồng. Tất cả những nội dung này đều là bộ phận của một hệ thống GS&ĐG tốt và thường được thực hiện bởi cơ quan triển khai.

Giám sát

Những khó khăn trong quá trình giám sát can thiệp là:

- Xác định những *mục tiêu* mà chương trình hay chiến lược được xây dựng để đạt tới, như giảm nghèo hay nâng cao tỉ lệ nhập học của trẻ em gái. Chẳng hạn, các Mục tiêu Phát triển Thiên niên kỷ đề ra 8 mục tiêu chung thuộc các chủ đề như xóa đói, bất bình đẳng giới, học hành và giảm nghèo để giám sát thành quả của các quốc gia và nhà tài trợ trong việc đạt kết quả đề ra trong những lĩnh vực này.
- Xác định những *chỉ số* chính có thể sử dụng để giám sát tiến độ dựa trên các mục tiêu. Chẳng hạn, trong trường hợp giảm nghèo có thể sử dụng một chỉ số là tỉ lệ cá nhân tiêu thụ dưới 2.100 calo mỗi ngày hay tỉ lệ hộ gia đình sống dưới mức một đô-la mỗi ngày.

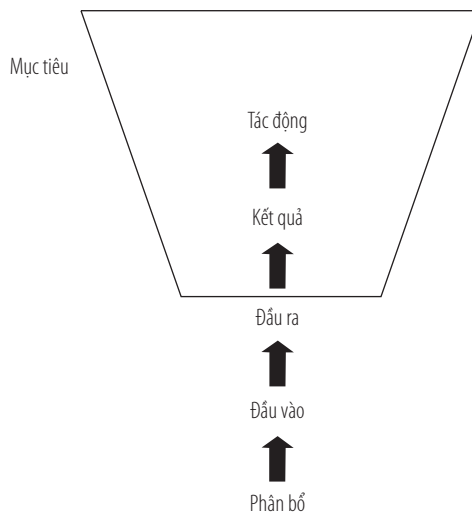
- Để ra các *mục tiêu cụ thể* nhằm lượng hóa mức độ chỉ số cần đạt tính đến một ngày nhất định. Chẳng hạn, mục tiêu cụ thể có thể là giảm một nửa số lượng hộ gia đình sống dưới một đô-la một ngày vào năm 2015.
- Xây dựng *hệ thống giám sát* nhằm theo dõi tiến độ đạt được các mục tiêu cụ thể và thông tin cho các cấp hoạch định chính sách. Hệ thống này sẽ khuyến khích nâng cao chất lượng quản lý và trách nhiệm giải trình trong các dự án, chương trình.

Xác định chỉ số trong Cơ chế khung GS&ĐG

Các chỉ số được phân loại cụ thể thành hai nhóm chính. Nhóm thứ nhất là các *chỉ số cuối cùng*, đo lường kết quả của các chương trình giảm nghèo (như mức tiêu dùng đầu người tăng) và tác động trên các mặt phúc lợi (như giảm nghèo tiêu dùng). Nhóm thứ hai là các *chỉ số trực tiếp*, lượng hóa các đầu vào của chương trình (như cơ chế trợ cấp tiền mặt có điều kiện hay trợ cấp lương) và cả các đầu ra của chương trình (như số con đường được xây dựng, số nam giới, phụ nữ thất nghiệp được tuyển dụng). Những chỉ số mục tiêu cụ thể được trình bày thành 4 nhóm, như minh họa trong Hình 2.1. Mô hình được gọi là Khung lôgic này mô tả các đầu vào, đầu ra, kết quả và tác động của hệ thống GS&ĐG. Đánh giá tác động, cũng là trọng tâm của cuốn sách này, là các giai đoạn sau trong cơ chế khung GS&ĐG.

Trong cơ chế khung này, hoạt động giám sát bao gồm cả giám sát triển khai và hiệu quả (hay dựa trên kết quả). Các chỉ số trực tiếp thường thay đổi nhanh hơn các chỉ số cuối cùng, phản ứng nhanh nhạy hơn với các can thiệp công ích và có thể đo lường dễ dàng và kịp thời hơn. Việc lựa chọn chỉ số đánh giá dựa trên mục tiêu chung và mục

Hình 2.1 Cơ chế khung Giám sát và Đánh giá



Nguồn: thuyết trình của tác giả.

KHUNG 2.1 Nghiên cứu điểm: chương trình PROGRESA (Oportunidades) ở Mêhicô

Giám sát là một lĩnh vực chính trong chương trình chọn đối tượng ngẫu nhiên PROGRESA (hiện nay có tên gọi là Oportunidades) ở Mêhicô, nhằm bảo đảm để hoạt động trợ cấp tiền mặt chọn được đối tượng chính xác. Các quan chức chương trình dự báo được trước một số rủi ro trong triển khai chương trình. Trong số các rủi ro này có khả năng bảo đảm để hoạt động trợ cấp tiền mặt chọn chính xác đối tượng; mức linh hoạt hạn chế của ngân sách, với đối tượng mục tiêu là hộ gia đình thay vì cộng đồng, cũng như tính chất không lựa chọn của các khoản trợ cấp tiền mặt và các mâu thuẫn có thể có trong nội bộ hộ gia đình vì các khoản tiền trợ cấp chỉ được chuyển cho phụ nữ.

Vi vậy, giám sát hiệu quả đòi hỏi phải xác định rõ các mục tiêu và chỉ số trực tiếp chính. Oportunidades có một hệ thống thông tin chính thức phục vụ hoạt động của chương trình, có tên gọi là SIIOF (Sistema Integral de Información para la Operación de Oportunidades, hay Hệ thống Thông tin Hoàn chỉnh dành cho Hoạt động của Oportunidades), cũng như một cơ chế kiểm toán thực hiện kiểm tra những sai sót ở từng giai đoạn triển khai chương trình. Trong những hệ thống này có một số nghiên cứu và khảo sát nhằm đánh giá xem các mục tiêu cải thiện y tế, học hành, dinh dưỡng của chương trình cần được đánh giá như thế nào. Chẳng hạn, để xác định mục tiêu học hành, những hệ thống này thực hiện các nghiên cứu chẩn đoán đối với các khu vực mục tiêu tiềm năng để đánh giá xem mức tài trợ giáo dục nên ở quy mô nào, cần phải đặt ra những tiêu chuẩn nào về cấp học và giới tính, cũng như có bao nhiêu trường cấp hai ở địa phương, ở cấp tỉnh/thành và liên bang. Về các kết quả y tế và dinh dưỡng, nhờ tổng hợp những thay đổi về hành vi trong điều kiện vệ sinh và nấu nướng ở hộ gia đình giữa khu vực nông thôn và thành thị mà xác định được công thức thực phẩm bổ sung phù hợp nhất cho mẫu đối tượng.

Những cơ chế này cũng đánh giá cả khả năng đạt được mục tiêu của chương trình nhờ một thiết kế cho phép kiểm tra ngẫu nhiên các điểm cung ứng (do những hoạt động như cung cấp thực phẩm bổ sung chẳng hạn có thể có những thay đổi đáng kể giữa người cung cấp và cơ quan chính quyền); tập huấn và liên lạc thường xuyên với các đối tác trong chương trình; lên kế hoạch nguồn lực thực địa và các yêu cầu nâng cao năng suất trong quản lý khảo sát; cũng như phối hợp trong công bố các gia đình được chọn làm đối tượng thụ hưởng.

Trong số những phương thức được sử dụng để giải quyết những vấn đề này có các công cụ khảo sát chi tiết nhằm phối hợp với chính quyền địa phương và trung ương trong giám sát kết quả. Những công cụ này giúp đánh giá tác động của chương trình đối với các hộ gia đình và tạo cho cán bộ chương trình cảm giác rằng chương trình đang được triển khai hiệu quả. Các khảo sát bao gồm những hoạt động như nghiên cứu thí điểm nhằm hiểu rõ hơn nhu cầu của các hộ gia đình ở những cộng đồng mục tiêu và nhằm giúp định hướng thiết kế chương trình. Các khảo sát chính thức cũng được thực hiện trên các đối tượng tham gia và không tham gia trong suốt chương trình, cũng như các lãnh đạo địa phương và nhân viên các trường học, cơ sở y tế ở các địa phương. Số liệu hành chính về các khoản tiền trợ cấp cho các hộ gia đình cũng được thu thập.

tiêu cụ thể có thể phụ thuộc vào các hạn chế nguồn lực mà cơ quan quản lý dự án gặp phải. Tuy nhiên, chỉ nên chọn một số ít các chỉ số có thể theo dõi đầy đủ thay vì chọn một số lớn các chỉ số nhưng không thể lượng hóa đầy đủ.

Một ví dụ về hệ thống giám sát là chương trình PROGRESA (Programa de Educación, Salud y Alimentación, hay Chương trình Giáo dục, Y tế, Dinh dưỡng) của Mêhicô (sẽ thảo luận chi tiết trong khung 2.1). PROGRESA (hiện nay có tên gọi là Oportunidades) là một trong những can thiệp chọn đối tượng ngẫu nhiên lớn nhất từng được một quốc gia duy nhất triển khai.

Mục tiêu của chương trình là một số kết quả về y tế và giáo dục như suy dinh dưỡng, tử vong trẻ sơ sinh cao, tỉ lệ sinh đẻ cao, tỉ lệ trẻ đi học. Chương trình có địa bàn đối tượng là các khu vực nông thôn và thành thị khó khăn này bắt đầu từ giữa năm 1997, sau cuộc khủng hoảng kinh tế vĩ mô năm 1994 và 1995. Tính đến năm 2004 đã có khoảng 5 triệu gia đình được tham gia chương trình, với ngân sách khoảng 2,5 tỉ đô-la Mỹ, hay 0,3% tổng sản lượng quốc nội của Mêhicô.

Đột phá chính của chương trình Oportunidades là cung cấp các khoản trợ cấp tiền mặt có điều kiện cho các hộ gia đình (đặc biệt là bà mẹ), với điều kiện là con cái họ được đến trường và cơ sở y tế đều đặn. Hỗ trợ tài chính cũng được cung cấp trực tiếp cho những cơ sở này. Mức lợi ích bình quân các hộ gia đình tham gia chương trình nhận được vào khoảng 20% giá trị chi tiêu tiêu dùng của các hộ gia đình này trước khi có chương trình, với tỉ trọng tương đương đối với các yêu cầu về y tế và học hành. Có thể tham gia một phần vào chương trình, có nghĩa là trong chương trình trợ cấp trường học, hộ gia đình có thể nhận một phần khoản trợ cấp nếu chỉ cho một phần số trẻ trong nhà đi học.

Giám sát dựa trên kết quả

Việc triển khai thực sự một hệ thống giám sát thường được gọi là *giám sát dựa trên kết quả*. Kusek và Rist (2004) đã nêu tóm tắt 10 bước trong giám sát dựa trên kết quả như một phần trong cơ chế khung GS&ĐG.

Bước 1: thực hiện đánh giá về mức độ sẵn sàng. Đánh giá này gồm các hoạt động như tìm hiểu nhu cầu và đặc điểm của vùng hay khu vực cần chọn, cũng như những đối tác chính (chẳng hạn như chính quyền trung ương, địa phương và nhà tài trợ) sẽ tham gia triển khai chương trình. Việc hoạt động này phản hồi ra sao với các áp lực và thông tin tiêu cực có được từ quá trình GS&ĐG cũng rất quan trọng.

Bước 2: như đã nói ở trên, người đánh giá chương trình cần thống nhất về các kết quả giám sát, đánh giá cụ thể, cũng như những chỉ số hiệu quả chính khi giám sát kết quả. Để làm điều này cần cộng tác với chính phủ và cộng đồng nơi tiếp nhận để đạt được thỏa thuận chung về các mục tiêu chương trình.

Bước 3: người làm đánh giá cần quyết định xem cần lượng hóa các xu hướng của những kết quả này như thế nào. Chẳng hạn, nếu việc học hành của trẻ em là một kết quả quan trọng của chương trình thì có cần xác định kết về quả học hành bằng tỉ lệ trẻ nhập học, điểm số, tỉ lệ đi học hay một chỉ số nào khác? Có thể tiến hành các đánh giá định tính và định lượng để giải quyết vấn đề này, như sẽ thảo luận trong phần sau của chương. Chi phí lượng hóa cũng là một yếu tố chính cần xem xét trong quá trình này.

Bước 4: cần xác định công cụ sử dụng để thu thập thông tin. Các dữ liệu ban đầu hay tiền chương trình sẽ rất hữu ích trong đánh giá tác động chương trình, hoặc bằng cách sử dụng các dữ liệu này để dự đoán kết quả có thể tạo ra từ chương trình (như

trong đánh giá tiên nghiệm) hoặc bằng cách so sánh trước và sau (còn gọi là *so sánh phân thân*). Các nhà quản lý chương trình cũng có thể tham gia các thảo luận thường xuyên với nhân viên và các cộng đồng mục tiêu.

Bước 5: cần xác định các mục tiêu cụ thể; những mục tiêu này cũng được sử dụng để giám sát kết quả. Hoạt động này bao gồm những công việc như xác định mục tiêu định kỳ trong từng giai đoạn (hàng năm hay hai năm một chặng hạn). Xem xét độ dài của các tác động có thể có của chương trình, cũng như những yếu tố khác có thể ảnh hưởng đến quá trình triển khai chương trình (như các vấn đề chính trị) cũng là việc quan trọng. Đặc biệt, giám sát những mục tiêu cụ thể này cũng chính là bước 6 của cơ chế khung dựa trên kết quả này và bao gồm cả thu thập dữ liệu có chất lượng tốt.

Bước 7: bước này liên quan đến thời điểm giám sát, với nhận thức rằng trên góc độ quản lý, thời điểm và tổ chức hoạt động đánh giá cũng quyết định mức độ vai trò của đánh giá trong định hướng chính sách. Chẳng hạn, nếu các chỉ số thực tế cho thấy đang chệch hướng nhanh khỏi các mục tiêu ban đầu thì hoạt động đánh giá thực hiện gần thời điểm đó sẽ giúp các nhà quản lý chương trình quyết định được nhanh chóng liệu có cần điều chỉnh hoạt động triển khai chương trình hay những yếu tố liên quan khác hay không.

Bước 8: có liên quan đến việc cân nhắc thận trọng các phương tiện báo cáo, trong đó có đối tượng tiếp nhận kết quả.

Bước 9: liên quan đến sử dụng kết quả để định hướng giải pháp (như đóng góp từ các cơ quan độc lập, chính quyền địa phương, các cộng đồng mục tiêu và ngoài mục tiêu). Những giải pháp này có thể giúp người đánh giá học hỏi và điều chỉnh các quy chế, thủ tục chương trình nhằm cải thiện kết quả.

Cuối cùng, để thành công trong GS&ĐG dựa trên kết quả đòi hỏi phải duy trì hệ thống GS&ĐG trong tổ chức (bước 10). Các cơ chế GS&ĐG hiệu quả sẽ có tính bền vững và được vận hành dựa trên việc tiếp tục có nhu cầu, ngoài những yếu tố khác (một lĩnh vực hoạt động cần tiếp tục trong chương trình cũng như giá trị của thông tin đáng tin cậy); tính minh bạch và trách nhiệm giải trình trong quy trình đánh giá; quản lý hiệu quả nguồn vốn và phân định trách nhiệm rõ ràng giữa các nhân viên của chương trình.

Một ví dụ về giám sát dựa trên kết quả là một nghiên cứu đang triển khai về các dự án thủy điện vi mô ở Nepal trong Chương trình Phát triển Điện khí hóa Nông thôn (REDP) thuộc quản lý của Trung tâm Xúc tiến Năng lượng Thay thế (AEPC). AEPC là một tổ chức chính phủ thuộc Bộ Môi trường, Khoa học, Công nghệ. Các dự án thủy điện vi mô này bắt đầu từ năm 1996 ở 5 huyện với ngân sách từ Chương trình Phát triển Liên hợp quốc; Ngân hàng Thế giới tham gia REDP trong chu kỳ hai từ năm 2003. Chương trình hiện đang trong chu kỳ 3 và đã mở rộng ra 25 huyện nữa. Tính đến tháng 12/2008, đã có khoảng 235 máy thủy điện cỡ nhỏ (công suất 3,6 megawatt) được lắp đặt và khoảng 30.000 hộ gia đình thụ hưởng. Khung 2.2 trình bày chi tiết khung giám sát chương trình này.

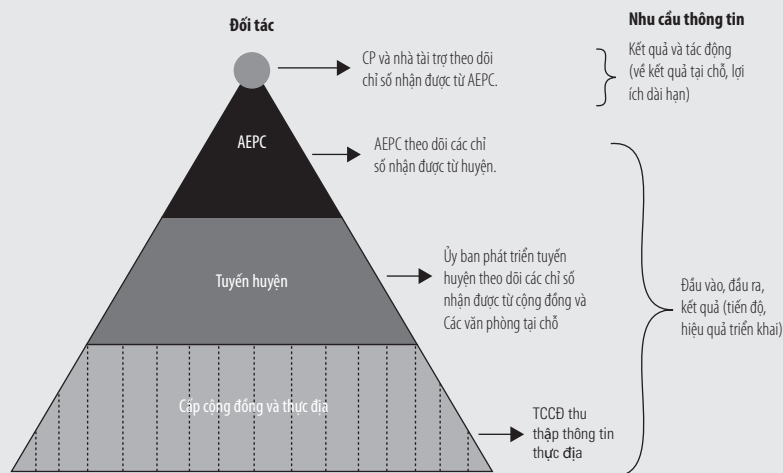
**KHUNG 2.2 Nghiên cứu điểm:
Đánh giá tác động xã hội của Công tác Năng lượng Nông thôn ở Nêpan**

Ở các dự án thủy điện vi mô trong chương trình REDP có 6 nguyên tắc phát triển cộng đồng là: xây dựng tổ chức, nâng cao kỹ năng, huy động vốn, thúc đẩy công nghệ, nâng cao quyền làm chủ của các cộng đồng có điều kiện khó khăn và quản lý môi trường. Quá trình triển khai các dự án thủy điện vi mô REDP ở Nêpan khởi đầu bằng việc huy động cộng đồng. Các tổ chức cộng đồng (TCCĐ) đầu tiên được thành lập bởi cá nhân đối tượng thụ hưởng ở cấp địa phương. Từ 2 TCCĐ trở lên hình thành những pháp nhân gọi là *nhóm chức năng*. Ban quản trị có đại diện của tất cả các TCCĐ ra các quyết định về phân bổ điện năng, giá điện, vận hành, quản lý và bảo trì các dự án thủy điện vi mô.

Nghiên cứu về tác động xây dựng của công tác năng lượng nông thôn ở Nêpan mới đây đã được Chương trình Hỗ trợ Quản lý ngành Năng lượng tài trợ và được quản lý bởi Ban Năng lượng Nam Á của Ngân hàng Thế giới. Khi triển khai khung GS&ĐG của các dự án thủy điện vi mô này, nghiên cứu trên đặt mục tiêu: a) tăng cường quản lý chương trình (nâng cao chất lượng kế hoạch và báo cáo); b) theo dõi tiến độ hay lượng hóa một cách hệ thống các lợi ích; c) bảo đảm trách nhiệm giải trình và kết quả đầu tư của các đối tác tham gia như chính phủ Nêpan, cũng như các nhà tài trợ; d) tạo cơ hội cập nhật thông tin về tình hình triển khai chương trình trên cơ sở liên tục phản hồi về tình hình kết quả có đối chiếu với những chỉ số hiệu quả chính.

Hình 2.A dưới đây trình bày khung giám sát ban đầu được xây dựng để phổ biến thông tin về phương thức định lượng và phân bổ các yếu tố đầu vào, đầu ra, kết quả. Thông tin được thu thập ở cấp cộng đồng, huyện và văn phòng chính (AEPC). Cán bộ huy động cộng đồng báo cáo thông tin thực địa cho các điều phối viên tuyến huyện, đồng thời huyện cũng thu thập thêm các thông tin bổ sung. Ở tuyến huyện, thông tin được kiểm định và gửi về AEPC, tại đây các báo cáo được lập và gửi cho các đối tác tham gia, cụ thể là chính phủ Nêpan và các nhà tài trợ.

Hình 2.A. Cấp thu thập và tổng hợp thông tin



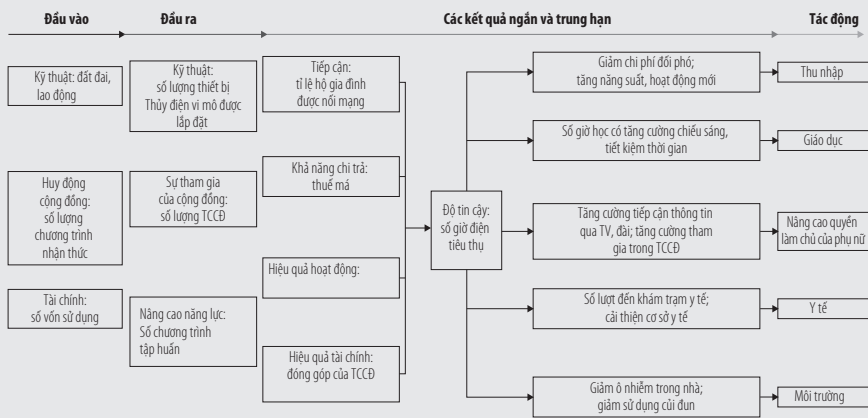
Nguồn: Banerjee, Singh và Samad 2009.

(xem tiếp trang sau.)

KHUNG 2.2 Nghiên cứu điểm: Đánh giá tác động xã hội của Công tác Năng lượng Nông thôn ở Nepal (tiếp theo)

Hình 2.B dưới đây cho biết các chỉ số hiệu quả chính được xây dựng như thế nào trong các dự án. Từ những yếu tố đầu vào như nguồn vốn con người và vật lực, các đầu ra như chương trình tập huấn và triển khai các cơ chế được hình thành. Các kết quả ngắn hạn và trung hạn được phác thảo, như nâng cao năng suất và hiệu quả của lao động gia đình nhờ tăng cường tiếp cận sử dụng điện năng, từ đó dẫn tới các tác động rộng khắp hơn về sức khỏe, giáo dục, phúc lợi của người phụ nữ và môi trường.

Hình 2.B. Xây dựng các chỉ số hiệu quả chính: Chi tiết giai đoạn dự án



Nguồn: Banerjee, Singh và Samad 2009.

Những khó khăn trong thiết lập hệ thống giám sát

Những khó khăn chính trong giám sát hiệu quả bao gồm khả năng biến động trong triển khai chương trình do các cán bộ trong chương trình thiếu năng lực cũng như sự thiếu rõ ràng của những chỉ số cuối cùng cần đánh giá. Chẳng hạn như ở các dự án thủy điện vi mô ở Nepal, các cán bộ chương trình REDP đã phải đối mặt với những khó khăn sau trong khi triển khai cơ chế khung GS&ĐG:

- Những chỉ số hiệu quả chính không được xác định chính xác và do đó không được theo dõi đầy đủ.
- Hạn chế nhân lực trong thu thập và ghi chép thông tin.
- Cán bộ GS&ĐG còn ít kinh nghiệm và kỹ năng; chức năng, nhiệm vụ chưa được xác định rõ ở cấp cơ sở và văn phòng chính.
- AEPC thiếu các công cụ và phần mềm hiện đại để phân tích thông tin thu thập được.

Những nhược điểm trong các lĩnh vực này đã được khắc phục bằng nhiều cách. Chẳng hạn, các chỉ số hiệu quả được xác định chính xác hơn bằng: a) tìm hiểu kỹ lưỡng hơn các yếu tố đầu vào và đầu ra ở giai đoạn dự án, b) xác định mức độ và đơn vị định lượng chỉ số, c) thường xuyên thu thập dữ liệu cấp cộng đồng và đối tượng thụ hưởng để cập nhật định kỳ về tình hình thực hiện các kết quả trung hạn và xác định xem có cần chỉnh sửa chỉ số hay không, d) xác định rõ cá nhân, tổ chức thực hiện giám sát. Đặc biệt trong thu thập dữ liệu, cần xác định cụ thể thời điểm khảo sát (ví dụ, từ giai đoạn tiền dự án đến hiện tại); tần suất (ví dụ: hàng tháng hay nửa năm một lần); công cụ (như phỏng vấn hay sử dụng áp phích); cấp thu thập (cá nhân, hộ gia đình, cộng đồng hay đơn vị hành chính lớn hơn như huyện chẳng hạn) trong khung GS&ĐG. Tổ chức tập huấn, cung cấp công cụ thu thập, phân tích dữ liệu cũng như kiểm định dữ liệu cho nhân viên ở các cấp trong cơ cấu giám sát (xem ví dụ ở Hình 2.A, khung 2.2) cũng rất quan trọng.

Các cấp hoạch định chính sách cũng cần xác định xem các tác động của chương trình ở cấp vi mô (cấp cộng đồng hay khu vực) chịu ảnh hưởng thế nào từ các xu hướng ở cấp quốc gia như thương mại, lạm phát tăng và các chính sách kinh tế vĩ mô khác.

KHUNG 2.3 Nghiên cứu điểm: Dự án Phát triển Kecamatan của Indônêxia

Chương trình Phát triển Kecamatan (KDP) ở Indônêxia trị giá 1,3 tỉ đô-la Mỹ, thuộc Văn phòng Phát triển Cộng đồng, Bộ Nội vụ, đặt mục tiêu giảm nghèo bằng cách củng cố cơ quan nhà nước và các tổ chức cộng đồng tại địa phương cũng như nâng cao công tác quản lý nhà nước tại chỗ. Chương trình bắt đầu từ năm 1998 sau cuộc khủng hoảng tài chính khu vực, hợp tác với thôn bản để xác định nhu cầu phát triển của địa phương. Các dự án trong chương trình tập trung vào phát triển tín dụng và cơ sở hạ tầng. Mục tiêu cuối cùng của chương trình không được phân bổ ngẫu nhiên.

Một phần ngân sách của KDP được dành riêng cho hoạt động giám sát, như tập huấn, nâng cao năng lực theo đề xuất của cộng đồng và nhóm giám sát dự án tại chỗ. Hỗ trợ kỹ thuật được cung cấp bởi các chuyên gia tư vấn, được giao phụ trách một số thôn bản. Đội ngũ này gồm nhiều thành phần từ tư vấn kỹ thuật có kiến thức về xây dựng tới chuyên gia về tăng quyền làm chủ được cử tới hỗ trợ công tác thông tin, liên lạc giữa các thôn bản.

Các cơ quan chính phủ và phi chính phủ cũng tham gia hỗ trợ giám sát, đồng thời các thôn bản được khuyến khích tham gia tự giám sát thông qua các hội đồng nhân dân thôn bản-huyện và các chuyển công tác liên thôn bản. Việc ký hợp đồng với các ngân hàng tư nhân cung cấp dịch vụ ngân hàng thí điểm tới tận thôn bản cũng được cân nhắc. Trong khuôn khổ hoạt động này, các cộng đồng được giám sát và tập huấn về tài chính, đồng thời một cuốn cẩm nang và bảng kiểm tài chính đơn giản cũng được xây dựng để sử dụng tại thực địa làm công cụ giám sát. Quy trình mua sắm ở tuyến huyện cũng được cải cách để giúp các thôn bản và địa phương có được những dịch vụ kỹ thuật đối với các dự án quá lớn so với năng lực của thôn bản.

Công tác giám sát dự án kết hợp cả phương thức định lượng và định tính. Về mặt định lượng, các khảo sát mẫu đại diện giúp đánh giá tác động giảm nghèo của dự án ở nhiều khu vực khác nhau. Về mặt định tính, các chuyên gia tư vấn tiến hành nghiên cứu điểm, tổng hợp các bài học kinh nghiệm từ chương trình, cũng như tiếp tục đánh giá tiến độ của chương trình KDP. Trong số các vấn đề phát hiện được qua các nghiên cứu điểm này là mức độ tham gia tương ứng của phụ nữ và đối tượng đặc biệt nghèo, vấn đề giải quyết mâu thuẫn và vai trò của các cộng tác viên thôn bản trong phổ biến thông tin và kiến thức.

(xem tiếp trang sau.)

KHUNG 2.3 Nghiên cứu điểm: Dự án Phát triển Kecamatan của Indônêxia (tiếp theo)

Do phạm vi của chương trình rộng nên một số lĩnh vực cần cải thiện được đề xuất trong giám sát chương trình KDP. Các buổi thảo luận hay phiên họp được tổ chức với sự tham gia của tất cả các chuyên gia tư vấn ở cuối mỗi kỳ đánh giá là một ví dụ về khuyến khích tăng cường phản hồi và đối thoại trong giai đoạn chương trình. Thảo luận nhóm giữa các chuyên gia tư vấn có điều kiện xuất thân khác nhau (phụ nữ chẳng hạn) cũng gợi mở những vấn đề có ích đối với việc xác định đối tượng mục tiêu trong nhóm dân cư đa dạng. Đã có những đề xuất được đưa ra để phát triển các chủ đề xung quanh những buổi họp này, như các vấn đề kỹ thuật, tính minh bạch và vấn đề quản lý, cơ sở hạ tầng. Một vấn đề nữa là các chuyên gia tư vấn thường không báo cáo thường xuyên các vấn đề phát hiện được tại thực địa do e ngại bị chỉ trích. Những biện pháp khuyến khích cán bộ tư vấn báo cáo chính xác diễn biến tại khu vực mình phụ trách đã được thảo luận như một biện pháp tăng cường giám sát cần thiết.

Một vấn đề liên quan ở đây là sự thiếu đồng nhất của các tác động chương trình trong nhóm đối tượng. Ví dụ, hiệu quả của một chương trình có thể thay đổi trong vòng đời dự kiến của chương trình. Những yếu tố đầu vào tương ứng có ảnh hưởng đến kết quả cũng có thể thay đổi trong thời gian này; vì vậy, các cấp hoạch định chính sách sẽ cần giám sát kết quả dài hạn cũng như ngắn hạn. Đồng thời, tuy các kết quả chương trình thường được xác định đơn thuần ở các khu vực mục tiêu và ngoài mục tiêu nhưng việc giám sát sự khác biệt trong triển khai chương trình (ví dụ như các chỉ tiêu chất lượng) sẽ giúp ích rất nhiều khi tìm hiểu tác động của chương trình. Vì tất cả những lý do trên mà việc giám sát kỹ lưỡng các khu vực mục tiêu và ngoài mục tiêu (ở cấp khu vực, hộ gia đình hay cá nhân) có tác dụng rất lớn trong định lượng hiệu quả của chương trình. Khung 2.3 trình bày ví dụ từ Indônêxia và mô tả các kỹ thuật được sử dụng để khắc phục các khó khăn trong GS&ĐG.

Đánh giá hoạt động

Đánh giá hoạt động là tìm hiểu xem quá trình triển khai chương trình có diễn ra theo đúng kế hoạch hay không. Nói một cách cụ thể, đánh giá hoạt động là đánh giá hồi cứu dựa trên các mục tiêu chung ban đầu của dự án, các chỉ số và mục tiêu cụ thể trong khung GS&ĐG. Đánh giá hoạt động có thể được thực hiện dựa trên phỏng vấn các đối tượng thụ hưởng chương trình và các cán bộ chịu trách nhiệm triển khai. Mục tiêu là so sánh kế hoạch với kết quả thực hiện nhằm xác định xem có khoảng trống nào giữa kế hoạch và kết quả thực hiện hay không, cũng như tìm ra các bài học kinh nghiệm giúp thiết kế và triển khai dự án trong tương lai.

Khó khăn trong Đánh giá hoạt động

Do đánh giá hoạt động có liên quan đến kết quả triển khai cuối cùng của chương trình nên việc thiết kế các chỉ số chất lượng triển khai phù hợp là rất quan trọng. Công việc này bao gồm theo dõi xem ngân sách dự án được sử dụng hay phân bổ ra sao cho các

KHUNG 2.4 Nghiên cứu điểm: Giám sát Mục tiêu dinh dưỡng trong dự án FONCODES ở Peru

Trong chương trình dinh dưỡng FONCODES ở Peru, một số giải pháp đã được thực hiện để bảo đảm chất lượng bổ sung dinh dưỡng và triển khai hiệu quả chương trình. Ở cấp chương trình, chất lượng thực phẩm được đánh giá định kỳ thông qua kiểm định độc lập các mẫu lấy từ cộng đồng. Công việc này bao gồm thu thập và phân tích mẫu thực phẩm ngẫu nhiên từ các hộ gia đình mục tiêu. Hai tháng một lần, cán bộ dự án tới các điểm phân phát được chọn ngẫu nhiên để tiến hành giám sát chất lượng phân phối, bảo quản. Những chuyến thị sát này cũng là cơ hội để kiểm tra số lượng người thụ hưởng và nhấn mạnh tầm quan trọng của chương trình với cộng đồng địa phương.

Tối thăm hộ gia đình cũng là biện pháp được sử dụng để đánh giá kiến thức của người thụ hưởng về dự án và cách thức nấu nướng trong gia đình. Chẳng hạn, cán bộ chương trình đề nghị bà mẹ (là người chịu trách nhiệm nấu nướng chính) cho xem các sản phẩm trong túi đựng, cho biết cách bảo quản, nêu chi tiết gia đình đã tiêu thụ được bao nhiêu kể từ lần phân phát trước. Sau đó họ còn được mời trực tiếp chuẩn bị một suất ăn để thực hiện quan sát quy trình, hoặc lấy mẫu thức ăn thừa về để phân tích tiếp.

Kết quả của những đợt công tác này được tổng hợp thường kỳ. Các khảo sát định kỳ cũng tổng hợp các kết quả. Những dữ liệu này cho phép cán bộ chương trình hiểu được tình hình triển khai dự án cũng như biết được có cần phải chỉnh sửa hay củng cố các chiến lược để bảo đảm chất lượng chương trình hay không. Ở cấp độ toàn bộ nền kinh tế, đã có những biện pháp khuyến khích triển khai trong ngành nông nghiệp, lương thực để bảo đảm cung cấp ổn định thực phẩm bổ sung trên thị trường; các doanh nghiệp được chọn thông qua đấu thầu công khai để phân phối sản phẩm.

Tuy nhiên, những hoạt động giảm nghèo ở những khu vực trên cũng có sự chênh lệch so với các ước tính kết quả tác động. Chẳng hạn, FONCODES không thực hiện phân phối ngẫu nhiên, cũng như Schady (1999) đã phát hiện thấy sự linh hoạt trong phân bổ ngân sách trong FONCODES, thời điểm và quá trình hình thành chi phí, khiến chương trình này không bền vững khi có can thiệp chính trị. Paxson và Schady (2002) cũng sử dụng dữ liệu cấp huyện về chi phí từ lĩnh vực trường học của chương trình để phát hiện ra rằng mặc dù chương trình đã đến được những huyện nghèo nhất nhưng không hẳn là những hộ nghèo nhất ở các huyện đó. Tuy nhiên, phát hiện của họ cũng cho thấy chương trình đã giúp tăng tỉ lệ đi học, nhất là ở trẻ nhỏ. Do vậy, thành công trong triển khai chương trình đòi hỏi phải tận dụng mọi nỗ lực ở tất cả các mục tiêu của chương trình, kể cả thực hiện xét chọn đối tượng hiệu quả.

lĩnh vực (đối chiếu với mục tiêu đề ra), cũng như tác động lan tỏa của chương trình ở các khu vực ngoài mục tiêu. Thu thập dữ liệu chính xác về những yếu tố này có thể gặp khó khăn nhưng như đã trình bày ở các chương trước, đây là một công việc quan trọng trong xác định các yếu tố sai số có thể có trong đánh giá tác động chương trình. Khung 2.4 khảo sát chương trình FONCODES (Fondo de Cooperación para el Desarrollo Social, hay Quỹ Hợp tác Phát triển Xã hội), một chương trình giảm nghèo ở Peru, cũng cho biết đánh giá hoạt động thường bao gồm cả giám sát trực tiếp nhiều giai đoạn khác nhau trong triển khai chương trình. FONCODES có các mục tiêu cả về giáo dục và dinh dưỡng.

Lĩnh vực dinh dưỡng gồm những nội dung như phân phát thực phẩm ăn liền, dinh dưỡng cao, đang được khoảng 50.000 trẻ em Peru tiêu thụ. Do quy mô của chương trình phân phối lương thực này mà đã có một số bước được thực hiện để đảm bảo giám sát hiệu quả các yếu tố đầu vào và kết quả trung hạn.

Phân biệt giữa Đánh giá hoạt động và Đánh giá tác động

Cơ sở, lý do để một chương trình thu hút được nguồn lực công ích là đạt được một kết quả cụ thể nào đó mức cao hơn so với khi không có chương trình. Vấn đề chính đối với người đánh giá là xác định mức tác động hay hiệu quả của can thiệp để các cấp hoạch định chính sách quyết định xem có nên hỗ trợ can thiệp chương trình đó hay không và nên tiếp tục, mở rộng hay giải thể chương trình.

Đánh giá hoạt động có liên quan đến việc bảo đảm hiệu quả hoạt động của một chương trình theo các mục tiêu ban đầu đã đề ra. *Đánh giá tác động* là tìm hiểu xem những thay đổi trong phúc lợi có thực sự là kết quả của can thiệp dự án hay chương trình hay không. Nói một cách cụ thể, đánh giá tác động tìm cách xác định xem có thể biết được hiệu quả của chương trình hay không và có thể gán những tác động xác định được với chương trình chứ không phải với các nguyên nhân khác tới mức nào. Như đã thấy trong Hình 2.1, đánh giá tác động chú trọng vào những giai đoạn cuối trong khung lôgic GS&DG, tức là tập trung vào kết quả và tác động.

Tuy vậy, đánh giá hoạt động và tác động bổ sung nhiều hơn là thay thế cho nhau. Đánh giá hoạt động phải là một phần trong quy trình chuẩn của cơ quan thực hiện. Nhưng các biểu mẫu sử dụng trong đánh giá hoạt động có thể rất hữu ích cho đánh giá tác động sâu sắc hơn. Chúng ta thực sự cần biết rõ hoàn cảnh dữ liệu được tạo ra và mục tiêu của các giải pháp chính sách. Những thông tin được tạo ra thông qua các văn phòng triển khai dự án có vai trò quan trọng trong đánh giá hoạt động cũng cần thiết để diễn giải kết quả của tác động.

Tuy nhiên, mặc dù đánh giá hoạt động và quy trình chung của GS&DG là những bộ phận gắn liền với quá trình triển khai dự án nhưng không phải dự án nào cũng bắt buộc phải đánh giá tác động. Đánh giá tác động là một công việc đòi hỏi nhiều thời gian và nguồn lực và do vậy cần được áp dụng một cách có lựa chọn. Các cấp hoạch định chính sách có thể quyết định có tiến hành đánh giá tác động hay không dựa trên các tiêu chí sau:

- Can thiệp chương trình có tính sáng tạo và có tầm quan trọng chiến lược.
- Đánh giá tác động góp phần bổ sung những lỗ hổng kiến thức, cho biết việc gì có hiệu quả, việc gì không (Sự sẵn sàng và chất lượng của dữ liệu là những đòi hỏi cơ bản trong hoạt động này).

Chương trình Oportunidades của Mêhicô là một ví dụ trong đó chính phủ tiến hành đánh giá tác động nghiêm túc ở giai đoạn thí điểm để xác định xem có nên nhân rộng chương trình ra toàn quốc hay không.

Phân biệt Đánh giá Tác động Định lượng và Định tính

Các chính phủ, nhà tài trợ và những thành phần khác trong cộng đồng phát triển mong muốn xây dựng hiệu quả của những chương trình có mục tiêu sâu rộng như giảm đói nghèo hay tăng việc làm. Những yêu cầu về chính sách này thường chỉ có thể đạt được thông qua đánh giá tác động dựa trên bằng chứng xác thực từ dữ liệu khảo sát hay thông qua các phương thức định lượng liên quan.

Cuốn cẩm nang này sẽ tập trung vào các phương pháp định lượng nhiều hơn đánh giá tác động định tính. Tuy nhiên, Những thông tin định lượng như tìm hiểu bối cảnh văn hóa, xã hội và thể chế, cũng như các chi tiết về chương trình và người tham gia, có vai trò quan trọng đối với một đánh giá định lượng có chất lượng.

Chẳng hạn, những thông tin định tính có thể giúp xác định được các cơ chế chương trình sử dụng để tạo ra tác động; những khảo sát này cũng có thể cho biết những người hoạch định chính sách hay cá nhân ở địa phương có vai trò quan trọng trong quyết định phương hướng triển khai chương trình, từ đó mà hỗ trợ được đánh giá hoạt động. Tuy vậy, đánh giá định tính tự mình sẽ không thể đánh giá được các kết quả nếu đối chiếu với các lựa chọn thay thế hay kết quả *phân thân* tương ứng, có nghĩa là không thể thực sự xác định được những gì có thể diễn ra nếu không có chương trình. Như sẽ bàn trong các chương sau, phân tích định lượng cũng là một phương pháp quan trọng trong xử lý những sai số thống kê có thể có trong các tác động của chương trình. Do vậy, cần kết hợp các phương pháp định lượng và định tính (*phương thức kết hợp*) để có được cái nhìn toàn diện về hiệu quả của chương trình.

Khung 2.5 trình bày một phương thức kết hợp trong khảo sát các kết quả của Quỹ Đầu tư Xã hội Jamaica (JSIF). Cũng như Chương trình Phát triển Kecamatan ở Indônêxia (xem khung 2.3), JSIF là chương trình với những hoạt động cộng đồng, trong đó các cộng đồng đóng góp bằng tiền hay hiện vật vào chi phí phát triển dự án (như hoạt động xây dựng). Các hoạt động đánh giá định tính và định lượng bao gồm cả so sánh kết quả giữa các cặp cộng đồng can thiệp và không can thiệp tương ứng nhưng sử dụng những phương thức khác nhau khi ghép đôi các cộng đồng tham gia và không tham gia JSIF.

KHUNG 2.5 **Nghiên cứu điểm:**
Kết hợp các phương pháp trong Đánh giá Định lượng và Định tính

Rao và Ibáñez (2005) đã sử dụng các công cụ khảo sát định lượng và định tính trong nghiên cứu tác động của Quỹ Đầu tư Xã hội Jamaica. Cán bộ đánh giá chương trình thực hiện phỏng vấn định lượng sâu bán cấu trúc cùng với các điều phối viên dự án của JSIF, lãnh đạo chính quyền và cộng đồng địa phương, cũng như thành viên của ban quản lý JSIF tham gia triển khai dự án ở từng cộng đồng. Thông tin thu được cho thấy nhiều chi tiết quan trọng về các chuẩn mực xã hội, chịu ảnh hưởng lịch sử và văn hóa, dẫn dắt quá trình ra quyết định ở cộng đồng, và từ đó là cách thức triển khai chương trình ở các địa bàn mục tiêu. Những cuộc phỏng vấn này cũng cho phép tiến hành ghép cặp các cộng đồng, nhờ yêu cầu các nhóm tham gia thảo luận xác định các cộng đồng gần kề tương đồng nhất với mình.

Tuy vậy, phỏng vấn định tính không được thực hiện một cách ngẫu nhiên. Nhờ vậy mà các phỏng vấn định tính có sự tham gia của những người nhiều khả năng tham gia chương trình hơn, dẫn tới thiếu khách quan trong tìm hiểu tác động của chương trình. Vì vậy mà mảng nghiên cứu định lượng được đưa vào. Cụ thể là trong phần nghiên cứu định lượng này, 500 hộ dân (gồm gần 700 cá nhân) được khảo sát, chia đều cho các cộng đồng tham gia và không tham gia quỹ. Các bộ câu hỏi được xây dựng với một loạt các tham số, như đặc điểm kinh tế xã hội, nội dung tham gia chi tiết vào quỹ và các chương trình địa phương khác, ưu tiên trong phát triển cộng đồng, các mạng lưới xã hội, cũng như sự thay đổi của một số kết quả so với 5 năm trước (trước khi JSIF được triển khai). Đối chiếu điểm số xu hướng, sẽ thảo luận chi tiết hơn ở chương 4, được sử dụng để so sánh kết quả giữa các hộ tham gia và không tham gia. Việc đối chiếu được thực hiện dựa trên điểm số về mức nghèo tính toán được từ dữ liệu tổng điều tra quốc gia. Các hoạt động thực địa khác cũng được triển khai để xác định những đặc trưng phụ, chưa được định lượng của cộng đồng nhằm phục vụ việc đối chiếu; thông tin này gồm dữ liệu về điều kiện địa lý, thị trường lao động địa phương và sự hiện diện của các tổ chức cộng đồng khác. Đối chiếu theo cách này cho phép so sánh tốt hơn giữa các khu vực mục tiêu và ngoài mục tiêu, nhờ đó mà tránh sai số trong tác động can thiệp dựa trên những chênh lệch đáng kể được quan sát và không được quan sát giữa các nhóm đối tượng.

Như vậy, dữ liệu định tính cho biết những thông tin giá trị về bối cảnh thể chế và những chuẩn mực định hướng hành vi trong mẫu, trong khi dữ liệu định lượng cho biết xu hướng giảm nghèo và các chỉ số liên quan khác. Nhìn chung, khi so sánh các con số ước tính của chương trình bằng các mô hình định tính (như đã tính toán bằng cách đối chiếu chéo tổng thể mức sai biệt trong sai biệt của các trả lời điều tra giữa các cặp tương ứng tham gia và không tham gia JSIF – xem chương 5 về các phương pháp sai biệt trong sai biệt) với tác động định lượng tính toán được từ đối chiếu cận gần nhất, Rao và Ibáñez phát hiện thấy mô hình hiệu quả là tương tự như nhau. Trong số những tác động này có mức tín nhiệm và khả năng hợp tác giữa những người có xuất thân khác nhau tăng. Chẳng hạn, đối với kết quả thứ hai, có khoảng 21% đối tượng trong mẫu JSIF cho rằng “rất khó” hay “khó” khi muốn những người có hoàn cảnh khác nhau cùng hợp tác trong đánh giá định tính, so với khoảng 32% đối tượng trong mẫu không tham gia JSIF. Tương tự, các tính toán cận gần nhất cho biết giá trị lợi ích trung vị dương đáng kể đối với kết quả này các khu vực JSIF (khoảng 0,33).

Tác động định lượng cũng được chia nhỏ theo đặc trưng kinh tế, xã hội của hộ gia đình. Tuy vậy, các tác động này có xu hướng cho thấy JSIF đã tạo ra được những kết quả tốt hơn về tăng cường hợp tác ở các đối tượng tham gia khá giả và có học thức cao hơn; các bằng chứng định tính cũng cho thấy những đối tượng này thường chiếm vị trí đa số trong quy trình ra quyết định.

Đánh giá Tác động Định lượng: tiên nghiệm và hồi cứu

Có hai loại đánh giá tác động định lượng là hồi cứu và tiên nghiệm. Đánh giá tác động tiên nghiệm là tìm cách định lượng các tác động dự kiến của các chương trình và chính sách tương lai, dựa trên thực trạng của khu vực mục tiêu đã cho, trong đó có thể sử dụng các mô phỏng dựa trên giả định về tình hình kinh tế (ví dụ, xem Bourguignon và Ferreira 2003; Todd và Wolpin 2006). Nhiều khi đánh giá tiên nghiệm cũng dựa trên các mô hình cấu trúc về điều kiện kinh tế của đối tượng (xem thảo luận về mô hình cấu trúc ở chương 9). Chẳng hạn, có thể có các giả định liên quan đến mô hình cấu trúc như xác định các tác nhân kinh tế chính trong xây dựng chương trình (cá nhân, cộng đồng, chính quyền địa phương hay trung ương), cũng như mối liên hệ giữa các tác nhân này và những thị trường khác nhau trong xác định kết quả từ chương trình. Những mô hình này cho phép dự báo tác động của chương trình.

Ngược lại, đánh giá tiên nghiệm tìm cách xác định những tác động thực tế tích lũy ở các đối tượng thụ hưởng nhờ can thiệp của chương trình. Một hình thức đánh giá loại này là mô hình hiệu quả can thiệp (Heckman và Vytlačil, 2005). Đánh giá hồi cứu có lợi ích tức thời và phản ánh hiện thực. Nhưng những đánh giá này cũng nhiều khi bỏ sót những cơ chế đằng sau tác động của chương trình đối với dân cư, là những cơ chế mà các mô hình cấu trúc tìm cách nắm bắt và có thể có vai trò rất quan trọng đối với quá trình tìm hiểu tác động của chương trình (nhất là trong bối cảnh tương lai). Đánh giá hồi cứu cũng có thể tốn kém hơn so với đánh giá tiên nghiệm vì đòi hỏi phải thu thập dữ liệu về các kết quả thực tế ở các nhóm đối tượng tham gia và không tham gia, cũng như ở các yếu tố xã hội và kinh tế kèm theo khác có vai trò quyết định phương hướng can thiệp. Một chi phí nữa của đánh giá hồi cứu là thất bại trong can thiệp, trong khi điều này có thể được dự đoán thông qua phân tích tiên nghiệm.

Một giải pháp ở đây là kết hợp cả hai loại phân tích và so sánh các ước tính hồi cứu với dự báo tiên nghiệm (xem Ravallion 2008). Nhờ vậy có thể giải thích được cơ chế tạo lợi ích của chương trình, nhất là nếu chương trình được triển khai ở nhiều giai đoạn khác nhau và có sự linh hoạt được hoàn thiện nhờ những kiến thức mới có được từ so sánh. Khung 2.6 trình bày ví dụ về phương thức này, với nghiên cứu của Todd và Wolpin (2006) về một chương trình trợ cấp trường học thuộc PROGRESA.

Nghiên cứu điểm thảo luận trong các chương sau chủ yếu tập trung vào đánh giá hồi cứu. Tuy nhiên, đánh giá hồi cứu lại dễ thực hiện hơn nếu người nghiên cứu đã có thiết kế đánh giá tác động tiên nghiệm. Tức là, ta có thể lên kế hoạch thiết kế đánh giá tác động trước khi triển khai can thiệp. Chương 9 sẽ trình bày thêm các nghiên cứu điểm về đánh giá tiên nghiệm.

KHUNG 2.6 Nghiên cứu điểm: Ví dụ về Nghiên cứu Tiên nghiệm

Todd và Wolpin (2006) đã sử dụng một phương thức đánh giá tiên nghiệm, với dữ liệu từ hoạt động thực nghiệm trợ cấp trường học thuộc chương trình PROGRESA (nay là Oportunidades) ở Mêhicô. Bằng một mô hình kinh tế về hành vi hộ gia đình, họ dự báo tác động của chương trình trợ cấp đối với tỉ lệ trẻ em đi học. Các dự báo này chỉ dựa trên những trẻ em thuộc nhóm đối chứng và cho phép tính toán hiệu quả can thiệp bằng cách đối chiếu trẻ trong nhóm đối chứng thuộc các hộ có mức lương và thu nhập nhất định với trẻ ở các hộ có mức lương và thu nhập sẽ bị ảnh hưởng bởi can thiệp trợ cấp. Xem thảo luận chi tiết về phương pháp đối chiếu ở chương 4; chương 9 cũng thảo luận chi tiết mô hình của Todd và Wolpin.

Những dự báo từ mô hình này sau đó được so sánh với các tác động thực nghiệm hồi cứu (trong giai đoạn 1997-98) do chương trình tính toán. Todd and Wolpin (2006) phát hiện thấy các ước tính dự báo ở trẻ 12-15 tuổi là tương tự như các ước tính thực nghiệm ở cùng độ tuổi. Đối với trẻ em gái 12-15 tuổi, họ phát hiện thấy mức tăng dự báo trong tỉ lệ đi học là 8,9 điểm phần trăm, so với mức tăng thực tế 11,3 điểm %; đối với trẻ nam, ước tính dự báo và thực nghiệm lần lượt là 2,8 và 2,1 điểm phần trăm.

Đánh giá tiên nghiệm được thực hiện cũng cho phép đánh giá mức độ thay đổi trong kết quả khi thay đổi một số tham số nhất định. Đánh giá tiên nghiệm cũng cho biết phạm vi tác động có thể có của chương trình, qua đó giúp xác định đối tượng cuối cùng trong hồi cứu.

Vấn đề phản thực

Khó khăn chính trong đánh giá tác động là xác định xem điều gì sẽ xảy ra đối với người thụ hưởng nếu không có chương trình. Có nghĩa là, ta phải xác định được mức thu nhập đầu người hộ gia đình của người thụ hưởng khi không có can thiệp. Thu nhập của người thụ hưởng khi không có can thiệp là một tình huống phản thực.

Mục tiêu của can thiệp chương trình hay chính sách là tìm cách tạo chuyển biến trong mức phúc lợi của các đối tượng thụ hưởng dự kiến. Trong hồi cứu, người ta quan sát kết quả của can thiệp này ở các đối tượng dự kiến, như việc làm hay chi tiêu. Vậy thay đổi này có liên quan trực tiếp với can thiệp không? Can thiệp này có làm tăng chi tiêu hay việc làm không? Không hẳn như vậy! Trên thực tế, nếu chỉ quan sát một điểm sau can thiệp thì không thể đi đến kết luận về tác động được. Nhiều lắm thì cũng chỉ có thể nói rằng đã đạt được mục tiêu can thiệp hay chưa mà thôi. Nhưng kết quả sau can thiệp tự nó không thể đem gán vào chương trình được.

Vấn đề trong đánh giá là mặc dù tác động của chương trình (không phụ thuộc vào các yếu tố khác) chỉ có thể thực sự được đánh giá bằng cách so sánh các kết quả thực tế và phản thực, trong khi tình huống phản thực là không được quan sát. Như vậy, khó khăn trong đánh giá tác động là làm sao tạo ra được một nhóm đối chiếu thuyết phục và hợp lý cho đối tượng thụ hưởng do thiếu dữ liệu này. Trong điều kiện lý tưởng, ta sẽ muốn so sánh xem cùng một hộ gia đình hay cá nhân sẽ ra sao khi có và không có can thiệp hay “giải pháp”. Nhưng ta không thể làm được điều này vì một thời điểm nào đó, một hộ gia đình hay cá nhân sẽ không thể có hai sự tồn tại cùng một lúc được – một

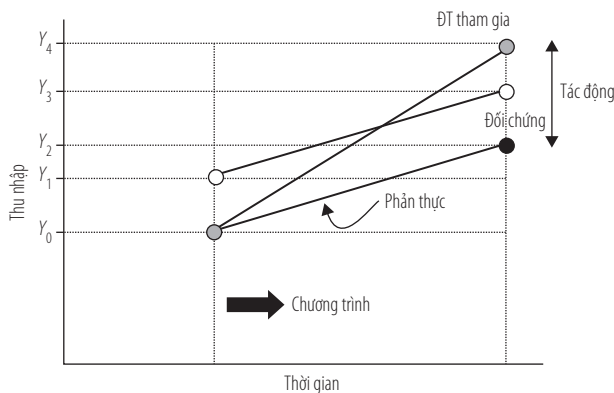
hộ gia đình hay cá nhân không thể ở cả nhóm can thiệp và đối chứng cùng một lúc. Vì vậy, làm sao để tìm được tình huống phản thực phù hợp là khó khăn chính trong đánh giá tác động.

Vậy so sánh giữa các nhóm can thiệp và không can thiệp khi cả hai đều đủ tiêu chuẩn tham gia can thiệp thì sao? Hoặc so sánh giữa các kết quả của nhóm can thiệp trước và sau can thiệp thì thế nào? Những nhóm so sánh này có thể là những tình huống phản thực “giả” như ta sẽ thảo luận trong các ví dụ dưới đây.

Tìm kiếm tình huống phản thực: So sánh giữa có và không

Lấy ví dụ trường hợp các đối tượng thụ hưởng trong chương trình của Ngân hàng Grameen ở Bangladesh. Ngân hàng Grameen cấp tín dụng cho phụ nữ nghèo để cải thiện mức tiêu dùng thực phẩm. Tuy nhiên, dữ liệu lại cho thấy mức tiêu dùng đầu người của người tham gia chương trình còn thấp hơn người không tham gia trước khi có can thiệp chương trình. Liệu đây có phải là một thất bại của chương trình Ngân hàng Grameen? Không hẳn là vậy! Chương trình Ngân hàng Grameen chọn đối tượng là các gia đình nghèo vì trước hết họ có mức tiêu dùng thực phẩm trên đầu người thấp

Hình 2.2. Đánh giá sử dụng so sánh giữa có và không



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

hơn, vì thế nếu kết luận về tác động của chương trình bằng cách so sánh mức tiêu dùng thực phẩm của người tham gia và không tham gia chương trình là không chính xác.

Điều cần làm là so sánh điều sẽ xảy ra với mức tiêu dùng thực phẩm của các phụ nữ tham gia nếu không có chương trình. Như vậy, ta cần có một nhóm đối chiếu phù hợp là tình huống phản thực gần giống với đối tượng thụ hưởng của chương trình.

Hình 2.2 là một minh họa. Coi thu nhập của người tham gia chương trình của Ngân hàng Grameen sau can thiệp chương trình là Y_4 và thu nhập của người không tham gia hay các hộ đối chứng là Y_3 . So sánh nhóm đối tượng có và không có này sẽ cho biết

hiệu quả của chương trình là $Y_4 - Y_3$. Liệu đây có phải là ước tính chính xác về hiệu quả chương trình không? Nếu chưa biết được vì sao một số hộ gia đình tham gia trong khi những hộ khác không tham gia khi một chương trình như của Ngân hàng Grameen triển khai chương trình tín dụng của mình ở thôn bản thì kết quả so sánh có thể không chính xác. Nếu không có thông tin trên, ta không thể biết được liệu Y_3 có phải là kết quả phản thực chính xác để đánh giá hiệu quả của chương trình hay không. Chẳng hạn, các kết quả giữa các nhóm tham gia và đối chứng có khác biệt trước chương trình; sự khác biệt này có thể do những khác biệt nội tại gây thiếu khách quan khi so sánh giữa hai nhóm. Nếu ta biết được các kết quả phản thực (Y_0, Y_2), thì ước tính thực về hiệu quả chương trình sẽ là $Y_4 - Y_2$, như nêu trong Hình 2.2, chứ không phải $Y_4 - Y_3$. Trong ví dụ này, tình huống phản thực giả dẫn đến đánh giá quá thấp hiệu quả của chương trình. Tuy nhiên cần lưu ý rằng tùy theo tình hình của các nhóm can thiệp hay đối chứng trước khi có can thiệp mà sự so sánh giả này sẽ dẫn đến đánh giá quá cao hay quá thấp hiệu quả chương trình.

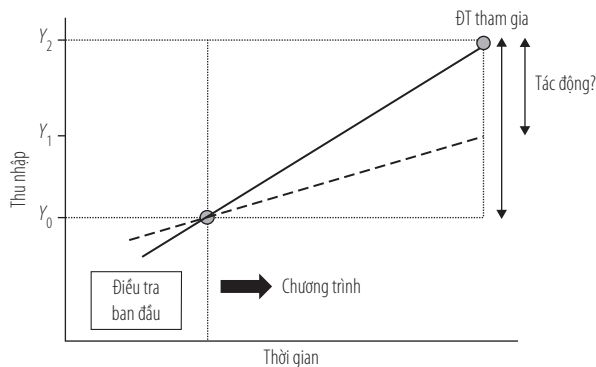
Đi tìm tình huống phản thực: So sánh Trước và Sau

Một trường hợp phản thực giả khác là so sánh giữa các kết quả chương trình ở đối tượng tham gia trước và sau chương trình. Ta có thể so sánh các kết quả hồi cứu ở người thụ hưởng với dữ liệu về các kết quả trước khi có can thiệp, hoặc bằng dữ liệu khảo sát so sánh được trước khi triển khai chương trình hoặc bằng dữ liệu hồi cứu, nếu không có thiết kế đánh giá phù hợp. Như đã thấy trong Hình 2.3, ta sẽ có hai điểm quan sát trên đối tượng thụ hưởng trong một can thiệp là: thu nhập tiền can thiệp (Y_0) và thu nhập sau can thiệp (Y_2). Như vậy, hiệu quả của chương trình có thể được tính bằng ($Y_2 - Y_0$). Các tài liệu nghiên cứu gọi cách làm này là phương pháp phân thân của tác động, trong đó các kết quả ở đối tượng tham gia trước can thiệp được coi là các kết quả so sánh hay đối chứng. Vậy phương pháp này có tho phép ước tính xác thực hiệu quả của chương trình không? Có lẽ là không. Chuỗi thời gian rõ ràng khiến việc có được kết luận hợp lý dễ dàng hơn nhưng chắc chắn không cho kết luận về tác động của chương trình. Nhìn vào Hình 2.3 chẳng hạn, ta có thể thấy mức tác động có thể là ($Y_2 - Y_1$). Thực vậy, cách so sánh đơn giản như vậy không thể là sự đánh giá chính xác vì những yếu tố khác (ngoài chương trình) có thể đã thay đổi trong thời kỳ này. Không đối chiếu với những yếu tố khác này có nghĩa là ta sẽ gán sai kết quả ở đối tượng tham gia khi chưa có chương trình là Y_0 , trong khi đó có thể là Y_1 . Chẳng hạn, các đối tượng tham gia một chương trình tập huấn có thể cải thiện được cơ hội việc làm sau chương trình. Tuy sự cải thiện này có thể do chương trình tạo ra nhưng cũng có thể là do nền kinh tế đã phục hồi từ khủng hoảng và chỉ số việc làm lại tăng trở lại. Nếu không được thực hiện thận trọng thì các so sánh phân thân sẽ không thể phân biệt được giữa hiệu quả của chương trình và các hiệu quả bên ngoài khác, từ đó làm ảnh hưởng đến độ tin cậy của kết quả.

So sánh phân thân sẽ có ích trong đánh giá các can thiệp có độ phủ toàn diện như các chính sách và chương trình toàn quốc trong đó toàn bộ dân số đều tham gia chương trình và không có quy mô nhóm đối chứng nào. Ngay cả khi chương trình không rộng lớn đến vậy nhưng nếu quan sát các kết quả ở đối tượng tham gia trong vài năm thì vẫn có thể kiểm tra được những thay đổi cơ cấu trong kết quả (Ravallion 2008).

Bởi vậy, trong tình huống này rất cần có một nghiên cứu ban đầu rộng bao trùm được nhiều đặc trưng của hộ gia đình ở thời điểm trước chương trình để có thể kiểm soát được càng nhiều yếu tố có khả năng thay đổi trong thời kỳ càng tốt. Dữ liệu chi tiết về mức độ tham gia vào các chương trình đã có trước khi can thiệp được triển khai cũng sẽ cần thiết. Các chương sau sẽ thảo luận một số ví dụ về so sánh trước và sau, có liên hệ với phương thức phân thân hay phương thức có và không.

Hình 2.3. Đánh giá sử dụng so sánh Trước và Sau



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

Lý thuyết cơ bản về Đánh giá tác động: vấn đề sai số lựa chọn

Đánh giá tác động về cơ bản là giải quyết vấn đề thiếu dữ liệu, bởi vì ta không thể quan sát được kết quả ở đối tượng tham gia chương trình nếu họ không phải là người thụ hưởng. Nếu không có thông tin về tình huống phản thực thì phương án được chọn kế tiếp sẽ là so sánh kết quả của các cá nhân hay hộ gia đình can thiệp với những cá nhân, hộ gia đình trong nhóm so sánh không có can thiệp. Để làm điều này, ta có thể chọn một nhóm so sánh có hoàn cảnh rất giống với nhóm can thiệp, để bảo đảm rằng những đối tượng được nhận can thiệp sẽ có những kết quả tương tự như những đối tượng thuộc nhóm so sánh không có can thiệp.

Thành công trong đánh giá tác động phụ thuộc vào việc tìm được nhóm so sánh tốt. Có hai phương thức bao trùm các nhà nghiên cứu thường sử dụng nhằm mô phỏng tình huống phản thực của nhóm can thiệp là: a) tạo một nhóm mẫu thông qua thiết kế thống kê hoặc b) chỉnh sửa phương thức chọn đối tượng của chương trình để loại

bỏ những khác biệt có thể có giữa các nhóm can thiệp và không can thiệp trước khi so sánh kết quả giữa hai nhóm.

Đẳng thức 2.1 trình bày vấn đề đánh giá cơ bản khi so sánh kết quả Y giữa các cá thể được can thiệp và không được can thiệp i :

$$Y_i = \alpha X_i + \beta T_i + \varepsilon_i. \quad (2.1)$$

Trong đó, T là biến giả tương đương với 1 ứng với đối tượng tham gia và 0 ứng với đối tượng không tham gia. X là những đặc điểm được quan sát khác của cá nhân và có thể là của hộ gia đình và môi trường địa phương. Cuối cùng, ε là mức giới hạn sai số thể hiện những đặc điểm không được quan sát cũng có ảnh hưởng đến Y . Đẳng thức 2.1 phản ánh một phương thức thường được sử dụng trong đánh giá tác động, đó là đo lường hiệu quả trực tiếp của chương trình T về các kết quả Y . Những tác động gián tiếp của chương trình (tức là những tác động không trực tiếp liên quan đến việc tham gia chương trình) cũng có thể cần lưu ý, như những thay đổi trong mức giá tại khu vực thực hiện chương trình. Những tác động chương trình gián tiếp sẽ được thảo luận chi tiết hơn ở chương 9.

Vấn đề với đẳng thức ước tính 2.1 là chỉ định can thiệp thường không được thực hiện ngẫu nhiên do những nguyên nhân sau: a) chọn địa điểm chương trình có mục đích, b) tự chọn tham gia chương trình. Tức là chương trình được chọn địa điểm theo nhu cầu của cộng đồng và cá nhân, để rồi những đối tượng này được tự chọn tham gia theo thiết kế và lựa chọn địa điểm chương trình. Việc tự lựa chọn có thể dựa trên các đặc điểm được quan sát (xem chương 4), những yếu tố không được quan sát hoặc cả hai. Trong trường hợp yếu tố không được quan sát, giới hạn sai số trong đẳng thức ước tính sẽ chứa đựng các biến tương quan với biến can thiệp giả T . Ta không thể định lượng, và vì vậy không thể tính đến những đặc điểm không được quan sát này trong đẳng thức 2.1, từ đó dẫn đến *sai số lựa chọn do không có quan sát*. Tức là, $\text{cov}(T, \varepsilon) \neq 0$ thể hiện rằng một trong những giả định chính về bình phương thường nhỏ nhất trong tính toán khách quan đã còn đúng: sự độc lập của số hồi quy đối với giới hạn nhiễu ε . Sự tương quan giữa T và ε thông thường sẽ dẫn đến sai số trong các ước tính khác của đẳng thức, kể cả ước tính về hiệu quả chương trình β .

Vấn đề này cũng có thể được trình bày trong một khung khái niệm trừu tượng hơn. Giả sử ta đang đánh giá một chương trình giảm nghèo, như can thiệp tín dụng chẳng hạn, với mục tiêu là nâng mức thu nhập hộ gia đình. Cho Y_i là thu nhập đầu người của hộ gia đình i . Đối với đối tượng tham gia, $T_i = 1$, giá trị của Y_i trong can thiệp được thay bằng $Y_i(1)$. Đối với đối tượng không tham gia, $T_i = 0$ và Y_i được thể hiện bằng $Y_i(0)$. Nếu $Y_i(0)$ được sử dụng cho các hộ không tham gia làm kết quả so sánh với các kết quả của đối tượng tham gia với các kết quả của đối tượng tham gia $Y_i(1)$, thì hiệu quả bình quân của chương trình sẽ được trình bày như sau:

$$D = E(Y_i(1) | T_i = 1) - E(Y_i(0) | T_i = 0). \quad (2.2)$$

Vấn đề là ở chỗ tình hình của các nhóm can thiệp và không can thiệp trước can thiệp có thể khác, nên sự khác biệt dự tính giữa những nhóm này có thể không phải hoàn toàn là kết quả của can thiệp chương trình. Nếu trong đẳng thức 2.2, ta tiếp tục cộng và trừ kết quả dự tính của nhóm không tham gia nếu họ có tham gia chương trình ($E(Y_i(0) | T_i = 1)$), hay bằng một cách khác xác định yếu tố phản thực – thì ta được:

$$D = E(Y_i(1) | T_i = 1) - E(Y_i(0) | T_i = 0) + [E(Y_i(0) | T_i = 1) - E(Y_i(0) | T_i = 1)]. \quad (2.3)$$

$$\Rightarrow D = ATE + [E(Y_i(0) | T_i = 1) - E(Y_i(0) | T_i = 0)]. \quad (2.4)$$

$$\Rightarrow D = ATE + B. \quad (2.5)$$

Trong những phương trình này, ATE là hiệu quả can thiệp bình quân [$E(Y_i(1) | T_i = 1) - E(Y_i(0) | T_i = 1)$], có nghĩa là, mức tăng bình quân trong các kết quả ở người tham gia tương ứng với người không tham gia, như trong trường hợp các hộ không tham gia không nhận được can thiệp. ATE tương ứng với tình huống trong đó một hộ gia đình được chọn ngẫu nhiên từ quần thể được chỉ định tham gia chương trình, vì vậy các hộ tham gia và không tham gia có xác suất nhận được can thiệp T tương đương nhau.

Giới hạn B , [$E(Y_i(0) | T_i = 1) - E(Y_i(0) | T_i = 0)$], là phạm vi sai số lựa chọn phát sinh khi sử dụng D làm số ước tính ATE . Do chưa biết $E(Y_i(0) | T_i = 1)$ nên ta không thể tính mức độ sai số lựa chọn. Vì vậy, nếu không biết được mức độ sai số lựa chọn trong D thì ta sẽ không bao giờ biết được sự sai biệt chính xác trong các kết quả giữa nhóm can thiệp và đối chứng.

Như vậy, mục tiêu cơ bản của đánh giá tác động là tìm cách loại bỏ yếu tố sai số lựa chọn ($B = 0$) hoặc tìm cách nào đó để tính được yếu tố này. Một cách được trình bày trong chương 3 là chỉ định ngẫu nhiên trong chương trình. Cũng có ý kiến tranh luận rằng sai số trong xét chọn sẽ biến mất nếu giả định rằng dù hộ gia đình hay cá nhân có nhận được can thiệp hay không (có điều kiện tùy thuộc vào một loạt biến đồng thời, X) thì cũng không phụ thuộc vào những kết quả có được. Giả định này có tên gọi là *giả định không tách biệt*, hoặc còn gọi là *giả định độc lập có điều kiện* (xem Lechner 1999; Rosenbaum và Rubin 1983):

$$(Y_i(1), Y_i(0)) \perp T_i | X_i. \quad (2.6)$$

Ta cũng có thể đặt ra giả định mờ hơn là *yếu tố ngoại sinh có điều kiện trong chọn địa điểm chương trình*. Những phương thức và giả định khác này sẽ được thảo luận trong các chương sau. Sự chính xác của ước tính tác động phụ thuộc vào mức độ hợp lý của giả định khi so sánh giữa các nhóm tham gia và đối chiếu, cũng như yếu tố ngoại sinh

của việc chọn đối tượng của chương trình giữa các khu vực có can thiệp và không can thiệp. Tuy nhiên, nếu không có những phương thức hay giả định này thì ta sẽ không thể đánh giá được mức độ sai số *B*.

Những phương thức đánh giá tác động hồi cứu khác nhau

Như sẽ bàn trong các chương sau, ta có thể sử dụng một số phương pháp khác nhau trong lý thuyết đánh giá tác động để giải quyết vấn đề cơ bản của đánh giá là thiếu tình huống phản thực. Mỗi một phương pháp này đều có những giả định riêng về khả năng sai số trong xét chọn đối tượng và tham gia chương trình, đồng thời các giả định cũng đóng vai trò quan trọng trong xây dựng mô hình phù hợp để xác định được tác động của chương trình. Những phương pháp này sẽ được thảo luận chi tiết ở các chương sau nhưng cũng sẽ được liệt kê ở đây, gồm:

1. Đánh giá ngẫu nhiên
2. Phương pháp đối chiếu, đặc biệt là so sánh điểm xu hướng (PSM)
3. Phương pháp sai biệt kép (DD)
4. Phương pháp biến công cụ (IV)
5. Thiết kế gián đoạn hồi quy (RD) và phương pháp tuần tự
6. Tác động phân bố
7. Các phương thức cấu trúc và mô hình khác

Những phương pháp này có sự khác nhau theo những giả định kèm theo về cách thức giải quyết sự sai số lựa chọn khi tính toán mức hiệu quả can thiệp của chương trình. Đánh giá ngẫu nhiên là một hoạt động phân bố ngẫu nhiên trên mẫu đối tượng (ví dụ: cộng đồng hay cá nhân); quá trình can thiệp và đối tượng đối chứng có những đặc điểm tiền chương trình tương tự sau đó được theo dõi trong cả thời kỳ. Các thực nghiệm ngẫu nhiên có ưu thế là tránh được sự sai số lựa chọn ở mức độ ngẫu nhiên. Nếu không có thực nghiệm thì các phương pháp PSM sẽ so sánh tác động can thiệp giữa các đơn vị tham gia và không tham gia tương ứng được đối chiếu dựa trên một loạt các đặc điểm được quan sát. Do vậy, các phương pháp PSM giả định rằng sai số lựa chọn chỉ dựa trên những đặc điểm được quan sát mà không thể tính đến những yếu tố không được quan sát có ảnh hưởng đến việc tham gia chương trình.

Các phương pháp DD giả định rằng có sự lựa chọn không quan sát và thời gian là cố định – hiệu quả can thiệp được xác định bằng cách lấy sai biệt trong kết quả giữa các đơn vị can thiệp và đối chứng trước và sau can thiệp chương trình. Các phương pháp DD có thể được sử dụng trong cả điều kiện thực nghiệm và không thực nghiệm. Các mô hình IV được sử dụng với dữ liệu cắt ngang hay tổng quát và trong trường hợp dữ liệu tổng quát, sẽ cho phép sai số lựa chọn về các đặc điểm không được quan sát biến thiên theo thời gian. Trong phương thức IV, sai số lựa chọn về các đặc điểm không được quan sát hiệu chỉnh bằng cách tìm một biến (hay công cụ) có liên hệ với

tình trạng tham gia nhưng không có liên hệ với các đặc điểm không được quan sát có ảnh hưởng đến kết quả; công cụ này được sử dụng để dự báo tình trạng tham gia. Các phương pháp RD và tuần tự là sự mở rộng của các phương pháp IV và thực nghiệm; các phương pháp này khai thác các quy luật ngoại sinh chương trình (như các quy định về tiêu chuẩn tham gia) để so sánh giữa đối tượng tham gia và không tham gia có vị trí gần nhau xung quanh ranh giới tiêu chuẩn tham gia. Riêng các phương pháp tuần tự lại xây dựng một nhóm đối chiếu từ những đối tượng đủ điều kiện tham gia chương trình nhưng chưa được tiếp nhận can thiệp.

Cuối cùng, cuốn cẩm nang sẽ cung cấp những phương pháp khảo sát tác động phân bổ của chương trình, cũng như những phương thức mô hình, làm rõ những cơ chế (như những lực đẩy thị trường trung hạn) tác động của chương trình. Trong những phương thức này có một loạt các phương pháp định lượng khác nhau sẽ thảo luận từ chương 3 đến chương 7, cũng như những phương pháp tiên nghiệm và hồi cứu.

Cuốn cẩm nang cũng nêu các ví dụ và bài tập từ dữ liệu về chương trình tài chính vi mô ở Bangladesh trong hai giai đoạn (1991/92 và 1998/99) nhằm trình bày cách thức thực hiện đánh giá tác động hồi cứu.

Tổng quan: Thiết kế và Triển khai Đánh giá tác động

Tóm lại, ta cần thực hiện một số bước nhằm bảo đảm cho đánh giá tác động đạt hiệu quả và thu được những phản hồi hữu ích. Chẳng hạn, trong quá trình định hình và chuẩn bị dự án, cần nêu rõ tầm quan trọng và mục tiêu của đánh giá. Ngoài ra còn có những vấn đề khác như tính chất và thời điểm đánh giá. Để phân biệt hiệu quả của chương trình theo các kết quả không phụ thuộc vào các yếu tố khác, ta phải xác định thời điểm và thiết kế đánh giá tác động trước nhằm giúp các nhà quản lý chương trình đánh giá và cập nhật được thông tin về đối tượng, cũng như những hướng dẫn triển khai khác, trong quá trình can thiệp.

Sự sẵn sàng và chất lượng của dữ liệu cũng là yếu tố không thể thiếu trong đánh giá tác động chương trình; yêu cầu về dữ liệu sẽ phụ thuộc vào việc người đánh giá sử dụng phương thức định lượng hay định tính, hay cả hai, cũng như khung đánh giá là tiên nghiệm, hồi cứu hay cả hai. Nếu cần thu thập dữ liệu, thì sẽ cần chú ý đến một số vấn đề khác như thời gian, thiết kế và chọn mẫu, lựa chọn công cụ khảo sát phù hợp. Đồng thời cũng cần thực hiện các khảo sát thí điểm tại thực địa để rà soát và hoàn thiện các câu hỏi phỏng vấn. Thu thập dữ liệu về các đặc điểm kinh tế, xã hội ở cả cấp độ người thụ hưởng và cộng đồng cũng giúp hiểu rõ hơn hành vi của đối tượng trong bối cảnh kinh tế và xã hội của họ. Ravallion (2003) còn đề xuất một số hướng dẫn nhằm cải thiện chất lượng thu thập dữ liệu trong khảo sát. Những hướng dẫn này bao gồm tìm hiểu những khía cạnh khác nhau và những sự thật được cách điệu về chương trình cũng như bối cảnh kinh tế của người tham gia và không tham gia để nâng cao chất

lượng thiết kế mẫu, xây dựng những môđun khảo sát giúp thu thập thông tin bổ sung (về đặc tính tham gia hay chọn đối tượng chương trình chẳng hạn) để hiểu và xử lý vấn đề sai số lựa chọn sau này.

Tuyển dụng và tập huấn cán bộ thực địa, cũng như áp dụng phương thức thống nhất trong quản lý và tạo điều kiện tiếp cận dữ liệu cũng rất quan trọng. Trong triển khai dự án, dựa trên góc độ quản lý, nhóm đánh giá cần được tuyển chọn kỹ càng để có đủ chuyên môn kỹ thuật và quản lý nhằm bảo đảm bảo cáo dữ liệu và kết quả chính xác, cũng như tính minh bạch trong triển khai để có thể diễn giải chính xác dữ liệu. Thu thập dữ liệu liên tục là điều kiện quan trọng để cập nhật thông tin cho người quản lý chương trình về tiến độ, cũng như bất kỳ tham số nào về chương trình cần được điều chỉnh để thích ứng với hoàn cảnh thay đổi hay các xu hướng liên quan đến chương trình. Dữ liệu cần được phân tích kỹ lưỡng và trình bày cho các cấp hoạch định chính sách cũng như những đối tác chính khác trong chương trình để có được những giải pháp có giá trị. Ngoài những kết quả thu được từ bản thân đánh giá, yếu tố đầu vào này cũng sẽ góp phần định hướng cho việc xây dựng chính sách trong tương lai.

Câu hỏi

1. Mục đích của đánh giá tác động (ĐGTĐ) là:
 - A. xác định xem dự án có đem lại lợi ích cho đối tượng thụ hưởng dự kiến hay không; nếu có thì đến mức nào.
 - B. giúp cấp hoạch định chính sách quyết định xem có nên hỗ trợ dự án hay không.
 - C. quyết định mức phân bổ nguồn lực ở những giai đoạn khác nhau trong dự án.
 - (a) Tất cả những nội dung trên
 - (b) A và B
 - (c) A và C
 - (d) A
2. Trong chu trình dự án GS&ĐG, (những) giai đoạn nào có thể thực hiện ĐGTĐ?
 - A. Đầu vào
 - B. Đầu ra
 - C. Kết quả
 - D. Tác động.
 - (a) Tất cả các nội dung trên
 - (b) A và B
 - (c) A, B và C
 - (d) C và D

3. Những nhận định nào sau đây đúng với ĐGTD hồi cứu?
- A. ĐGTD hồi cứu được thực hiện một vài tháng trước khi dự án bắt đầu đi vào triển khai.
 - B. Không thể thực hiện ĐGTD hồi cứu với dữ liệu tổng quát.
 - C. ĐGTD hồi cứu phổ biến hơn đánh giá tiên nghiệm.
 - (a) Tất cả các nội dung trên
 - (b) A và B
 - (c) B và C
 - (d) C
4. Những nhận định nào sau đây đúng với tình huống phản thực?
- A. Tình huống phản thực là một tình huống giả định cho biết những gì sẽ diễn ra với đối tượng nếu không tham gia vào chương trình.
 - B. Chú trọng vào tình huống phản thực là yếu tố quan trọng trong ĐGTD.
 - C. Các phương pháp ĐGTD khác nhau xử lý vấn đề phản thực khác nhau.
 - (a) Tất cả các nội dung trên
 - (b) A và B
 - (c) B và C
 - (d) C
5. Nhận định nào về thiết kế đánh giá hồi cứu sau là đúng?
- A. Người đánh giá là một bộ phận của ban quản lý chương trình.
 - B. Người đánh giá tham gia vào giai đoạn đầu.
 - C. Thiết kế tiên nghiệm tốt hơn thiết kế hồi cứu trong đánh giá chương trình.
 - (a) Tất cả các nội dung trên
 - (b) A và B
 - (c) B và C
 - (d) C
6. Phương pháp ĐGTD nào đưa ra giả định cụ thể rằng những khác biệt giữa đối tượng tham gia và không tham gia xuất phát từ khác biệt trong quyết định tham gia chương trình?
- (a) Sai biệt kép (DD)
 - (b) So sánh điểm xu hướng (PSM)
 - (c) Chọn ngẫu nhiên
 - (d) Biến công cụ (IV)

Tài liệu tham khảo

- Banerjee, Sudeshna, Avjeet Singh và Hussain Samad. 2009. “Developing Monitoring and Evaluation Frameworks for Rural Electrification Projects: A Case Study from Nepal.” Draft, Ngân hàng Thế giới, Washington, DC.
- Bourguignon, François và Francisco H. G. Ferreira. 2003. “Ex Ante Evaluation of Policy Reforms Using Behavioral Models.” In *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution: Evaluation Techniques and Tools*, ấn bản François Bourguignon và Luiz A. Pereira da Silva, 123–41. Washington, DC: Ngân hàng Thế giới và Nhà in Đại học Oxford.
- Heckman, James J. và Edward Vytlacil. 2005. “Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation.” *Econometrica* 73 (3): 669–738.
- Kusek, Jody Zall và Ray C. Rist. 2004. *A Handbook for Development Practitioners: Ten Steps to a Results-Based Monitoring and Evaluation System*. Washington, DC: Ngân hàng Thế giới.
- Lechner, Michael. 1999. “Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany after Unification.” *Journal of Business Economic Statistics* 17 (1): 74–90.
- Paxson, Christina và Norbert Schady. 2002. “The Allocation and Impact of Social Funds: Spending on School Infrastructure in Peru.” *World Bank Economic Review* 16 (2): 297–319.
- Rao, Vjayendra và Ana María Ibáñez. 2005. “The Social Impact of Social Funds in Jamaica: A ‘Participatory Econometric’ Analysis of Targeting, Collective Action, and Participation in Community-Driven Development.” *Journal of Development Studies* 41 (5): 788–838.
- Ravallion, Martin. 2003. “Assessing the Poverty Impact of an Assigned Program.” In *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution: Evaluation Techniques and Tools*, ed. François Bourguignon and Luiz A. Pereira da Silva, 103–22. Washington, DC: Ngân hàng Thế giới và Nhà in Đại học Oxford.
- . 2008. “Evaluating Anti-Poverty Programs.” In *Handbook of Development Economics*, tập 4, ấn bản T. Paul Schultz và John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.
- Rosenbaum, Paul R. và Donald B. Rubin. 1983. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika* 70 (1): 41–55.
- Schady, Norbert. 1999. “Seeking Votes: The Political Economy of Expenditures by the Peruvian Social Fund (FONCODES), 1991–95.” Policy Research Working Paper 2166, Ngân hàng Thế giới, Washington, DC.
- Todd, Petra và Kenneth Wolpin. 2006. “Ex Ante Evaluation of Social Programs.” PIER Working Paper 06-122, Viện Nghiên cứu Kinh tế Penn, Đại học Pennsylvania, Philadelphia.

3. Chọn mẫu ngẫu nhiên

Tóm tắt

Phân bố một chương trình hay can thiệp ngẫu nhiên trên một mẫu quan sát là một giải pháp tránh tình trạng sai số lựa chọn, với điều kiện các tác động của chương trình được khảo sát ở mức độ ngẫu nhiên. Việc lựa chọn kỹ lưỡng khu vực đối chứng (hay tình huống phản thực) cũng là yếu tố quan trọng bảo đảm khả năng so sánh được với các khu vực tham gia chương trình và cuối cùng là tính toán tác động can thiệp (hay sai biệt trong kết quả) giữa hai nhóm. Hiệu quả can thiệp có thể được phân biệt thành *hiệu quả can thiệp bình quân* (ATE) giữa các đơn vị tham gia và đối chứng, hay *hiệu quả can thiệp trên đối tượng được can thiệp* (TOT), là một chỉ số hẹp hơn cho phép so sánh giữa các đơn vị tham gia và đối chứng, với điều kiện đối tượng tham gia ở khu vực có can thiệp.

Có thể thực hiện chọn mẫu ngẫu nhiên một cách hoàn toàn ngẫu nhiên (khi các đơn vị can thiệp và đối chứng có cùng kết quả dự kiến trong trường hợp không có chương trình); phương pháp này đòi hỏi phải bảo đảm tính xác thực ngoại tại và nội tại của thiết kế chọn đối tượng. Tuy nhiên, trên thực tế, người nghiên cứu thường làm việc trong điều kiện bán ngẫu nhiên khi các mẫu can thiệp và đối chứng được chọn ngẫu nhiên, tùy thuộc vào một số đặc điểm được quan sát (chẳng hạn như sở hữu đất hay thu nhập). Nếu những chương trình này được chọn địa điểm một cách ngoại sinh, tùy thuộc vào những đặc điểm được quan sát thì sẽ có thể thực hiện ước tính chương trình khách quan.

Tuy phương thức chọn ngẫu nhiên đã khá rõ ràng nhưng trong thực tế vẫn cần xử lý một số yếu tố, như những vấn đề đạo đức khi loại trừ những khu vực có đặc điểm tương tự như mẫu được chọn, tính đến hiệu ứng lan tỏa ở những khu vực không được chọn cũng như các trường hợp bỏ dở chương trình, bảo đảm tính không đồng nhất của đối tượng tham gia và các kết quả cuối cùng, kể cả khi chương trình áp dụng chọn ngẫu nhiên.

Mục tiêu bài học

Sau khi đọc xong chương này, độc giả sẽ có thể thảo luận:

- Cách thức xây dựng tình huống phản thực phù hợp.
- Cách thức thiết kế một thực nghiệm ngẫu nhiên, trong đó có kiểm định cả yếu tố ngoại tại và nội tại.

- Cách phân biệt ATE với TOT
- Cách xử lý những vấn đề thực tiễn trong đánh giá các can thiệp ngẫu nhiên, kể cả các vấn đề như tính toán hiệu ứng lan tỏa, đối tượng bỏ dở chương trình, các vấn đề đạo đức và tính không đồng nhất về chọn mẫu trong tác động chương trình ở mẫu can thiệp.

Xác định tình huống phản thực

Như đã bàn ở chương 2, việc tìm được tình huống phản thực hợp lý trong can thiệp là khó khăn chính trong đánh giá tác động. Tình huống phản thực cho biết điều gì sẽ diễn ra với đối tượng tham gia chương trình nếu họ không tham gia. Tuy nhiên, không thể quan sát cùng một người ở hai tình huống khác nhau – có nghĩa cùng lúc là cả đối tượng can thiệp và không can thiệp.

Do vậy, vấn đề hóc búa chính ở đây là làm thế nào để người nghiên cứu thiết lập được tình huống phản thực trong thực tế. Trong một số ngành như y khoa, bằng chứng về tình huống phản thực được thu thập thông qua thực nghiệm ngẫu nhiên, nhờ đó bảo đảm cho các kết quả ở nhóm đối chứng thực sự đại diện cho tình huống phản thực ở nhóm can thiệp.

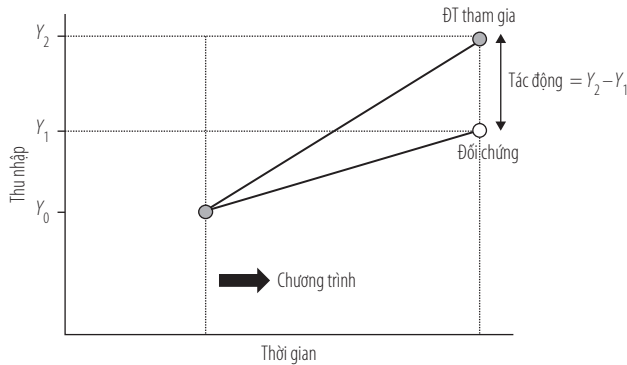
Hình 3.1 minh họa trường hợp chọn ngẫu nhiên theo khu vực địa lý. Ta hãy xem xét sự phân bố ngẫu nhiên ở hai nhóm hộ gia đình hay cá nhân “tương tự” – một nhóm được nhận can thiệp và một nhóm không có can thiệp. Hai nhóm này có sự tương đồng hay “ngang bằng” ở chỗ cả hai nhóm trước can thiệp dự án theo quan sát đều có cùng một mức thu nhập (trong trường hợp này là Y_0). Sau khi can thiệp được triển khai, thu nhập quan sát của nhóm can thiệp được coi là Y_2 còn mức thu nhập của nhóm đối chứng là còn mức thu nhập của nhóm đối chứng là Y_1 . Do vậy, hiệu quả của can thiệp chương trình có thể được thể hiện bằng $(Y_2 - Y_1)$, như trình bày trong Hình 3.1. Như đã thảo luận trong chương 2, cần phải hết sức cẩn thận trong lựa chọn nhóm đối chứng để bảo đảm khả năng so sánh.

Thiết kế thống kê trong chọn mẫu ngẫu nhiên

Tuy nhiên, trong thực tế có thể sẽ rất khó bảo đảm được rằng nhóm đối chứng sẽ rất giống với các khu vực dự án, rằng hiệu quả can thiệp trong mẫu mang tính phổ biến và rằng bản thân các tác động chính là một chức năng của riêng chương trình mà thôi.

Các nhà thống kê đã đề xuất một phương thức chọn mẫu ngẫu nhiên có tính đến những ưu tiên này. Trong giai đoạn đầu sẽ chọn ra một mẫu đối tượng ngẫu nhiên từ quần thể phù hợp.

Hình 3.1. Thực nghiệm lý tưởng với nhóm đối chứng tương ứng



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

Mẫu này phải đại diện cho quần thể trong phạm vi sai số chọn mẫu nhất định. Giai đoạn này sẽ bảo đảm tính hợp lệ bên ngoài của thực nghiệm. Ở giai đoạn hai, các cá nhân trong mẫu được phân bổ ngẫu nhiên vào nhóm can thiệp và đối chiếu, trong đó bảo đảm tính hợp lý nội tại để những thay đổi sau này trong các kết quả định lượng được đều xuất phát từ chương trình chứ không phải các yếu tố khác. Các điều kiện để bảo đảm tính hợp lý ngoại tại và nội tại của thiết kế chọn mẫu ngẫu nhiên sẽ được thảo luận chi tiết ở phần sau.

Tính toán hiệu quả can thiệp

Nhờ chọn mẫu ngẫu nhiên mà điều chỉnh được mức sai số lựa chọn B, như đã thảo luận trong chương 2, bằng cách gán ngẫu nhiên cá nhân hay nhóm vào các nhóm can thiệp và đối chiếu. Trở lại nội dung chương 2, ta cùng xem xét vấn đề quen thuộc là định lượng hiệu quả can thiệp (xem Imbens và Angrist 1994): cho can thiệp Y_i bằng 1 nếu đối tượng i được can thiệp và bằng 0 nếu không có can thiệp. Cho $Y_i(1)$ là kết quả nếu có can thiệp và $Y_i(0)$ nếu không có can thiệp.

Quan sát Y_i và T_i , trong đó $Y_i = [T_i \cdot Y_i(1) + (1 - T_i) \cdot Y_i(0)]$.¹ Nói một cách cụ thể, hiệu quả can thiệp trên đơn vị i là $Y_i(1) - Y_i(0)$, và ATE là $ATE = E[Y_i(1) - Y_i(0)]$, hay sai biệt trong kết quả so với một dự án tương ứng với khu vực đối chiếu ở một người hay đơn vị i được chọn ngẫu nhiên từ quần thể. Một trong những giả định trong công thức này là mọi người trong quần thể đều có cơ hội được chọn ngang nhau.

Tuy nhiên, nhìn chung, chỉ có $E[Y_i(1)|T_i = 1]$, tức các kết quả can thiệp bình quân, với điều kiện trong phạm vi khu vực can thiệp, và $E[Y_i(0)|T_i = 0]$, tức các kết quả không can thiệp bình quân, với điều kiện không nằm trong phạm vi khu vực can thiệp, là quan sát được. Nếu chọn mẫu không ngẫu nhiên và chỉ quan sát trên một mẫu nhỏ từ quần thể, $E[Y_i(1)]$ sẽ không nhất thiết bằng $E[Y_i(1)|T_i = 1]$, and $E[Y_i(0)]$ không nhất thiết bằng $E[Y_i(0)|T_i = 0]$.

Bởi vậy, thông thường các hiệu quả can thiệp thay thế được quan sát dưới dạng $TOT = E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1]$ hay sai biệt trong các kết quả giữa tiếp nhận chương trình so với ở trong khu vực đối chứng đối với người hay đối tượng i được chọn ngẫu nhiên từ mẫu can thiệp. Có nghĩa là, TOT biểu thị mức tăng bình quân ở người tham gia, với điều kiện người tham gia có tiếp nhận chương trình. Giả sử khu vực cần quan tâm là $E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1]$. Nếu T_i không ngẫu nhiên thì mức sai biệt đơn giản giữa các khu vực can thiệp và đối chứng, $D = E[Y_i(1)|T_i = 1] - E[Y_i(0)|T_i = 0]$ (xem chương 2), sẽ không bằng với TOT. Mức sai biệt giữa TOT và D sẽ là $E[Y_i(0)|T_i = 1] - E[Y_i(0)|T_i = 0]$, và bằng với mức sai số B trong tính toán hiệu quả can thiệp (chương 2):

$$TOT = E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1] \quad (3.1)$$

$$= E[Y_i(1)|T_i = 1] - E[Y_i(0)|T_i = 1] \quad (3.2)$$

$$= D = E[Y_i(1)|T_i = 1] - E[Y_i(0)|T_i = 0] \quad \text{if } E[Y_i(0)|T_i = 1] - E[Y_i(0)|T_i = 0] = B \quad (3.3)$$

$$\Rightarrow TOT = D \quad \text{if } B = 0. \quad (3.4)$$

Tuy trên nguyên tắc, kết quả phản thực $E[Y_i(0)|T_i = 1]$ trong đẳng thức 3.2 không thể bằng quan sát trực tiếp mà hiểu được mức độ sai số nhưng vẫn còn một chút yếu tố trực giác. Một ví dụ là Duflo, Glennerster và Kremer (2008) trong thảo luận về vấn đề này trong trường hợp một chương trình phân phối sách giáo khoa trường học. Giả sử ta quan tâm đến tác động của chương trình này đối với kết quả học tập của học sinh, nhưng chương trình này lại là một chương trình không ngẫu nhiên ở chỗ các trường được nhận sách giáo khoa đã đề ra tiêu chí giáo dục cao hơn. Mẫu được chọn do đó sẽ có mức kết quả học tập cao hơn khu vực đối chứng, và $E[Y_i(0)|T_i = 1]$ sẽ lớn hơn $E[Y_i(0)|T_i = 0]$, vì vậy $B > 0$ và sẽ tồn tại mức sai số tăng trong hiệu quả chương trình. Nhưng nếu các nhóm được chọn ngẫu nhiên, thì $E[Y_i(0)|T_i = 1]$ và $E[Y_i(0)|T_i = 0]$ sẽ bằng nhau và khi đó không có sai số nào trong tình trạng tham gia ($B = 0$).

Nhằm thống nhất lý thuyết về hiệu quả can thiệp, Heckman và Vytlačil (2005) cũng mô tả một tham số gọi là *hiệu quả can thiệp cận biên* (MTE), từ đó có thể trích xuất ATE và TOT. Được Björklund và Moffitt (1987) đưa vào lý thuyết đánh giá, MTE là mức thay đổi bình quân trong kết quả Y_i đối với các cá nhân nằm ở ngoại biên ranh giới tham gia chương trình, với các đặc trưng được quan sát X_i và phụ thuộc vào một số đặc trưng không được quan sát U_i trong đẳng thức biểu thị tình trạng tham gia: $MTE = E(Y_i(1) - Y_i(0)|X_i = x, U_i = u)$. Có nghĩa là MTE là hiệu quả bình quân của chương trình đối với những cá nhân ở trạng thái trung lập giữa tham gia và không tham gia. Chương 6 sẽ trình bày chi tiết về MTE và những lợi thế của MTE.

Hiệu quả can thiệp trong Chọn mẫu ngẫu nhiên thuần túy

Chọn mẫu ngẫu nhiên có thể được thực hiện theo hai cách: ngẫu nhiên thuần túy và ngẫu nhiên bán phần. Nếu can thiệp được thực hiện ngẫu nhiên thuần túy theo quy

trình hai giai đoạn như nêu ở trên thì các hộ gia đình được can thiệp và không được can thiệp sẽ có cùng một kết quả dự tính khi không có chương trình. Khi đó, $E[Y_i(0)|T_i = 1]$ is equal to $E[Y_i(0)|T_i = 0]$. Do can thiệp là ngẫu nhiên chứ không phải một hàm số của các đặc trưng không được quan sát (như cá tính hay các thị hiếu khác) ở cá nhân, nên kết quả dự kiến sẽ có khác biệt giữa hai nhóm nếu không có can thiệp. Vì vậy, sai số lựa chọn sẽ bằng 0 trong trường hợp lựa chọn ngẫu nhiên.

Xem xét trường hợp ngẫu nhiên thuần túy, trong đó mẫu cá nhân hay hộ gia đình được chọn ngẫu nhiên từ quần thể cần quan tâm. Sau đó, mẫu thực nghiệm được phân chia ngẫu nhiên thành hai nhóm: a) nhóm can thiệp có tiếp cận can thiệp chương trình, và b) nhóm đối chứng không tiếp nhận chương trình. Về mặt hồi quy, phương thức này có thể được trình bày bằng công thức sau:

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \varepsilon_i, \quad (3.5)$$

trong đó, T_i là biến can thiệp giả, bằng 1 nếu đơn vị i được can thiệp ngẫu nhiên và bằng 0 nếu ngược lại. Vẫn như trên, Y_i được xác định bằng công thức:

$$Y_i = [Y_i(1) \cdot T_i] + [Y_i(0) \cdot (1 - T_i)]. \quad (3.6)$$

Nếu can thiệp là ngẫu nhiên (khi đó T và ε sẽ độc lập), đẳng thức 3.5 sẽ được tính toán bằng cách sử dụng bình phương thường nhỏ nhất (OLS), và hiệu quả can thiệp β^{\wedge}_{OLS} sẽ ước tính mức sai biệt trong các kết quả ở nhóm can thiệp và đối chứng. Nếu đánh giá ngẫu nhiên được thiết kế và triển khai chính xác thì có thể tính toán được một cách khách quan tác động của chương trình.

Tác động can thiệp trong Chọn mẫu ngẫu nhiên bán phần

Tuy vậy, chọn mẫu ngẫu nhiên thuần túy rất hiếm khi được thực hiện. Thay vào đó, người ta sử dụng *ngẫu nhiên bán phần*, trong đó các ví dụ can thiệp và đối chứng được chọn ngẫu nhiên, dựa trên một số đặc trưng được quan sát X (chẳng hạn, sở hữu đất đai hay thu nhập). Nếu có thể đưa ra giả định gọi là *ngoại sinh có điều kiện trong chọn địa điểm chương trình* thì ta có thể tính toán khách quan hiệu quả của chương trình.

Mô hình này dựa trên mô hình của Ravallion (2008). Để cho đơn giản, $Y_i(1)$ được dùng để thể hiện Y_i^T và $Y_i(0)$ thể hiện Y_i^C , đẳng thức 3.5 sẽ được áp dụng trên một mẫu nhỏ đối tượng tham gia và không tham gia như sau:

$$Y_i^T = \alpha^T + X_i \beta^T + \mu_i^T \quad \text{if } T_i = 1, i = 1, \dots, n \quad (3.7)$$

$$Y_i^C = \alpha^C + X_i \beta^C + \mu_i^C \quad \text{if } T_i = 0, i = 1, \dots, n \quad (3.8)$$

Phương pháp thông thường là tính toán công thức trên như một phép hồi quy đơn bằng cách tập hợp dữ liệu cho cả các nhóm đối chứng và can thiệp. Ta có thể nhân đẳng

thức 3.7 với T_i và nhân đẳng thức 3.8 với $(1 - T_i)$, sau đó sử dụng đồng nhất thức trong phương trình 3.6 để tính:

$$Y_i = \alpha^C + (\alpha^T - \alpha^C)T_i + X_i\beta^C + X_i(\beta^T - \beta^C)T_i + \varepsilon_i, \quad (3.9)$$

trong đó: $\varepsilon_i = T_i(\mu_i^T - \mu_i^C) + \mu_i^C$. Hiệu quả can thiệp từ đẳng thức 3.9 có thể được viết thành $A^{TT} = E(Y_i | T_i = 1, X) = E[\alpha^T - \alpha^C + X_i(\beta^T - \beta^C)]$. Ở đây, A^{TT} chỉ là hiệu quả can thiệp trên đối tượng có can thiệp, tức TOT như đã trình bày ở trên.

Đối với phương trình 3.9, ta có thể có được ước tính thống nhất về hiệu quả chương trình bằng OLS nếu giả định $E(\mu_i^T | X, T = t) = E(\mu_i^C | X, T = t) = 0, t = \{0, 1\}$. Tức là, không có sai số lựa chọn do lựa chọn ngẫu nhiên. Trên thực tế, một mô hình tác động phổ biến thường được sử dụng trong đó giả định $\beta^T = \beta^C$. Khi đó ATE sẽ đơn giản là $\alpha^T - \alpha^C$.

Chọn mẫu ngẫu nhiên trong Thiết kế đánh giá: các phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên khác nhau

Nếu có thể chọn ngẫu nhiên thì cần phải quyết định chọn loại chọn mẫu ngẫu nhiên nào (chọn vượt mức, ngẫu nhiên từng bước, ngẫu nhiên trong nội bộ nhóm hay thiết kế khuyến khích). Những phương thức này được trình bày chi tiết trong Duflo, Glennerster và Kremer (2008), và được thảo luận lần lượt dưới đây:

- *Chọn vượt mức*: Nếu chương trình chỉ có nguồn lực hạn chế thì có thể phân bổ ngẫu nhiên hoạt động triển khai cho một phân nhóm đối tượng đạt tiêu chuẩn, còn số đối tượng đạt tiêu chuẩn còn lại không được tiếp nhận chương trình có thể được coi là nhóm đối chứng. Cần thực hiện một số khảo sát về ngân sách, xem xét có thể khảo sát bao nhiêu đối tượng so với số lượng được chọn thực tế, để có được một nhóm đối chứng đủ lớn so với mẫu thụ hưởng.
- *Ngẫu nhiên từng bước*: phương thức này tham gia dần dần vào chương trình trên một loạt các khu vực đạt tiêu chuẩn, trong khi các nhóm đối chứng đại diện cho các khu vực đạt tiêu chuẩn vẫn chờ tiếp nhận chương trình. Phương pháp này sẽ giảm thiểu được các vấn đề về bình đẳng và tăng khả năng các khu vực tham gia chương trình và đối chứng có sự tương đồng về các đặc trưng cần quan sát.
- *Ngẫu nhiên trong nội bộ nhóm*: Tuy vậy, trong phương thức ngẫu nhiên từng bước, nếu độ trễ từ lúc bắt đầu chương trình đến khi thực sự nhận được các lợi ích lớn thì có thể nảy sinh nhiều tranh luận hơn về việc khu vực nào cần được tiếp nhận chương trình trước. Trong trường hợp này, vẫn có thể sử dụng yếu tố ngẫu nhiên bằng cách triển khai chương trình ở một số nhóm nhỏ trong từng khu vực được chọn. Như vậy, phương thức này cũng giống với ngẫu nhiên từng bước trên quy mô nhỏ. Một vấn đề ở đây là hiệu ứng lan tỏa sẽ có khả năng xuất hiện nhiều hơn trong trường hợp này.

- *Thiết kế khuyến khích:* Thay vì chọn ngẫu nhiên can thiệp, các nhà nghiên cứu gán ngẫu nhiên đối tượng với một tuyên bố hay sáng kiến để được tham gia chương trình. Một số thông báo về chương trình sẽ được cung cấp trước (trong thời gian điều tra ban đầu để tiết kiệm chi phí hay thời điểm nào đó trước khi triển khai chương trình) cho một nhóm nhỏ ngẫu nhiên đối tượng thụ hưởng đủ tiêu chuẩn. Thông báo này được sử dụng như một công cụ để tham gia chương trình. Hiệu ứng lan tỏa cũng có thể được tính toán dễ dàng trong trường hợp này nếu có thu thập dữ liệu về các mạng lưới xã hội của hộ gia đình nhận được thông báo, để biết được tỉ lệ tham gia có khác biệt gì giữa các hộ có liên hệ hay không có liên hệ. Tuy nhiên, thực nghiệm kiểu này sẽ đòi hỏi nhiều công sức thu thập dữ liệu hơn.

Các vấn đề trong chọn mẫu ngẫu nhiên

Trong thiết kế ngẫu nhiên có một số vấn đề cần quan tâm như các vấn đề đạo đức, tính hợp lệ bên ngoài, tuân thủ một phần hay thiếu tuân thủ, đối tượng bỏ dở chương trình và hiệu ứng lan tỏa. Hạn chế can thiệp nhất định đối với một tập hợp ngẫu nhiên và cho phép nhóm ngẫu nhiên khác được nhận can thiệp có thể bị coi là thiếu đạo đức. Thiết kế ngẫu nhiên thường không khả thi về mặt chính trị vì rất khó giải trình thiết kế này với những người có thể được hưởng lợi. Vì vậy, việc thuyết phục các đối tác có thể tham gia triển khai thiết kế ngẫu nhiên cũng rất khó khăn.

Tính hợp lý ngoại tại cũng là một vấn đề. Một dự án dạy nghề quy mô nhỏ có thể không gây ảnh hưởng đến mức tiền lương chung nhưng một dự án quy mô lớn thì có thể. Có nghĩa là, những tác động xác định được từ dự án thí điểm có thể không phải là chỉ báo chính xác về tác động của dự án trên phạm vi toàn quốc. Vấn đề ở đây là làm thế nào để phổ cập và nhân rộng các kết quả đạt được thông qua đánh giá ngẫu nhiên.

Tuân thủ cũng là một vấn đề trong chọn mẫu ngẫu nhiên và thường nảy sinh khi có một bộ phận cá nhân được mời tham gia can thiệp không tham gia. Ngược lại, một số thành viên trong nhóm đối chiếu lại được tiếp nhận can thiệp. Tình huống này được gọi là tuân thủ một phần (hay không hoàn chỉnh). Để bảo đảm tính hợp lệ và tránh sai số lựa chọn, cần có phân tích nhấn mạnh vào những nhóm có được từ chọn mẫu ngẫu nhiên ban đầu. Phân tích này có thể loại trừ những đối tượng hay cắt giảm số lượng mẫu theo các hành vi có thể bị ảnh hưởng từ chỉ định ngẫu nhiên. Nói chung, người ta thường quan tâm đến hiệu quả của một can thiệp nhất định nhưng chọn mẫu ngẫu nhiên sẽ chỉ ảnh hưởng đến xác suất cá nhân đó tiếp cận với can thiệp chứ không phải chính can thiệp.

Đồng thời, những hiệu ứng lan tỏa sẽ phát sinh khi can thiệp tác động đến cả nhóm đối chứng lẫn mẫu tham gia, do đó gây nhiễu trong tính toán tác động chương trình. Chẳng hạn, những đối tượng bên ngoài mẫu có thể đã chuyển đến một thôn bản có

các trạm xá được chọn địa điểm ngẫu nhiên, do đó làm ảnh hưởng đến hiệu quả của chương trình. Phần sau trong chương sẽ nghiên cứu xem những vấn đề về chọn mẫu ngẫu nhiên trong thực tế được giải quyết ra sao.

Đánh giá tác động ngẫu nhiên trong thực tế

Phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên ngày càng phổ biến ở một số nơi trên thế giới, một phần vì nếu được triển khai tốt thì chọn mẫu ngẫu nhiên có thể là một chỉ báo đáng tin cậy về tác động của chương trình. Đồng thời, sau khi khảo sát đã được lên thiết kế và dữ liệu đã được thu thập thì những kỹ thuật dựa trên kinh nghiệm nhằm xác định tác động của các thực nghiệm ngẫu nhiên thường khá trực tiếp. Đặc biệt, thực nghiệm ngẫu nhiên là phương án dễ giải trình hay khởi xướng nhất khi bắt đầu chương trình, trong giai đoạn thí điểm. Giai đoạn này thường cho phép chọn mẫu ngẫu nhiên trước khi nhân rộng chương trình. Đây là dịp để các đối tác triển khai chương trình đánh giá nghiêm túc hiệu quả của chương trình và cũng là cơ hội để hoàn thiện thiết kế chương trình. Ta cũng có thể đưa yếu tố ngẫu nhiên vào các chương trình hiện có theo nhiều cách với những xáo trộn tối thiểu. Sau khi các phần trước trong chương đã trình bày về lý thuyết những vấn đề trong chọn mẫu ngẫu nhiên, những phần tiếp theo sẽ thảo luận những vấn đề thực tiễn và các nghiên cứu điển hình trong triển khai nghiên cứu ngẫu nhiên.

Vấn đề đạo đức

Việc triển khai các thực nghiệm ngẫu nhiên ở các nước đang phát triển cũng thường làm nảy sinh các vấn đề về đạo đức. Chẳng hạn, thuyết phục các quan chức chính phủ không thực hiện một chương trình nào đó trên một nhóm đối tượng được chọn ngẫu nhiên có cùng tình trạng nghèo và hạn chế trong cơ hội tìm kiếm thu nhập trong tư cách nhóm đối tượng ngẫu nhiên có thể gặp nhiều khó khăn. Việc triển khai các thiết kế ngẫu nhiên thường không khả thi về mặt chính trị do những khó khăn trong giải trình thiết kế đó cho những người có thể hưởng lợi từ nó.

Một lập luận phản biện cho rằng chọn mẫu ngẫu nhiên là một phương pháp khoa học trong xác định tác động của chương trình. Vì vậy, phương pháp này sẽ giúp quyết định chương trình hay phương hướng nào trong số những phương án cấp hoạch định chính sách có thể có là thực sự hiệu quả và nhờ đó mà đa dạng hóa được đầu tư. Như vậy, trong dài hạn, chọn mẫu ngẫu nhiên sẽ cho phép hỗ trợ một số lượng đối tượng lớn hơn ngoài những người đã được chọn ban đầu. Thiết kế ngẫu nhiên từng bước như mô hình sử dụng trong chương trình PROGRESA của Mêhicô (Programa de Educación, Salud y Alimentación, hay Chương trình Giáo dục, Y tế và Dinh dưỡng; xem khung 3.1) cũng có phép các khu vực không được chọn nhưng có đặc điểm tương tự được hưởng lợi ích cuối cùng từ chương trình cũng như tạo ra một mẫu đối chiếu tốt.

Đồng thời, do các hạn chế về nguồn lực mà không phải ai cũng được chương trình xét chọn tham gia – dù là chương trình thực nghiệm hay phi thực nghiệm. Trong

KHUNG 3.1 Nghiên cứu điểm: chương trình PROGRESA (Oportunidades)

PROGRESA (nay là Oportunidades), như đã trình bày trong khung 2.1, chương 2, là chương trình kết hợp chọn đối tượng ở cấp khu vực và thôn bản với cấp hộ gia đình trong những khu vực này. Chỉ những đối tượng đặc biệt nghèo mới được xét chọn, thông qua cơ chế chọn đối tượng ngẫu nhiên từng bước trong chương trình ở các địa phương mục tiêu. 1/3 các cộng đồng đủ tiêu chuẩn được chọn ngẫu nhiên tham gia chương trình chậm hơn 18 tháng, còn 2/3 còn lại tiếp nhận chương trình ngay từ đầu. Ở địa phương, các hộ gia đình được chọn dựa trên một phân tích xét loại sử dụng các đặc trưng kinh tế, xã hội (lấy từ dữ liệu tổng điều tra hộ gia đình) nhằm phân loại hộ gia đình theo các loại nghèo và không nghèo. Bình quân có khoảng 78% số hộ gia đình ở những địa phương được chọn được coi là đạt tiêu chuẩn và khoảng 93% số hộ gia đình đạt chuẩn được chọn tham gia chương trình.

Về vấn đề đạo đức trong lựa chọn ngẫu nhiên, phương thức can thiệp từng bước cho phép mọi mẫu đủ tiêu chuẩn đều được tham gia dù sớm hay muộn, cũng như tạo được sự linh hoạt trong điều chỉnh chương trình nếu quá trình triển khai thực tế khó khăn hơn dự kiến. Giám sát và đánh giá hoạt động trong chương trình như đã thảo luận trong chương 2 cũng là những nội dung chính của chương trình, cũng như phân tích chi tiết về chi phí-lợi ích.

Một số đánh giá khác đã khảo sát tác động của Oportunidades đối với các kết quả y tế và giáo dục trong mẫu được chọn, trong đó có khảo sát lợi ích y tế của chương trình (Gertler 2004); các kết quả về thị trường lao động dành cho người lớn và thanh niên (Behrman, Parker và Todd 2009; Skoufias và di Maro 2007); học hành (de Janvry và các tác giả khác 2006; Schultz 2004; Todd và Wolpin 2006); và dinh dưỡng (Behrman và Hoddinott 2005; Hoddinott và Skoufias 2004). Mọi quan tâm về thiết kế và kết quả của chương trình Oportunidades đã khuyến khích sự ra đời của các chương trình trợ cấp tiền mặt có điều kiện tương tự ở Nam Mỹ và Trung Mỹ, cũng như ở Bangladesh và Thổ Nhĩ Kỳ.

trường hợp này, chọn mẫu ngẫu nhiên sẽ không bị coi là phi đạo đức. Trên thực tế, điểm mấu chốt là ở chỗ việc thuyết phục các đối tác có thể tham gia thực hiện thiết kế ngẫu nhiên thường gặp khó khăn; do đó, thách thức đầu tiên là phải tìm được những đối tác phù hợp để triển khai thiết kế. Chính phủ, các tổ chức phi chính phủ và đôi khi là cả các hãng tư nhân đều có thể là những đối tác tiềm năng.

Tính hợp lý Nội tại và Ngoại tại

Sự tồn tại nhiều phương thức khác nhau trong triển khai các nghiên cứu ngẫu nhiên cho thấy yêu cầu điều chỉnh can thiệp chương trình và khảo sát phù hợp trong khuôn khổ mẫu đã chọn. Những vấn đề này luôn hiện hữu trong quá trình chung gồm hai bước định hướng chất lượng của thiết kế thực nghiệm. Trong giai đoạn đầu, các cấp hoạch định chính sách cần xác định rõ không chỉ mẫu ngẫu nhiên sẽ được lựa chọn để phân tích mà cả quần thể sử dụng để chọn mẫu. Đặc biệt, hoạt động thực nghiệm phải có tính hợp lý ngoại tại, có nghĩa là các kết quả đạt được có thể được phổ biến cho các đối tượng hay điều kiện khác (như thông qua các can thiệp chương trình khác). Với cùng các ký hiệu đã sử dụng trên, phương thức này sẽ tương ứng với các điều kiện $E[Y_i(0)|T_i = 1] = E[Y_i(0)|T_i = 0]$ and $E[Y_i(1)|T_i = 1] = E[Y_i(1)|T_i = 0]$.

Thứ hai, cần thực hiện một số bước khi phân bổ ngẫu nhiên mẫu này trong các điều kiện can thiệp và đối chứng để bảo đảm rằng hiệu quả của can thiệp là một hàm số của riêng can thiệp mà không phải do yếu tố gây nhiễu nào tạo ra. Tiêu chí này được gọi là *tính hợp lý nội tại* và thể hiện khả năng kiểm soát những vấn đề có ảnh hưởng đến quan hệ nhân quả trong tác động can thiệp. Sai số hệ thống (gắn với việc lựa chọn nhóm không phù hợp, đối tượng bỏ dở can thiệp, nhiễu tạp trong khu vực mục tiêu từ mẫu đối chứng và những thay đổi trong công cụ được sử dụng để xác định tiến độ và kết quả trong quá trình thực nghiệm), cũng như tác động của bản thân việc chọn mẫu đối với những lựa chọn và kết quả liên quan ở đối tượng tham gia trong mẫu được chọn, là ví dụ về những vấn đề trên. Biến thiên ngẫu nhiên trong những trường hợp khác diễn ra khi thực nghiệm đang được tiến hành, tuy không phải là một nguy cơ trực tiếp đối với tính hợp lý nội tại nhưng cũng cần được giám sát trong quá trình thu thập dữ liệu vì những biến thiên ngẫu nhiên rất lớn cũng có thể là một nguy cơ đối với tính khả đoán trong tính toán dữ liệu. Phần sau sẽ thảo luận một số phương thức thường được kết hợp với phương pháp ngẫu nhiên để tính toán các nhân tố gây nhiễu có thể có.

Mặc dù phương thức hai giai đoạn sau đây cho ước tính thống nhất về ATE (Kish 1987) nhưng trên thực tế, các nhà nghiên cứu hành vi và xã hội hầu như không bao giờ áp dụng phương thức này. Đặc biệt, giả định duy nhất có thể đưa ra khi chọn mẫu ngẫu nhiên là $E[Y_i(0)|T_i = 1] = E[Y_i(0)|T_i = 0]$. Ngay cả việc duy trì tiêu chí hợp lý nội tại trong bối cảnh kinh tế cũng rất khó thực hiện, như sẽ trình bày dưới đây. Bởi vậy, các cấp hoạch định chính sách khi xem xét hiệu quả của các can thiệp chương trình ngẫu nhiên, cùng lắm cũng chỉ có thể ước tính thống nhất được TOT hay hiệu quả trên một nhóm quần thể nhỏ nhất định: $TOT = E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1]$, chứ không phải $ATE = E[Y_i(1) - Y_i(0)]$.

Ước tính Dự định can thiệp và Tính toán hiệu ứng lan toả

Bảo đảm để các khu vực đối chứng và can thiệp không bị pha trộn lẫn nhau là một việc hết sức quan trọng nếu muốn xác định khách quan tác động của chương trình. Trong thiết kế thực nghiệm, một số phương thức có thể giúp giảm khả năng nhiễu tạp ở các khu vực dự án. Chẳng hạn, chọn các khu vực dự án và đối chứng có vị trí tương đối xa nhau, tránh khả năng di dân giữa hai khu vực. Vì vậy, nhiễu tạp khu vực can thiệp thường hay xảy ra hơn với những dự án có quy mô lớn.

Tuy đã có nhiều cố gắng tiên nghiệm trong chọn mẫu ngẫu nhiên can thiệp chương trình nhưng đối tượng tham gia chương trình vẫn có thể không hoàn toàn ngẫu nhiên. Cá nhân hay hộ gia đình ở các khu vực đối chứng có thể di chuyển đến các khu vực dự án và cuối cùng là làm ảnh hưởng đến kết quả của chương trình. Tương tự, các cá nhân được chọn trong khu vực dự án cũng có thể không tham gia nhưng vẫn chịu ảnh hưởng gián tiếp từ chương trình. Nếu chương trình có đối tượng đã chọn cũng tác động đến

cả nhóm đối chứng thì sẽ gây nhiễu khi tính toán tác động chương trình. Trong một số trường hợp, dự án không thể được nhân rộng mà không tạo ra những tác động quân bình chung. Chẳng hạn, một dự án đào tạo nghề quy mô nhỏ có thể không ảnh hưởng đến mức tiền lương chung nhưng một dự án quy mô lớn thì có thể. Trong trường hợp dự án lớn, tác động đo được từ dự án thí điểm có thể là một chỉ báo không chính xác về tác động của dự án trên quy mô toàn quốc. Hiệu ứng Hawthorne này thường làm ảnh hưởng đến kết quả của thực nghiệm ngẫu nhiên, trong đó việc tham gia vào chương trình thực nghiệm có thể làm thay đổi hành vi một cách không ngẫu nhiên.²

Những tác động can thiệp một phần này có thể thu hút sự quan tâm riêng của người nghiên cứu, đặc biệt khi chúng có thể có đáng kể nếu triển khai chính sách trên quy mô lớn. Có thể xử lý vấn đề này thông qua lượng hóa các tác động *dự định can thiệp* (ITT, khung 3.2) hay xét chọn đối tượng chương trình thực tế bằng cơ chế chỉ định ngẫu nhiên (khung 3.3).

Đặc biệt, trong trường hợp can thiệp thực tế tách biệt với biến số được điều chỉnh ngẫu nhiên, nếu gọi Z là biến gán ngẫu nhiên này (chẳng hạn, thư mời cán bộ trường đại học tham dự hội chợ và tặng 20 đô-la cho mỗi người tham dự), còn T vẫn là can thiệp cần quan tâm (chẳng hạn như tham dự hội chợ); sử dụng cùng các ký hiệu như trên, ta sẽ biết do chỉ định ngẫu nhiên mà $E[Y_i(0)|Z_i = 1] - E[Y_i(0)|Z_i = 0]$ sẽ bằng 0 và sai biệt $E[Y_i(1)|Z_i = 1] - E[Y_i(0)|Z_i = 0]$ sẽ bằng hiệu ứng nhân quả của Z . Tuy nhiên, giá trị này sẽ không bằng mức tác động của can thiệp T , vì Z không bằng T . Do Z được chọn để ít nhất cũng ảnh hưởng đến can thiệp nên sai biệt sẽ là tác động ITT.

KHUNG 3.2 Nghiên cứu điểm: rút thăm xác định tác động Dự kiến can thiệp

Chương trình học bổng PACES (Plan de Ampliación de Cobertura de la Educación Secundaria, hay Kế hoạch Tăng cường Phổ cập Giáo dục cấp hai), được chính phủ Columbia triển khai cuối năm 1991, cấp phiếu học bổng trường tư cấp hai cho 125.000 học sinh ở các khu vực nghèo nhập học các trường tiểu học công. Những phiếu học bổng này trang trải gần một nửa chi phí học tập của học sinh nhập học và được gia hạn tùy theo kết quả học tập. Tuy nhiên, chương trình gặp phải vấn đề chọn thừa đối tượng vì số lượng hộ gia đình đủ tiêu chuẩn (sống ở các vùng thuộc 2 tầng lớp thấp nhất trong số 6 tầng lớp kinh tế, xã hội trong dân số) vượt quá số lượng phiếu. Do vậy, nhiều phiếu phải phân phát thông qua rút thăm ngẫu nhiên.

Để xác định tác động của chương trình phiếu học bổng này, Angrist và các tác giả khác (2002) điều tra những em rút thăm trúng và không trúng ở 3 nhóm đối tượng học sinh. Họ tiến hành một bài kiểm tra trên cả hai nhóm, ban đầu chỉ phát hiện được rất ít khác biệt trong kết quả ở những em được nhận phiếu. Theo họ, một lý do dẫn đến kết quả này là do có khoảng 10% số em trúng rút thăm thực ra đã không sử dụng phiếu hay các loại học bổng khác, trong khi khoảng 25% những em không nhận được phiếu lại được nhận các loại học bổng hay trợ cấp khác. Do vậy, Angrist và các tác giả khác (2002) sử dụng vé rút thăm làm công cụ tham gia để tính toán chỉ số dự kiến can thiệp và phát hiện thấy tác động chương trình lớn hơn nhiều (hơn 50%) về lên lớp và giảm lựa chọn trùng người trúng rút thăm so với so sánh đơn thuần giữa số em trúng và không trúng.

Do về nguyên tắc ITT là ngẫu nhiên nên cũng có thể được sử dụng như một biến công cụ hợp lệ để xác định tác động của can thiệp, với điều kiện những người được chọn ban đầu tham gia can thiệp nhìn chung nhiều khả năng thực sự tham gia chương trình hơn. Kết quả ITT khi đó sẽ là hệ số ước tính của biến số cho biết cách chọn địa điểm chọn mẫu ban đầu. Tác động đối với những người có tình trạng can thiệp thay đổi do công cụ cũng được gọi là *hiệu ứng can thiệp bình quân địa phương* (Abadie, Angrist và Imbens 2002).

Đối tượng bỏ chương trình cũng là một vấn đề đáng quan tâm. Khung 3.4 nêu ví dụ về một chương trình trường học ở Ấn Độ, trong đó tỉ lệ bỏ dở chương trình của các em học sinh yếu gây biến thiên tăng tác động của chương trình.

Nếu tính toán mức độ lan tỏa được các cấp hoạch định chính sách quan tâm thì chọn mẫu ngẫu nhiên có thể cho phép tính toán hiện tượng này chính xác hơn. Tất nhiên, mức độ chính xác còn phụ thuộc vào mức độ lan tỏa. Nếu lan tỏa diễn ra trong một nền kinh tế gộp hay toàn cầu, chẳng hạn thì bất kỳ phương pháp nào – dù là chọn mẫu ngẫu nhiên hay thực nghiệm – đều sẽ gặp khó khăn trong tính toán tác động chương trình. Tuy nhiên, vẫn có thể tính toán được lan tỏa tại chỗ bằng phương pháp ngẫu nhiên (Miguel và Kremer 2004; xem khung 3.5).

Lựa chọn mức độ ngẫu nhiên dựa trên mức độ lan tỏa dự kiến (tức là, cá nhân, cộng đồng hay các đơn vị lớn hơn) do đó có vai trò quan trọng trong tìm hiểu tác động chương trình. Một lượng dữ liệu lớn tính toán các yếu tố dẫn đến tạp nhiễm và lan tỏa (như di dân chẳng hạn) cũng sẽ phải được khảo sát trong quá trình đánh giá để ước tính được chính xác mức tác động của chương trình.

KHUNG 3.3 Nghiên cứu điểm: sử dụng công cụ trong trường hợp tuân thủ bán phần

Abadie, Angrist và Imbens (2002) đã cùng nhau thảo luận về một phương thức sử dụng các biến công cụ để tính toán tác động của chương trình dự kiến chọn mẫu ngẫu nhiên nhưng cuối cùng lại áp dụng tham gia tự nguyện. Chương trình mà họ khảo sát có hoạt động tập huấn theo Đạo luật Hợp tác Đào tạo nghề 1982 của Mỹ. Người tham gia được chọn ngẫu nhiên vào các nhóm can thiệp và đối chứng; những người trong mẫu can thiệp được tập huấn ngay còn mẫu đối chứng được tổ chức tập huấn chậm hơn 18 tháng. Chỉ có 60% số mẫu can thiệp thực sự tham gia tập huấn và phương pháp chọn mẫu can thiệp ngẫu nhiên được sử dụng làm biến công cụ.

Nghiên cứu này khảo sát một mẫu gồm khoảng 6.100 phụ nữ và 5.100 nam giới, sử dụng dữ liệu về thu nhập của mỗi cá nhân trong vòng 30 tháng. Bằng các tính toán biến công cụ, Abadie, Angrist và Imbens nhận thấy mức tăng bình quân trong thu nhập của nam giới là khoảng 1.600 \$ (tăng 9%), bằng khoảng một nửa ước tính OLS. Đối với phụ nữ, mức tăng bình quân vào khoảng 1.800 \$ (tăng khoảng 15%) và không khác biệt nhiều so với ước tính OLS tương ứng.

KHUNG 3.4 Nghiên cứu điểm: giảm thiểu sai số thống kê do đối tượng bỏ dở chương trình

Banerjee và các tác giả khác (2007) tiến hành nghiên cứu tác động của hai chương trình giáo dục chọn mẫu ngẫu nhiên (một chương trình giáo dục cá biệt và một chương trình dạy học có hỗ trợ vi tính) trên một mẫu trường học thành thị ở Ấn Độ. Những chương trình này có đối tượng là những học sinh, có kết quả thấp trong các môn cơ bản và các kỹ năng khác, cũng giống như các trường khác. Các trường tiểu học của nhà nước được chọn làm đối tượng ở hai khu vực thành thị chính, trong đó có 98 trường ở khu vực một (Vadodara) và 77 trường ở khu vực hai (Mumbai).

Đặc biệt trong chương trình giáo dục cá biệt, một nửa số trường ở mỗi khu vực mẫu được chọn ngẫu nhiên tham gia chương trình từ lớp 3, còn nửa còn lại tham gia chương trình từ lớp 4. Do đó, mỗi nhóm học sinh tham gia can thiệp được so sánh với các học sinh không tham gia ở cùng cấp học trong cùng mẫu chọn ở khu vực thành thị. Các học sinh ở nhóm can thiệp và không can thiệp được cho làm bài kiểm tra đánh giá trình độ.

Tuy nhiên, trong quá trình triển khai chương trình, lãnh đạo chương trình nhận thấy có hiện tượng học sinh bỏ dở chương trình. Nếu hiện tượng bỏ dở này có tỉ lệ cao có hệ thống ở những em có thành tích học tập yếu thì tác động của chương trình sẽ bị biến thiên lên. Do đó, nhóm nghiên cứu đã nhiều lần đến thăm các học sinh ở tất cả các trường trong mẫu, tìm đến những em bỏ học để yêu cầu làm bài kiểm tra. Tuy tỉ lệ bỏ dở chương trình ở các em học sinh vẫn khá cao nhưng cuối cùng tỉ lệ giữa các nhóm can thiệp và không can thiệp cũng tương tự như nhau, nhờ đó tránh trường hợp sai số trong so sánh trực tiếp kết quả kiểm tra giữa hai nhóm.

Sau cùng, Banerjee và các tác giả khác (2007) nhận thấy chương trình giáo dục cá biệt đã nâng cao điểm số kiểm tra của tất cả những em ở các trường có can thiệp được 0,14 độ lệch chuẩn trong năm đầu và 0,28 độ lệch chuẩn trong năm thứ hai, chủ yếu nhờ những cải thiện đạt được ở phần cuối bảng phân bố điểm số (có mức tăng khoảng 0,40 độ lệch chuẩn tương ứng với mẫu đối chứng).

KHUNG 3.5 Nghiên cứu điểm: chọn mẫu ngẫu nhiên để ước tính hiệu ứng lan tỏa

Miguel và Kremer (2004) tiến hành đánh giá một chương trình tẩy giun trên mẫu gồm 75 trường học ở tây Kênia, trong đó có tính toán đến các yếu tố ngoại lai trong can thiệp có khả năng ảnh hưởng đến tác động của chương trình. Chương trình có trên gọi Dự án Tẩy giun Trường tiểu học này triển khai can thiệp y tế theo dạng ngẫu nhiên từng bước ở cấp độ trường học trong các năm từ 1998 đến 2000.

Khảo sát tác động ở cấp độ cá nhân (học sinh) có thể cần thực hiện vì các em chính là đối tượng tiếp nhận can thiệp. Tuy vậy, Miguel và Kremer (2004) nhận thấy do lây nhiễm lan rộng trong học sinh nên tồn tại những yếu tố bên ngoài can thiệp ở những đối tượng học sinh được chọn can thiệp ngẫu nhiên trong chương trình và những học sinh thuộc nhóm đối chứng. Do vậy, nếu không tính đến những yếu tố ngoại lai này thì đánh giá tác động chương trình sẽ thiếu khách quan và vì thế cũng không thể thực hiện chọn mẫu ngẫu nhiên chương trình từ các trường.

(xem tiếp trang sau.)

KHUNG 3.5 Nghiên cứu điểm: chọn mẫu ngẫu nhiên để ước tính hiệu ứng lan tỏa (tiếp theo)

Vi thể, Miguel và Kremer (2004) tiến hành khảo sát các tác động ở cấp độ trường học, vì chương trình tẩy giun được triển khai ngẫu nhiên ở các trường, đồng thời các trường có can thiệp và đối chiếu có vị trí tương đối xa nhau nên khả năng lan tỏa giữa các trường cũng ít hơn nhiều. Họ tính toán quy mô các yếu tố ngoại lai bằng cách so sánh những học sinh không được can thiệp ở các trường có can thiệp với nhóm đối chiếu. Nghiên cứu cho thấy các trường có can thiệp có tỉ lệ học sinh vắng mặt thấp hơn đáng kể (khoảng 25%) tuy điểm kiểm tra không tăng tương ứng so với các trường đối chiếu. Phân tích của họ cũng phát hiện ra khác nhiều yếu tố ngoại lai can thiệp, vì rằng các học sinh không được chọn ở trường có can thiệp có tỉ lệ cải thiện sức khỏe và đi học đáng kể so với học sinh ở các trường không có can thiệp. Tính gộp các lợi ích ngoại lai, Miguel và Kremer nhận thấy chi phí thêm cho mỗi năm học chỉ là 3,50 \$, khiến tẩy giun trở thành công tác có mức chi phí-hiệu quả cao hơn các trợ cấp giảm tình trạng bỏ học.

Tính không đồng nhất trong tác động: tính toán tác động can thiệp trên mẫu can thiệp

Như vậy cấp độ can thiệp ngẫu nhiên (như cấp quốc gia, vùng hay cộng đồng) sẽ ảnh hưởng đến những cách thức ước tính hiệu quả can thiệp. Chọn mẫu ngẫu nhiên ở cấp độ chung (như cấp vùng) không nhất thiết bao gồm cả yếu tố không đồng nhất cá nhân trong tham gia và kết quả của chương trình.

Một hệ lụy từ vấn đề này là tác động cuối cùng của chương trình hay can thiệp ở cấp độ cá thể không nhất thiết sẽ được tính toán chính xác dưới dạng biến nhị phân (tức là, $T = 1$ đối với cá nhân đối tượng tham gia và $T = 0$ đối với cá nhân thuộc khu vực đối chứng). Tuy chương trình có thể áp dụng chọn mẫu ngẫu nhiên ở cấp độ cao hơn nhưng những lựa chọn cá thể vẫn tồn tại trong phản ứng can thiệp. Có thể sử dụng kết hợp các phương pháp, kể cả các biến công cụ để tính toán những lựa chọn không được quan sát ở cấp độ cá thể. Sự tương hỗ giữa các tiêu chí xét chọn và chỉ số can thiệp có thể được đưa vào phép hồi quy.

Cũng có thể tính hiệu quả can thiệp ngũ phân vị nhằm xác định tác động phân bố của các chương trình ngẫu nhiên trên những kết quả như mức tiêu dùng và chỉ tiêu đầu người (Abadie, Angrist và Imbens 2002). Chương 8 sẽ trình bày chi tiết hơn phương thức này. Lấy ví dụ, Dammert (2007) đã ước tính tác động phân bố về chi tiêu của một chương trình trợ cấp tiền mặt có điều kiện ở nông thôn Nicaragua. Chương trình với tên gọi Red de Protección Social (hay Mạng lưới Bảo trợ Xã hội) này là một chương trình trợ cấp tiền mặt có điều kiện được bắt đầu từ năm 2000. Chương trình này tương tự như chương trình PROGRESA ở chỗ các hộ gia đình đủ điều kiện được nhận các khoản trợ cấp tiền mặt với một số điều kiện, như số thành viên người lớn trong gia đình (thường là bà mẹ) tham gia các buổi hội thảo truyền thông và cho trẻ dưới 5 tuổi đi tiêm phòng hay kiểm tra y tế khác, và cho trẻ từ 7 đến 13 tuổi đi học thường xuyên.

Một số nội dung trong đánh giá này được thảo luận trong khung 3.6. Djebbari và Smith (2008) cũng tiến hành các thảo luận tương tự với dữ liệu từ chương trình PROGRESA (Oportunidades).

KHUNG 3.6 Nghiên cứu điểm: tính toán tính không đồng nhất trong tác động của chương trình ngẫu nhiên

Dammert (2007) khảo cứu tác động phân bổ của chương trình mạng lưới an sinh xã hội Nicaragua Red de Protección Social, trong đó 50% trong số 42 địa phương được coi là đủ nghèo để tham gia chương trình (theo một chỉ số ngoại biên) được lựa chọn ngẫu nhiên. Khảo sát đánh giá này được thực hiện trên 1.359 hộ tham gia dự án và đối chứng dựa trên điều tra ban đầu, cũng như hai khảo sát đánh giá ở thời điểm một năm và hai năm sau can thiệp chương trình.

Nhưng do trợ cấp phụ thuộc vào kết quả đi học và khám chữa bệnh thường xuyên nên việc hộ gia đình ở một địa phương mục tiêu đã đạt những tiêu chuẩn này chưa trước khi có can thiệp (có liên hệ chặt chẽ với thu nhập và trình độ học vấn trước đây của hộ gia đình) có thể dẫn đến những thay đổi trong tác động của chương trình giữa các hộ có hoàn cảnh kinh tế, xã hội khác nhau. Đối với những hộ có trẻ đã nhập học và được đi khám chữa bệnh thường xuyên, khoản trợ cấp tiền này sẽ tạo ra một tác động thu nhập thuần túy, trong khi đối với những hộ chưa đáp ứng tiêu chuẩn thì khoản trợ cấp sẽ đem lại cả hiệu quả về thu nhập và thay thế.

Vì vậy, Dammert (2007) chọn cách kết hợp biến số chương trình với các đặc điểm của hộ gia đình được sử dụng trong chọn đối tượng, như trình độ học vấn của chủ hộ, mức chi tiêu của hộ gia đình và chỉ số ngoại biên sử dụng trong xét chọn. Trẻ em ở các địa phương nghèo cho thấy có nhiều cải thiện hơn, ví dụ về học hành. Đồng thời, để khảo sát sự thay đổi trong tác động chương trình không liên quan đến những đặc điểm được quan sát, Dammert tính toán hiệu quả can thiệp ngũ phân vị riêng cho hai năm 2001 và 2002. Kết quả cho thấy mức tăng trên tổng chi tiêu đầu người cũng như chi tiêu lương thực đầu người ở các hộ nằm cuối bảng phân bổ chi tiêu thấp hơn. Cụ thể, năm 2001, tác động của chương trình đã làm tăng tổng mức chi tiêu đầu người từ 54 % lên 237 \$; năm 2002, mức tăng này là từ 20 \$ lên 99 \$, trong đó các hộ gia đình ở nhóm trên trong bảng phân bổ nhận được nhiều hơn 5 lần mức tác động so với những hộ có mức chi tiêu thấp.

Như vậy, nếu chỉ dựa vào các tác động can thiệp bình quân thì có thể sẽ không thể biết được những vấn đề quan trọng như việc các hộ gia đình ở nhóm phân bổ chi tiêu cuối phải chịu chi phí cao hơn (và tương ứng là mức ích lợi thấp hơn) khi tham gia.

Một trường hợp liên quan trong đó không sử dụng chọn mẫu ngẫu nhiên hoàn chỉnh là khi chọn mẫu ngẫu nhiên là một hàm số của một số yếu tố được quan sát (khí hậu, mật độ dân số hay các yếu tố tương tự) ảnh hưởng đến khả năng những khu vực nhất định được chọn. Do vậy, quyết định can thiệp sẽ phụ thuộc ngẫu nhiên vào một loạt các đặc điểm được quan sát. Nhưng ở mỗi khu vực can thiệp, hoạt động can thiệp cũng được tiến hành ngẫu nhiên giữa các cá nhân hay cộng đồng. Do vậy, có thể thực hiện can thiệp và quan sát so sánh ở từng khu vực cũng như tính toán mức bình quân gia quyền đối với tất cả các khu vực để có được hiệu quả bình quân của chương trình trên mẫu can thiệp.

Tác dụng của Điều tra ban đầu

Thực hiện điều tra ban đầu trong điều kiện ngẫu nhiên có một số lợi ích. Thứ nhất, điều tra ban đầu tạo điều kiện cho phép khảo cứu mối liên hệ giữa các điều kiện ban đầu và tác động của chương trình. Trong nhiều trường hợp, sự so sánh này sẽ có vai trò tương đối quan trọng trong đánh giá tính hợp lý ngoại tại. Dữ liệu ban đầu cũng rất có ích khi thực hiện thực nghiệm chính sách, vì ở các khu vực can thiệp có thể đã có những chương trình hay hoạt động tương tự trước khi triển khai chương trình mới. So sánh tình trạng tham gia hoạt động của đối tượng, như tình hình tín dụng trước và sau can thiệp ngẫu nhiên cũng giúp ích cho đánh giá kết quả phản hồi từ thực nghiệm.

Những lợi ích khác của điều tra ban đầu là cho phép kiểm tra xem việc chọn mẫu ngẫu nhiên có được thực hiện hợp lý hay không. Ví dụ, các chính phủ tham gia vào các chương trình ngẫu nhiên có thể thấy cần phải bù đắp cho những khu vực đối chứng vì không được tham gia chương trình bằng cách triển khai đồng thời những chương trình khác ở đây. Dữ liệu thu thập được từ can thiệp chương trình ở khu vực đối chứng trước và trong quá trình điều tra sẽ giúp tính toán những yếu tố lan tỏa bổ sung này. Thu thập dữ liệu ban đầu cũng cho phép kiểm thử và hoàn thiện các quy trình thu thập dữ liệu.

Tuy nhiên, điều tra ban đầu có thể sẽ tốn kém và phải được thực hiện một cách thận trọng. Một tồn tại trong triển khai điều tra ban đầu là có thể dẫn đến sai số trong tác động chương trình do làm biến đổi các tình huống phản thực. Quyết định có thực hiện điều tra ban đầu hay không sẽ quy về việc so sánh chi phí can thiệp, chi phí thu thập dữ liệu và tác động mà những biến số có thể thu thập được dữ liệu trong điều tra ban đầu có thể có trong kết quả cuối cùng (xem khung 3.7).

KHUNG 3.7 Nghiên cứu điểm: Hiệu quả từ triển khai điều tra ban đầu

Giné, Karlan và Zinman (2008), trong một nghiên cứu về chương trình bảo hiểm bệnh viện nông thôn của Ngân hàng Green ở Philipin, đã khảo cứu tác động của việc thực hiện điều tra ban đầu phân bổ ngẫu nhiên đối với một nhóm nhỏ cá nhân được xác định là đối tượng chương trình. Điều tra ban đầu này (trong đó khảo sát một mẫu ngẫu nhiên gồm 80% trong khoảng 2.000 người vay tiền từ Ngân hàng Green) nghiên cứu các chỉ số như thu nhập, tình trạng sức khỏe và hành vi nguy cơ. Nhằm tránh tiết lộ thông tin về chương trình bảo hiểm sắp tới, điều tra ban đầu không đưa ra những câu hỏi về mua bảo hiểm cũng như không cho biết có liên hệ nào giữa cuộc điều tra và ngân hàng. Tuy nhiên, sau khi chương trình bảo hiểm được triển khai, tỉ lệ tham gia đã cao hơn đáng kể (khoảng 3,4 điểm %) ở những người được điều tra so với những người không được điều tra.

Vì thế, điều tra đã chỉ ra những lợi ích từ việc nghiên cứu các đặc điểm của những cá nhân được điều tra trong điều tra ban đầu có thể cho biết những mô hình hành vi trong việc ra quyết định liên quan, kể cả ảnh hưởng của những yếu tố này với việc ra quyết định trong những vấn đề trên trước khi chương trình được triển khai. Cũng có thể thực hiện những thay đổi ngẫu nhiên trong thời gian triển khai chương trình sau điều tra ban đầu để biết được những kết quả này sẽ tồn tại trong bao lâu.

Vướng mắc trong Chọn mẫu ngẫu nhiên

Do giảm thiểu được sai số lựa chọn trong tác động của chương trình mà các đánh giá ngẫu nhiên có thể rất được ưa chuộng ở các nước đang phát triển. Tuy nhiên, những yếu tố bối cảnh ở những nơi này thường phổ biến đến mức có thể gây nhiễu cho quá trình triển khai ngẫu nhiên và tiếp đến là chất lượng của các tác động chương trình. Do đó, thu thập dữ liệu chi tiết về những yếu tố gây nhiễu này và sử dụng kết hợp các phương pháp, ngoài khảo sát ATE, sẽ giúp tính toán sự không đồng nhất cá nhân phát sinh trong tác động can thiệp (xem khung 3.8).

KHUNG 3.8 Nghiên cứu điểm: sự tồn tại của tính không đồng nhất không được quan sát trong chương trình ngẫu nhiên

Behrman và Hoddinott (2005) nghiên cứu hiệu quả dinh dưỡng ở trẻ trong chương trình PROGRESA, trong đó có việc phân phối thực phẩm bổ sung đến trẻ em. Mặc dù chương trình được thực hiện ngẫu nhiên ở các địa phương nhưng do thiếu một loại thực phẩm bổ sung cung cấp cho các cháu mầm non nên quản lý chương trình ở địa phương được tự quyết định phương thức phân bổ loại thực phẩm này, trong đó ưu tiên trẻ có tình trạng dinh dưỡng kém hơn. Kết quả là, khi so sánh kết quả bình quân giữa các nhóm can thiệp và đối chứng thì hiệu quả của chương trình lại giảm. Behrman và Hoddinott tiến hành khảo cứu mẫu gồm 320 học sinh ở các hộ thuộc dự án và đối chứng (trong tổng mẫu khoảng 640 em). Tính toán hồi quy hiệu ứng không đổi đối với từng trẻ cho biết tác động tích cực của chương trình đối với sức khỏe của các em; chiều cao của trẻ tăng khoảng 1,2%. Behrman và Hoddinott dự đoán rằng chỉ riêng kết quả này cũng có thể nâng cao mức thu nhập cả đời của những trẻ em này lên khoảng 3%. Những tính toán hiệu quả ẩn định cũng tính đến tính không đồng nhất không được quan sát có liên hệ với mức tiếp cận sản phẩm dinh dưỡng bổ sung.

Ngay cả trong trường hợp các nước công nghiệp, Moffitt (2003) cũng cho rằng việc thực nghiệm thực địa ngẫu nhiên các chương trình phúc lợi tiền mặt ở Mỹ đã hạn chế mức độ hợp lý ngoại tại bằng cách làm rõ ảnh hưởng của các chính sách tương tự ở tầm quốc gia. Tuy các nghiên cứu phi thực nghiệm cũng gặp phải những vấn đề tương tự về tính hợp lý ngoại tại nhưng Moffitt vẫn ủng hộ việc sử dụng một phương thức tổng hợp trong đó so sánh các nghiên cứu chính sách và chương trình thực nghiệm và không thực nghiệm; những so sánh này có thể cho biết cơ chế ảnh hưởng đến mức độ tham gia, kết quả và những hành vi của đối tượng khác, từ đó giúp người đánh giá hiểu được những tác động có thể có của những chương trình này khi áp dụng trong các tình huống khác nhau.

Trong các nghiên cứu không thực nghiệm ở các chương sau, cuốn sách này sẽ trình bày các vấn đề về sai số lựa chọn theo những cách khác. Về cơ bản, các nghiên cứu không thực nghiệm đều tìm cách nhân rộng một thực nghiệm tự nhiên hay chọn ngẫu nhiên ở mức tối đa. Khác với chọn mẫu ngẫu nhiên trong đó sai số lựa chọn có thể các hiệu chỉnh trực tiếp (tuy trong lĩnh vực này vẫn còn một số tồn tại), các đánh giá không thực nghiệm cần một phương thức khác, trong đó thường yêu cầu phải có những giả định về loại hình sai số.

Một phương thức là tạo giả định không tách biệt – hay yếu tố ngoại sinh có điều kiện trong chọn địa điểm chương trình, hay một biểu hiện thấp hơn của yếu tố không gây nhiễu. Kỹ thuật so sánh điểm xu hướng và các phương pháp sai biệt kép thuộc nhóm này. Phương thức biến công cụ không cần đưa ra giả định này. Phương thức này đi tìm những công cụ có liên hệ với quyết định tham gia nhưng không có liên hệ với biến kết quả phụ thuộc vào sự tham gia. Cuối cùng, các phương pháp khác, như thiết kế gián đoạn hồi quy (cũng là một phương pháp biến công cụ) lại nghiên cứu những đặc điểm trong thiết kế chương trình khi đánh giá tác động.

Câu hỏi

1. Đẳng thức sau biểu diễn phương trình kết quả trong trường hợp chọn mẫu ngẫu nhiên thuần túy:

$$Y = \alpha + \beta T + \varepsilon,$$

trong đó, Y là thu nhập hàng tháng của hộ gia đình, T là can thiệp tài chính vi mô ($T = 1$ nếu hộ gia đình được nhận can thiệp và $T = 0$ nếu hộ gia đình không được can thiệp), còn ε là giới hạn sai số. Trong điều kiện chọn mẫu ngẫu nhiên thuần túy được thiết kế và triển khai phù hợp, tác động của chương trình tài chính vi mô đối với thu nhập của hộ gia đình được tính bằng:

- (a) $\alpha + \beta$
- (b) β
- (c) $\alpha + \beta - \varepsilon$
- (d) $\alpha - \varepsilon$

2. Các đẳng thức sau thể biểu diễn những phương trình kết quả tương tự như trong câu hỏi 1 nhưng cho trường hợp chọn mẫu ngẫu nhiên bán phần; trong đó các đơn vị can thiệp và đối chứng được chọn ngẫu nhiên nhưng có điều kiện dựa trên một số đặc trưng được quan sát là X :

$$Y^T = \alpha^T + \beta^T X + \varepsilon^T \tag{1}$$

$$Y^C = \alpha^C + \beta^C X + \varepsilon^C, \tag{2}$$

trong đó, đẳng thức 1 áp dụng cho những người được nhận can thiệp và đẳng thức 2 cho người không được nhận can thiệp. Trong mô hình tác động phổ biến, tác động của chương trình tài chính vi mô đối với thu nhập của hộ gia đình được tính bằng:

- (a) $\alpha^T + \alpha^C$
- (b) $\beta^T + \beta^C$
- (c) $\alpha^T - \alpha^C$
- (d) $\beta^T - \beta^C$

3. Những nhận định nào dưới đây ứng với kỹ thuật chọn mẫu ngẫu nhiên?
- A. ATE chỉ đòi hỏi phải có tính hợp lý ngoại tại.
 - B. TOT đòi hỏi phải có cả tính hợp lý nội tại và ngoại tại.
 - C. ATE đòi hỏi phải có cả tính hợp lý nội tại và ngoại tại.
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) C
4. Trong chọn mẫu ngẫu nhiên vượt mức, can thiệp chỉ được thực hiện trên tập hợp nhỏ những đối tượng đủ điều kiện vì:
- A. Phương thức này bảo đảm có được nhóm đối chứng hợp lệ.
 - B. Thông thường, không phải ai cũng tham gia can thiệp ngay cả khi được mời tham gia.
 - C. Các chương trình thường không có đủ nguồn lực để thực hiện can thiệp cho tất cả mọi đối tượng đủ tiêu chuẩn.
 - (a) Tất cả các ý kiến trên
 - (b) A và B
 - (c) B và C
 - (d) C
5. Đây là những vấn đề chính trong chọn mẫu ngẫu nhiên?
- A. Vấn đề đạo đức
 - B. Tính hợp lý ngoại tại
 - C. Tuân thủ và lan tỏa
 - (a) Tất cả các ý kiến trên
 - (b) A và B
 - (c) B và C
 - (d) C
6. Nhận định nào trong những nhận định sau là đúng?
- A. Điều tra ban đầu rất cần cho chọn mẫu ngẫu nhiên.
 - B. Trong trường hợp không chọn mẫu ngẫu nhiên, kỹ thuật so sánh điểm xu hướng có thể là một lựa chọn hợp lý.
 - C. Chọn mẫu ngẫu nhiên không có tác dụng nhiều trong điều tra tổng thể.
 - (a) Tất cả các ý kiến trên
 - (b) A và B
 - (c) B và C
 - (d) C

Chú thích

1. Như đã nêu trong Heckman và Vytlačil (2000), có nhiều phương pháp xác định đặc tính này của Y. Chẳng hạn, phương pháp được gọi là *mô hình Neyman-Fisher-Cox-Rubin* về kết quả tiềm tàng; hay còn gọi là *mô hình hồi quy chuyển đổi của Quandt* (Quandt 1972) và *mô hình phân phối thu nhập của Roy* (Roy 1951).
2. Cụ thể, hiệu ứng Hawthorne có liên hệ tới những đối tượng thụ hưởng có cảm nhận khác vì biết họ được nhận can thiệp; hiện thực đơn giản này có thể làm thay đổi các lựa chọn và hành vi của họ. Những yếu tố nằm ngoài triển khai thực tế chương trình do đó có thể làm thay đổi kết quả ở người tham gia.

Tài liệu tham khảo

- Abadie, Alberto, Joshua D. Angrist và Guido W. Imbens. 2002. “Instrumental Variables Estimates of the Effect of Subsidized Training on the Quantiles of Trainee Earnings.” *Econometrica* 70 (1): 91–117.
- Angrist, Joshua, Eric Bettinger, Erik Bloom, Elizabeth King và Michael Kremer. 2002. “Vouchers for Private Schooling in Colombia: Evidence from a Randomized Natural Experiment.” *American Economic Review* 92 (5): 1535–58.
- Banerjee, Abhijit, Shawn Cole, Esther Duflo và Leigh Linden. 2007. “Remedying Education: Evidence from Two Randomized Experiments in India.” *Quarterly Journal of Economics* 122 (3): 1235–64.
- Behrman, Jere, và John Hoddinott. 2005. “Programme Evaluation with Unobserved Heterogeneity and Selective Implementation: The Mexican ‘PROGRESA’ Impact on Child Nutrition.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 67 (4): 547–69.
- Behrman, Jere, Susan Parker và Petra Todd. 2009. “Long-Term Impacts of the *Oportunidades* Conditional Cash-Transfer Program on Rural Youth in Mexico.” In *Poverty, Inequality, and Policy in Latin America*, ed. Stephan Klasen and Felicitas Nowak-Lehmann, 219–70. Cambridge, MA: Nhà in MIT.
- Björklund, Anders và Robert Moffitt. 1987. “The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-Selection Models.” *Review of Economics and Statistics* 69 (1): 42–49.
- Dammert, Ana. 2007. “Heterogeneous Impacts of Conditional Cash Transfers: Evidence from Nicaragua.” Tài liệu công vụ, Đại học McMaster, Hamilton, ON, Canada.
- de Janvry, Alain, Frederico Finan, Elisabeth Sadoulet và Renos Vakis. 2006. “Can Conditional Cash Transfer Programs Serve as Safety Nets in Keeping Children at School and from Working When Exposed to Shocks?” *Tạp chí kinh tế phát triển* 79 (2): 349–73.
- Djebbari, Habiba, và Jeffrey Smith. 2008. “Heterogeneous Impacts in PROGRESA.” Tài liệu thảo luận IZA số 3362, Viện nghiên cứu lao động, Bonn, Đức.
- Duflo, Esther, Rachel Glennerster và Michael Kremer. 2008. “Using Randomization in Development Economics Research: A Toolkit.” In *Handbook of Development Economics*, tập 4, ấn bản T. Paul Schultz và John Strauss, 3895–962. Amsterdam: North-Holland.
- Gertler, Paul. 2004. “Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA’s Control Randomized Experiment.” *American Economic Review, Papers and Proceedings* 94 (2): 336–41.
- Giné, Xavier, Dean Karlan và Jonathan Zinman. 2008. “The Risk of Asking: Measurement Effects from a Baseline Survey in an Insurance Takeup Experiment.” Tài liệu, Đại học Yale, New Haven, CT.
- Heckman, James J. và Edward J. Vytlačil. 2000. “Local Instrumental Variables.” NBER Technical Working Paper 252, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

- . 2005. “Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation.” *Econometrica* 73 (3): 669–738.
- Hoddinott, John và Emmanuel Skoufias. 2004. “The Impact of PROGRESA on Food Consumption.” *Economic Development and Cultural Change* 53 (1): 37–61.
- Imbens, Guido và Joshua Angrist. 1994. “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects.” *Econometrica* 62 (2): 467–76.
- Kish, Leslie. 1987. *Statistical Design for Research*. New York: Wiley.
- Miguel, Edward và Michael Kremer. 2004. “Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities.” *Econometrica* 72 (1): 159–217.
- Moffitt, Robert. 2003. “The Role of Randomized Field Trials in Social Science Research: A Perspective from Evaluations of Reforms from Social Welfare Programs.” Tài liệu kỹ thuật NBER số 295, Cục Nghiên cứu Kinh tế Quốc gia, Cambridge, MA.
- Quandt, Richard. 1972. “Methods for Estimating Switching Regressions.” *Journal of the American Statistical Association* 67 (338): 306–10.
- Ravallion, Martin. 2008. “Evaluating Anti-Poverty Programs.” In *Handbook of Development Economics*, tập 4, ấn bản T. Paul Schultz và John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.
- Roy, Andrew D. 1951. “Some Thoughts on the Distribution of Earnings.” *Oxford Economic Papers* 3 (2): 135–46.
- Schultz, T. Paul. 2004. “School Subsidies for the Poor: Evaluating the Mexican PROGRESA Poverty Program.” *Journal of Development Economics* 74 (1): 199–250.
- Skoufias, Emmanuel và Vincenzo di Maro. 2007. “Conditional Cash Transfers, Adult Work Incentives, and Poverty.” Policy Research Working Paper 3973, World Bank, Washington, DC.
- Todd, Petra và Kenneth Wolpin. 2006. “Assessing the Impact of a School Subsidy Program in Mexico: Using a Social Experiment to Validate a Dynamic Behavioral Model of Child Schooling and Fertility.” *American Economic Review* 96 (5): 1384–417.

4. So sánh điểm xu hướng

Tóm tắt

Phương pháp so sánh điểm xu hướng (PSM) là phương pháp xây dựng nhóm so sánh thống kê dựa trên mô hình xác suất tham gia can thiệp bằng các số liệu thống kê được quan sát. Đối tượng tham gia sau đó được so sánh dựa trên xác suất này, hay còn gọi là *điểm xu hướng*, với đối tượng không tham gia. Hiệu quả can thiệp bình quân của chương trình sau đó được tính toán bằng sai biệt trung vị trong kết quả giữa hai nhóm. Tính hợp lý của PSM phụ thuộc vào hai điều kiện: a) tính độc lập có điều kiện (tức là các yếu tố không được quan sát không ảnh hưởng đến tình trạng tham gia), b) hỗ trợ chung lớn hay sự trùng khớp trong điểm xu hướng giữa các mẫu đối tượng tham gia và không tham gia.

Nhiều cách thức được sử dụng để so sánh giữa đối tượng tham gia và không tham gia dựa trên điểm xu hướng. Trong đó có các phương pháp so sánh cận gần nhất (NN), so sánh trong phạm vi và bán kính, so sánh phân tầng và giãn cách, so sánh hạt nhân và so sánh tuyến tính tại chỗ (LLM). Các phương pháp hồi quy dựa trên mẫu đối tượng tham gia và không tham gia, sử dụng điểm xu hướng làm gia quyền, cho phép tính toán hiệu quả hơn.

Về phần mình, PSM là một phương pháp hữu ích khi chỉ các đặc trưng được quan sát được cho là có ảnh hưởng đến tình trạng tham gia chương trình. Nhận định này có chính xác hay không lại phụ thuộc vào những đặc trưng riêng của bản thân chương trình, như trong cơ chế chọn mẫu cũng như mức tiếp nhận cá nhân đối với chương trình. Giả sử việc lựa chọn các đặc điểm được quan sát đủ mạnh để quyết định tham gia chương trình, các dữ liệu ban đầu về những đặc tính không đồng nhất trước khi có chương trình sẽ cho phép tồn tại xác suất tham gia dựa trên việc các đặc trưng được quan sát được xác định chính xác hơn. Có thể thực hiện một số kiểm tra để đánh giá mức độ sai số lựa chọn hay tham gia trên các đặc trưng không được quan sát.

Mục tiêu bài học

Sau khi đọc xong chương này, độc giả sẽ biết cách:

- Tính toán điểm xu hướng và các giả định liên quan cần thiết để áp dụng PSM
- Các phương pháp khác nhau trong so sánh giữa đối tượng tham gia và không tham gia ở khu vực hỗ trợ chung

- Hạn chế của PSM và các phương pháp đánh giá mức sai số lựa chọn trên các đặc trưng không được quan sát
- Sử dụng PSM trong các phương pháp hồi quy.

PSM và ứng dụng thực tiễn

Trước những vấn đề về triển khai đánh giá ngẫu nhiên, phương thức này về lý thuyết vẫn là một phương pháp đánh giá tác động hoàn thiện. Bởi vậy, khi không thể chọn mẫu ngẫu nhiên trong can thiệp thì giải pháp tối ưu kế tiếp là tìm cách mô phỏng chọn mẫu ngẫu nhiên – tức là tìm vật thay thế tương tự được quan sát trong thực nghiệm ngẫu nhiên. Đối với các phương pháp so sánh, người ta sẽ tìm cách xây dựng nhóm phản thực hay đối chứng càng gần giống với nhóm can thiệp xét trên các đặc tính *được quan sát* càng tốt. Mẫu chốt ở đây là tìm trong một nhóm lớn những đối tượng không tham gia những cá nhân *có đặc điểm tương tự được quan sát* với đối tượng tham gia dựa trên những đặc tính không chịu ảnh hưởng của chương trình (có thể là những đặc tính trước khi có chương trình chẳng hạn, vì rõ ràng những đặc tính này không chịu ảnh hưởng từ việc tham gia chương trình sau đó). Mỗi đối tượng tham gia được so khớp với một đối tượng không tham gia được quan sát tương ứng, sau đó mức sai biệt bình quân trong kết quả giữa hai nhóm được so sánh để xác định hiệu quả can thiệp của chương trình. Nếu ta giả định rằng những sai biệt trong tình trạng tham gia chỉ dựa trên những khác biệt trong các đặc tính được quan sát và nếu có đủ đối tượng không tham gia để đối chiếu với đối tượng tham gia thì hiệu quả can thiệp tương ứng sẽ có thể tính được ngay cả khi can thiệp không mang tính ngẫu nhiên.

Vấn đề đây là làm sao xác định được những nhóm tương đồng một cách đáng tin cậy. Định dạng là một vấn đề vì ngay cả khi các hộ gia đình được so khớp trên vectơ X về các đặc tính khác nhau thì cũng hiếm khi có thể tìm được hai hộ gia đình giống nhau hoàn toàn trên nhiều đặc tính. Do tồn tại nhiều đặc trưng khác nhau nên một cách để so sánh các hộ gia đình là so sánh điểm xu hướng. Trong phương pháp PSM, mỗi đối tượng tham gia được so khớp với một đối tượng không tham gia dựa trên điểm xu hướng đơn, biểu thị xác suất tham gia tùy vào các đặc trưng khác nhau được quan sát X (xem Rosenbaum và Rubin 1983). Do vậy, PSM tránh tình trạng “bùng nổ tổ hợp” gắn liền với việc so khớp các đối tượng tham gia và không tham gia trên mọi đặc trưng có thể có khi X có quy mô rất lớn.

PSM làm những việc gì?

PSM xây dựng nhóm đối chiếu thống kê bằng cách mô hình hóa xác suất tham gia chương trình dựa trên các đặc tính được quan sát không chịu ảnh hưởng của chương trình. Các đối tượng tham gia sau đó được so khớp dựa trên xác suất này, hay còn gọi

là điểm xu hướng, với đối tượng không tham gia bằng nhiều phương pháp khác nhau sẽ trình bày tiếp trong chương. Hiệu quả can thiệp bình quân của chương trình sau đó được tính toán bằng sai biệt trung vị trong các kết quả giữa hai nhóm. Về phần mình, PSM là một phương pháp hữu ích khi chỉ có các đặc tính được quan sát được cho là có ảnh hưởng đến tình trạng tham gia chương trình. Giả định này dựa trên những quy luật chọn mẫu của chương trình, cũng như bất kỳ yếu tố nào quyết định việc tự lựa chọn của cá nhân hay hộ gia đình tham gia chương trình. Trong trường hợp tối ưu, nếu được, dữ liệu ban đầu trước khi có chương trình về đối tượng tham gia và không tham gia có thể được sử dụng để tính toán điểm xu hướng và so sánh hai nhóm dựa trên điểm xu hướng.

Lựa chọn các đặc tính được quan sát cũng góp phần thiết kế các thực nghiệm đa luồng. Hahn, Hirano và Karlan (2008) đã chứng tỏ rằng các dữ liệu hiện có về các biến đồng thời ở cá nhân được chọn trong một thực nghiệm, chẳng hạn trong giai đoạn đầu can thiệp hai giai đoạn, có thể được sử dụng để chọn lựa quy luật chọn đối tượng can thiệp trong giai đoạn hai – tùy thuộc vào các đặc tính được quan sát. Cách làm này tương đương với việc lựa chọn điểm xu hướng trong giai đoạn hai và cho phép tính toán hiệu quả các tác động nhân quả.

Lý thuyết phương pháp PSM

Phương thức PSM tìm cách xác định hiệu quả của các biến đồng thời khác nhau được quan sát X trên tình trạng tham gia trong một điểm xu hướng hay chỉ số đơn. Sau đó, các kết quả của các hộ tham gia và không tham gia có điểm xu hướng tương tự được so sánh để xác định hiệu quả chương trình. Các hộ gia đình không có đối tượng so sánh sẽ được loại ra vì không có cơ sở so sánh.

PSM xây dựng một nhóm đối chiếu thống kê dựa trên mô hình xác suất tham gia trong can thiệp T tùy thuộc vào các đặc tính được quan sát X , hay điểm xu hướng: $P(X) = Pr(T = 1|X)$. Rosenbaum và Rubin (1983) chứng minh rằng theo một số giả định nhất định, đối chiếu trên $P(X)$ cũng gần giống như đối chiếu trên X . Những giả định cần thiết để xác định được hiệu quả chương trình là: a) tính độc lập có điều kiện, và b) có hỗ trợ chung. Những giả định này sẽ được trình bày chi tiết trong các phần sau.

Đồng thời, như đã thảo luận trong các chương 2 và 3, hiệu quả can thiệp của chương trình thông qua những phương pháp này có thể được thể hiện bằng hiệu quả can thiệp bình quân (ATE) hay hiệu quả can thiệp trên đối tượng can thiệp (TOT). Thông thường, người nghiên cứu và đánh giá chỉ có thể bảo đảm tính hợp lý nội tại chứ không phải ngoại tại, nên chỉ tính được TOT. Những giả định ít cơ sở hơn về tính độc lập có điều kiện cũng như hỗ trợ chung được áp dụng trong tính toán TOT cũng sẽ được thảo luận trong chương này.

Giả định về tính độc lập có điều kiện

Tính độc lập có điều kiện cho rằng các biến đồng thời được quan sát X không chịu ảnh hưởng của can thiệp, các kết quả Y độc lập với chọn mẫu can thiệp T . Nếu Y_i^T thể hiện các kết quả của đối tượng tham gia và Y_i^C là kết quả ở các đối tượng không tham gia, thì tính độc lập có điều kiện cho biết:

$$(Y_i^T, Y_i^C) \perp T_i | X_i. \quad (4.1)$$

Giả định này cũng được gọi là *giả định không tách biệt* (Rosenbaum và Rubin 1983), cho rằng tình trạng tham gia chương trình hoàn toàn dựa trên các đặc tính được quan sát. Để tính toán TOT, ngược lại với ATE, cần có một giả định mờ hơn là:

$$Y_i^C \perp T_i | X_i. \quad (4.2)$$

Tính độc lập có điều kiện là một giả định mạnh và không phải là một tiêu chí có thể kiểm nghiệm trực tiếp; phụ thuộc vào những đặc tính cụ thể của bản thân chương trình. Nếu các đặc tính không được quan sát quyết định tình trạng tham gia chương trình thì tính độc lập có điều kiện sẽ không còn đúng và phương pháp PSM sẽ không phù hợp. Các chương từ 5 đến 9 sẽ thảo luận các phương thức áp dụng khi có lựa chọn không được quan sát. Nếu có một hệ dữ liệu tiền chương trình phong phú thì sẽ giúp ích cho việc lập giả định độc lập có điều kiện bằng cách cho phép tính đến càng nhiều đặc tính được quan sát có ảnh hưởng đến tình trạng tham gia chương trình càng tốt (giả sử lựa chọn không được quan sát là hạn chế). Những phương án khi thực hiện lựa chọn dựa trên các đặc tính không được quan sát, dẫn đến tính độc lập có điều kiện bị vi phạm, sẽ được thảo luận trong các chương sau, trong đó có cả nội dung biến công cụ và các phương pháp sai biệt kép.

Giả định về Hỗ trợ chung

Một giả định thứ hai là *hỗ trợ chung hay điều kiện trùng lặp*: $0 < P(T_i = 1 | X_i) < 1$. Điều kiện này bảo đảm cho các quan sát can thiệp được quan sát so sánh “gần kề” trong phân bố điểm xu hướng (Heckman, LaLonde và Smith 1999). Đặc biệt, hiệu quả của PSM cũng phụ thuộc vào việc có được một số lượng lớn và tương đối ngang bằng các quan sát trên đối tượng tham gia và không tham gia để xác định vùng hỗ trợ chung đáng kể. Để tính toán TOT, giả định này có thể được giảm nhẹ thành $P(T_i = 1 | X_i) < 1$.

Các đơn vị can thiệp do vậy phải tương tự như các đơn vị không can thiệp trên các đặc trưng được quan sát không chịu ảnh hưởng bởi tình trạng tham gia; như vậy, một

số đơn vị không can thiệp có thể được loại bỏ để bảo đảm khả năng so sánh. Tuy nhiên, đôi khi một nhóm nhỏ mẫu can thiệp không ngẫu nhiên cũng có thể phải được loại bỏ nếu không có các đơn vị đối chiếu tương tự (Ravallion 2008). Tình huống này sẽ rắc rối hơn do có thể tạo ra sai số chọn mẫu trong hiệu quả can thiệp. Có thể cần khảo sát các đặc tính của các đơn vị được loại bỏ khi diễn giải sai số có thể có trong hiệu quả can thiệp ước tính.

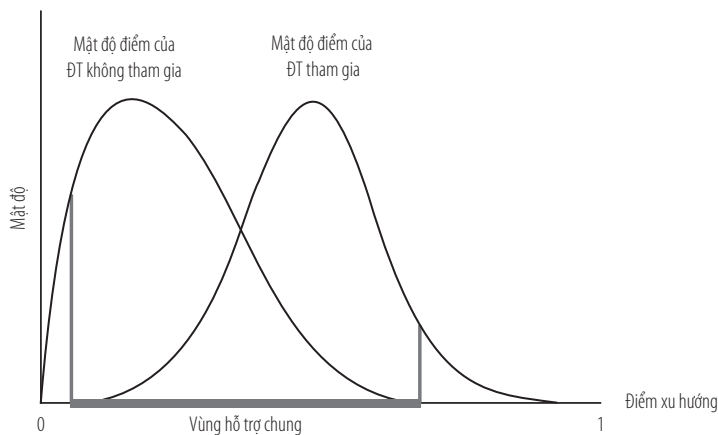
Heckman, Ichimura và Todd (1997) khuyến khích loại bỏ các quan sát can thiệp có yếu tố hỗ trợ chung yếu. Chỉ trong khu vực có hỗ trợ chung mới có thể thực hiện nội suy về nhân quả, như thể hiện trong Hình 4.1. Hình 4.2 trình bày tình huống có hỗ trợ chung yếu.

Tính TOT bằng PSM

Nếu tính độc lập có điều kiện được duy trì và nếu có sự trùng lặp tương đối trong $P(X)$ giữa đối tượng tham gia và không tham gia, thì tham số PSM để tính toán TOT có thể được xác định là sai biệt trung vị trong Y trên hỗ trợ chung, với gia quyền đơn vị so sánh là phân bố điểm xu hướng của đối tượng tham gia. Tham số ước tính cắt ngang phổ biến được xác định dưới đây:

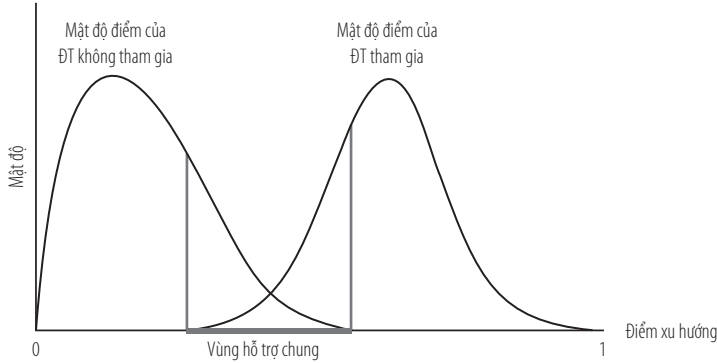
$$TOT_{PSM} = E_{P(X) | T=1} \{E[Y^T | T=1, P(X)] - E[Y^C | T=0, P(X)]\}. \quad (4.3)$$

Hình 4.1. Ví dụ về Hỗ trợ chung



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

Hình 4.2. Ví dụ về Cân đối và Hỗ trợ chung yếu kém



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

Cụ thể hơn, với dữ liệu cắt ngang và trong phạm vi hỗ trợ chung, hiệu quả can thiệp có thể được biểu diễn như sau (xem Heckman, Ichimura và Todd 1997; Smith và Todd 2005):

$$\Rightarrow \text{TOT}_{\text{PSM}} = \frac{1}{N_T} \left[\sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{j \in C} \omega(i, j) Y_j^C \right], \quad (4.4)$$

trong đó, N_T là số lượng người tham gia i và $\omega(i, j)$ là gia quyền sử dụng để tính gộp kết quả các đối tượng không tham gia phù hợp j .²

Ứng dụng Phương pháp PSM

Để tính toán hiệu quả can thiệp của chương trình, đầu tiên ta phải tính điểm xu hướng $P(X)$ dựa trên mọi biến đồng thời được quan sát X cùng nhau ảnh hưởng đến tình trạng tham gia và kết quả cần quan tâm. Mục đích của việc so khớp là để tìm ra nhóm đối chiếu cận gần nhất từ mẫu đối tượng không tham gia với mẫu đối tượng tham gia chương trình. “Gần nhất” ở đây được xác định theo các đặc tính được quan sát không chịu ảnh hưởng bởi tình trạng tham gia chương trình.

Bước 1: Tính toán Mô hình tham gia chương trình

Đầu tiên, cần tập hợp các mẫu đối tượng tham gia và không tham gia, sau đó tình trạng tham gia T sẽ được tính toán trên tất cả các biến đồng thời được quan sát X trong những dữ liệu có khả năng quyết định tình trạng tham gia. Nếu ta chỉ quan tâm đến việc so sánh kết quả ở người tham gia ($T = 1$) với người không tham gia ($T = 0$), thì tính toán này có thể được xây dựng từ một mô hình probit hay logit về tình trạng tham

gia chương trình. Caliendo và Kopeinig (2008) cũng đưa ra những ví dụ về tính toán phương trình tham gia với một biến can thiệp khác dạng nhị phân, dựa trên nghiên cứu của Bryson, Dorsett và Purdon (2002); Imbens (2000); và Lechner (2001). Trong tình huống này, ta có thể sử dụng một mô hình probit đa thức (chủ yếu được tính toán trên máy tính nhưng dựa trên những giả định mờ hơn mô hình logit đa thức) hay mô hình chuỗi nhị thức.

Sau khi đã tính được phương trình tham gia, ta có thể tính toán được các giá trị dự đoán của T từ phương trình tham gia. Kết quả dự đoán thể hiện xác suất tham gia ước tính hay điểm xu hướng. Mỗi đối tượng tham gia trong mẫu sẽ có một điểm số xu hướng ước tính, $P(X|T=1) = P(X)$. Lưu ý rằng phương trình tham gia không phải một mô hình chỉ số, do vậy, các đầu ra ước tính như số thống kê t và R^2 đã điều chỉnh không cho biết nhiều thông tin và có thể dẫn đến tính toán sai. Trong giai đoạn PSM này, quan hệ nhân quả không đáng quan tâm nhiều như mối tương quan giữa X và T .

Đối với các biến đồng thời phù hợp X , PSM sẽ cho sai số nếu các biến đồng thời quyết định tình trạng tham gia không được đưa vào phương trình tham gia vì những lý do khác, chẳng hạn như dữ liệu chất lượng thấp hay thiếu hiểu biết về tình hình địa phương nơi chương trình được triển khai. Vì vậy mà chưa có nhiều hướng dẫn về cách chọn các biến số X bằng kiểm định thống kê, do các đặc tính được quan sát thường có vai trò quyết định tình trạng tham gia thường được xác định dựa trên dữ liệu và tùy thuộc vào hoàn cảnh.³ Heckman, Ichimura và Todd (1997, 1998) chứng tỏ rằng sai số trong ước tính chương trình PSM sẽ ở mức thấp dựa trên 3 điều kiện. Thứ nhất, cần sử dụng cùng một công cụ điều tra hay nguồn dữ liệu, nếu được, đối với người tham gia và không tham gia. Việc sử dụng cùng một nguồn dữ liệu giúp bảo đảm cho các đặc tính được quan sát đưa vào mô hình logit hay probit về tình trạng tham gia được tính toán thống nhất trên cả hai nhóm để thể hiện cũng những khái niệm giống nhau. Thứ hai, sử dụng điều tra mẫu đại diện trên đối tượng không tham gia cũng như tham gia đủ điều kiện sẽ cải thiện nhiều tính chính xác trong điểm xu hướng. Đồng thời, mẫu đối tượng không tham gia đủ điều kiện càng lớn thì so sánh càng chính xác. Nếu hai mẫu được lấy từ các khảo sát khác nhau thì phải là những khảo sát rất giống nhau (cùng một bộ câu hỏi, cùng một phỏng vấn hay chương trình tập huấn phỏng vấn viên, cùng một giai đoạn điều tra v.v). Có một điểm liên quan là các đối tượng tham gia và không tham gia sẽ có được cùng những khuyến khích về kinh tế dẫn đến những quyết định như tham gia chương trình (xem Ravallion 2008; những khuyến khích này có thể là cơ hội tham gia cùng những thị trường giống nhau chẳng hạn). Ta có thể tính toán yếu tố này bằng cách chọn đối tượng tham gia và không tham gia từ cùng một khu vực địa lý; đưa quá nhiều biến số vào mô hình có thể dẫn đến sai số chuẩn cao hơn trong điểm xu hướng ước tính $P(X)$ và cũng có thể dẫn đến khả năng dự báo hoàn hảo về tình trạng tham gia đối với nhiều hộ gia đình ($P(X) = 1$). Trong trường hợp thứ hai, những quan sát trên sẽ nằm ngoài vùng hỗ trợ chung (sẽ thảo luận sau). Như đã nêu trên, việc xác định tình

trạng tham gia sẽ ít rắc rối hơn khi sử dụng phương trình tham gia so với tính toán xác suất phân bổ tham gia.

Bước 2: Xác định Vùng hỗ trợ chung và Kiểm định cân bằng

Tiếp theo, ta cần xác định vùng hỗ trợ chung trong đó phân bổ điểm xu hướng của nhóm can thiệp và đối chiếu trung nhau. Như đã nêu trên, có thể phải loại bỏ một số quan sát trên đối tượng không tham gia vì những quan sát này nằm ngoài vùng hỗ trợ chung. Tuy vậy, vẫn có thể còn sai số chọn mẫu, nếu các quan sát đối tượng không tham gia bị loại bỏ có sự khác biệt một cách hệ thống trong các đặc tính được quan sát so với mẫu không tham gia còn lại; những khác biệt này cần phải được theo dõi kỹ lưỡng để góp phần diễn giải hiệu quả can thiệp.

Cũng có thể thực hiện các kiểm định cân bằng để biết trong từng ngũ phân vị phân bổ điểm xu hướng, điểm xu hướng bình quân và trung vị của X có bằng nhau hay không. Để PSM có kết quả, các nhóm can thiệp và đối chiếu phải cân bằng, thể hiện bằng mức điểm xu hướng giống nhau dựa trên tham số X được quan sát tương tự. Tuy nhóm can thiệp và nhóm không can thiệp đối xứng có thể có điểm xu hướng như nhau nhưng không hẳn sẽ là những nhóm tương tự khi quan sát nếu trong phương trình tham gia xác định sai biến số. Cân bằng có nghĩa là phân bổ giữa nhóm can thiệp và nhóm đối chiếu phải giống nhau. Tóm lại, ta cần kiểm tra phương trình $P(X | T = 1) = P(X | T = 0)$.

Bước 3: So sánh đối tượng tham gia và không tham gia

Có thể sử dụng các tiêu chí so sánh khác nhau để phân đối tượng tham gia thành đối tượng không tham gia dựa trên điểm xu hướng. Như vậy sẽ tính toán được giá quyền của từng cặp đối xứng tham gia – không tham gia. Như sẽ bàn dưới đây, việc chọn lựa kỹ thuật đối chiếu cụ thể do vậy sẽ ảnh hưởng đến ước tính chương trình qua mức giá quyền sử dụng:

- *So sánh cận gần nhất:* Một trong những kỹ thuật so sánh được sử dụng thường xuyên nhất là so sánh NN, trong đó mỗi đơn vị can thiệp được so sánh với một đơn vị đối chiếu có điểm xu hướng gần nhất. Ta cũng có thể chọn các đối tượng gần nhất n để thực hiện so sánh ($n = 5$ thường được sử dụng). Việc đối chiếu có thể thực hiện dù có hay không có thay thế. Chẳng hạn, so sánh có thay thế có nghĩa là sử dụng cùng một đối tượng không tham gia để đối chiếu với nhiều đối tượng tham gia khác nhau.
- *So sánh trong phạm vi hay bán kính:* Một vấn đề trong so sánh NN là sai biệt trong điểm xu hướng giữa một đối tượng tham gia và không tham gia gần nhất có thể vẫn còn rất cao. Tình huống này dẫn đến so sánh kém chất lượng và cần tránh bằng cách đặt ngưỡng hay mức “dung sai” trên khoảng cách điểm xu hướng tối đa (*trong phạm vi*). Như vậy, quy trình này sẽ chỉ là so sánh có thay

thể giữa các điểm số xu hướng trong một phạm vi nhất định. Tuy nhiên, nếu số lượng người tham gia bị loại trừ cao thì sẽ có khả năng làm tăng sai số chọn mẫu.

- *So sánh phân tầng hay khoảng thời gian:* Quy trình này phân chia hỗ trợ chung thành nhiều tầng (hay khoảng thời gian) khác nhau và tính toán tác động của chương trình trong từng khoảng thời gian. Cụ thể, trong mỗi khoảng thời gian, hiệu quả của chương trình sẽ là sai biệt trung vị trong kết quả giữa các quan sát can thiệp và đối chứng. Bình quân gia quyền của các ước tính tác động theo khoảng thời gian này sẽ cho biết tác động chương trình chung, trong đó coi tỉ lệ đối tượng tham gia trong từng khoảng thời gian là gia quyền.
- *So sánh hạt nhân và tuyến tính tại chỗ:* Một rủi ro trong các phương pháp vừa trình bày là ở chỗ chỉ có một nhóm nhỏ đối tượng không tham gia thỏa mãn được các tiêu chí trong phạm vi hỗ trợ chung và cho kết quả phản thực. những phương pháp tính toán không có số lượng tham số nhất định như so sánh hạt nhân và LLM sử dụng bình quân gia quyền của tất cả các đối tượng không tham gia để thành đối chiếu phản thực cho mỗi đối tượng tham gia. Nếu P_i là điểm xu hướng của đối tượng tham gia i và P_j là điểm xu hướng của đối tượng không tham gia j , và nếu ký hiệu đẳng thức 4.4 như sau, thì gia quyền trong so sánh hạt nhân sẽ được tính bằng:

$$\omega(i,j)_{LLR} = \frac{K_{ij} \sum_{k \in C} K_{ik} (P_k - P_i)^2 - [K_{ij} (P_j - P_i)] \sum_{k \in C} K_{ik} (P_k - P_i)}{\sum_{j \in C} K_{ij} \sum_{k \in C} K_{ik} (P_k - P_i)^2 - \left(\sum_{k \in C} K_{ik} (P_k - P_i) \right)^2}. \quad (4.5)$$

trong đó, $K(\cdot)$ là hàm hạt nhân còn an là tham số băng thông. Ngược lại, LLM lại tính toán hồi quy gia quyền theo vùng không xác định số lượng tham số (*lowess*) trên kết quả của nhóm đối chiếu gần gũi với mỗi quan sát can thiệp (Heckman, Ichimura và Todd 1997). So sánh hạt nhân tương tự với hồi quy trong hạn mức không đổi, trong khi LLM sử dụng giới hạn không đổi và thoải nên được coi là “tuyến tính”. Trong LLM có thể có mức độ hội tụ nhanh hơn gần các điểm ranh giới (xem Fan 1992, 1993). Phương trình tính LLM có cùng dạng như phương trình so sánh hạt nhân, trừ hàm gia quyền sau:

$$\omega(i,j)_{LLR} = \frac{K_{ij} \sum_{k \in C} K_{ik} (P_k - P_i)^2 - [K_{ij} (P_j - P_i)] \sum_{k \in C} K_{ik} (P_k - P_i)}{\sum_{j \in C} K_{ij} \sum_{k \in C} K_{ik} (P_k - P_i)^2 - \left(\sum_{k \in C} K_{ik} (P_k - P_i) \right)^2}. \quad (4.6)$$

- *So sánh sai biệt trong sai biệt:* Với dữ liệu quan sát đối tượng tham gia và đối chứng trước và sau can thiệp chương trình, ta có thể lập phương trình so sánh sai biệt trong sai biệt (DD). Phương thức DD sẽ được thảo luận chi tiết trong

chương 5; điều đáng nói là phương pháp này cho phép khảo sát các đặc trưng không được quan sát có ảnh hưởng đến mức độ tham gia chương trình, với giả định là các yếu tố không được quan sát này không thay đổi trong thời kỳ. Để biểu diễn phương trình DD, ta quay trở lại phương pháp xây dựng phương trình PSM cắt ngang trong đẳng thức 4.4. Với dữ liệu tổng quát trong hai giai đoạn $t = \{1,2\}$, phương trình DD tuyến tính tại chỗ tính toán sai biệt trung vị trong các kết quả Yit giữa các đối tượng tham gia i và không tham gia j thuộc vùng hỗ trợ chung được biểu diễn dưới dạng:

$$TOT_{PSM}^{DD} = \frac{1}{N_T} \left[\sum_{i \in T} (Y_{i2}^T - Y_{i1}^T) - \sum_{j \in C} \omega(i, j) (Y_{j2}^C - Y_{j1}^C) \right]. \quad (4.7)$$

Bảng dữ liệu cắt ngang theo thời gian chứ không phải dữ liệu tổng quát (xem Todd 2007), TOT_{MPS}^{DD} được biểu thị bằng phương trình:

$$TOT_{PSM}^{DD} = \frac{1}{N_{T_2}} \left[\sum_{i \in T_2} Y_{i2}^T - \sum_{j \in C_2} \omega(i, j) Y_{j2}^C \right] - \frac{1}{N_{T_1}} \left[\sum_{i \in T_1} Y_{i1}^T - \sum_{j \in C_1} \omega(i, j) Y_{j1}^C \right]. \quad (4.8)$$

Trong đó, Y_{it}^T và Y_{it}^C , $t = \{1,2\}$ và Y_{it}^C , $t = \{1,2\}$ là kết quả trên các quan sát ở đối tượng tham gia và không tham gia khác nhau trong từng thời kỳ t . Phương thức DD là sự kết hợp các phương pháp PSM và DD truyền thống sẽ thảo luận ở chương sau. Các đặc tính được quan sát cũng như không được quan sát có ảnh hưởng đến tình trạng tham gia do vậy có thể được tính toán nếu các yếu tố không được quan sát ảnh hưởng đến tình trạng tham gia được giả định là không đổi theo thời gian. Sử dụng sai biệt trong kết quả theo thời gian cũng sẽ tạo khác biệt trong các đặc tính không đổi theo thời gian không được quan sát và do vậy có khả năng gây sai số lựa chọn không được quan sát. Chương 5 sẽ khảo cứu chi tiết hơn vấn đề này. Ta cũng có thể sử dụng một phương trình điều chỉnh hồi quy (sẽ trình bày chi tiết hơn ở phần sau chương này cũng như chương 5). Phương pháp này giả định sử dụng mô hình tuyến tính chuẩn trên các kết quả và trong tính toán TOT (như $Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$) và áp dụng quyền số trên cơ sở điểm xu hướng trên nhóm đối chiếu tương ứng. Phương pháp này cũng cho phép lựa chọn các đặc tính không được quan sát, cũng với giả định rằng những đặc tính này không thay đổi theo thời gian.

Như vậy, ta có thể sử dụng một số bước trong so sánh các đối tượng tham gia và không tham gia. So sánh kết quả bằng các phương pháp đối chiếu khác nhau sẽ cho biết hiệu quả chương trình tính được có đáng tin cậy không. Khung 4.1 trình bày một số phương pháp trong số này, trích từ nghiên cứu tác động của một chương trình thí điểm nông dân-đồng ruộng-trường học (FFS) ở Peru về kiến thức của người nông dân về phòng chống sâu bệnh trong canh tác khoai tây (Godtland và các tác giả khác 2004).

KHUNG 4.1 Nghiên cứu điểm: các bước xây dựng mô hình so sánh đối tượng không tham gia trong đánh giá chương trình Nông dân - Đồng ruộng - Trường học

Chương trình nông dân-đồng ruộng-trường học được các nhà khoa học hợp tác với tổ chức CARE Pêru bắt đầu triển khai từ năm 1998. Khi nghiên cứu về chương trình này, Godtland và các tác giả khác (2004) đã áp dụng 3 bước khác nhau để xác định vùng hỗ trợ chung về điểm xu hướng trong so sánh mẫu không tham gia và tham gia. Những bước này như sẽ được trình bày sau đây, bao gồm các phương pháp đã được thảo luận chính thức trong các tài liệu PSM và các quy định không chính thức thường được áp dụng trên thực tế.

Đầu tiên, một ngưỡng giới hạn điểm xu hướng được chọn ra, dựa vào ngưỡng này tất cả các hộ gia đình đều được chọn vào nhóm đối chiếu. Không có quy tắc chính thức nào trong chọn ngưỡng giới hạn này mà Godtland và các tác giả sử dụng điểm xu hướng bình quân giữa đối tượng tham gia và mức 0,6 làm chuẩn. Thứ hai là chọn nhóm đối chiếu bằng phương pháp so sánh cận gần nhất, trong đó đối chiếu từng đối tượng tham gia với 5 đối tượng không tham gia có giá trị điểm xu hướng gần nhất (trong phạm vi đề xuất 0,01). Những cặp không nằm trong phạm vi này đều bị loại khỏi mẫu. Phương pháp thứ ba là sử dụng mẫu đối tượng không tham gia đầy đủ (trong vùng hỗ trợ chung) để tiến hành so sánh gia quyền trên từng đối tượng tham gia, bằng phương pháp hồi quy hạt nhân không xác định số lượng tham số của Heckman, Ichimura và Todd (1998).

Để đánh giá mức độ tương đồng của đối tượng tham gia và mẫu không tham gia tương ứng trong cả ba phương pháp trên, Godtland và các tác giả (2004) thực hiện các kiểm định cân bằng để xác định xem trung vị của các biến được quan sát ở mỗi nhóm có khác biệt đáng kể hay không. Ở phương pháp một và hai, kiểm định cân bằng được thực hiện bằng cách chia mỗi nhóm đối chiếu và can thiệp thành hai tầng, theo thứ tự điểm xu hướng xác suất. Trong mỗi tầng, các nhà nghiên cứu tiến hành kiểm định t về mức độ cân bằng trung vị giữa đối tượng tham gia và không tham gia tương ứng trên từng biến trong phương trình biểu diễn tình trạng tham gia của người nông dân. Godtland và các tác giả phát hiện thấy giá trị 0 không bị loại trừ trong hầu hết trường hợp trừ một số biến trong hai phương pháp đầu. Trong phương pháp thứ ba, một kiểm định mức cân bằng trung vị được thực hiện trên các mẫu tham gia và mẫu so sánh quyền số tương ứng. Giá trị 0 không bị loại trừ trong hầu hết trừ hai biến ở mức 10%. Nhìn chung, các kết quả không phát hiện thấy khác biệt hệ thống nào trên các đặc tính được quan sát giữa các mẫu tham gia và không tham gia.

Nông dân được tự lựa chọn tham gia chương trình. Mẫu không tham gia được lấy từ các thôn bản có chương trình FFS, các thôn bản không có chương trình FFS nhưng có chương trình khác của CARE Pêru cũng như các thôn bản đối chứng. Các thôn bản đối chứng được chọn tương ứng với các thôn bản tham gia FFS dựa trên các thuộc tính được quan sát như khí hậu, khoảng cách đến trung tâm huyện và điều kiện hạ tầng. Tuy nhiên, so sánh đơn giản về mức kiến thức giữa đối tượng tham gia và không tham gia cho kết quả tính toán có sai số về hiệu quả chương trình, do chương trình không chọn mẫu ngẫu nhiên và nông dân được tự chọn tham gia chương trình dựa trên các đặc tính được quan sát. Do vậy, cần đối chiếu nhóm không tham gia với nhóm tham gia theo một loạt các đặc điểm chung để bảo đảm tính tương đồng giữa hai nhóm này.

Tính toán tác động can thiệp bình quân

Như đã nêu trên, nếu giả định trường hợp độc lập có điều kiện và trùng lặp tương đối về điểm xu hướng giữa nhóm tham gia và không tham gia tương ứng thì hiệu quả can thiệp bình quân PSM sẽ bằng với sai biệt trung vị trên kết quả trong vùng hỗ trợ chung, với quyền số đơn vị đối chiếu là phân bố điểm xu hướng ở nhóm tham gia. Để hiểu được các cơ chế được quan sát có khả năng ảnh hưởng đến hiệu quả chương trình ước tính, ta cần khảo sát tác động can thiệp giữa các đặc tính được quan sát khác nhau, như vị trí trong phân bố mẫu về thu nhập, độ tuổi v.v.

Tính toán sai số chuẩn bằng PSM: Sử dụng bootstrap kích hoạt

So với các phương pháp hồi quy truyền thống, biến thiên ước tính trong hiệu quả can thiệp trong PSM bao gồm cả những biến thiên gắn liền với những giá trị phái sinh của điểm xu hướng, việc xác định vùng hỗ trợ chung và (trường hợp so sánh không thay thế) trật tự đối chiếu từng cá thể can thiệp (Caliendo và Kopeinig 2008). Nếu không tính toán đến những biến thiên bổ sung này ngoài những biến thiên chọn mẫu bình thường thì sẽ dẫn đến tính toán thiếu chính xác sai số chuẩn (xem Heckman, Ichimura và Todd 1998).

Một giải pháp là sử dụng bootstrap kích hoạt (Efron và Tibshirani 1993; Horowitz 2003), trong đó các mẫu lặp đi lặp lại được lấy từ mẫu ban đầu, đồng thời tính toán lại các tham số (như sai số chuẩn). Mỗi phép tính mẫu kích hoạt lại gồm các bước tính toán đầu tiên trong đó xác định điểm xu hướng, vùng hỗ trợ chung v.v. Tuy cơ sở chính thức để lập phương trình tính toán bootstrap kích hoạt còn hạn chế nhưng do các phép tính đều là phương trình tuyến tính tiệm cận nên qua tính toán bootstrap kích hoạt sẽ cho phép tính được mức sai số chuẩn và khoảng tin cậy hợp lý (Imbens 2004).

Nhận xét Phương pháp PSM

Ưu điểm (cũng như nhược điểm) chính của PSM phụ thuộc vào mức độ ảnh hưởng đến tình trạng tham gia chương trình của các đặc tính được quan sát. Nếu sai số lựa chọn ở các thuộc tính không được quan sát không đáng kể thì PSM sẽ cho phép so sánh hiệu quả với các tính toán ngẫu nhiên. Còn nếu các biến tham gia không hoàn chỉnh thì kết quả của PSM có thể không đáng tin cậy. Như đã bàn ở trên, tình trạng này không phải là một tiêu chí có thể kiểm định trực tiếp được mà phải khảo sát kỹ lưỡng các yếu tố ảnh hưởng đến tình trạng tham gia chương trình (như thông qua điều tra).

Một ưu điểm nữa của PSM là phương pháp này không nhất thiết đòi hỏi phải điều tra ban đầu hay điều tra tổng thể, mặc dù trong nghiên cứu cắt ngang sau đó, các biến đồng thời được quan sát trong mô hình logit về điểm xu hướng sẽ phải thỏa mãn giả định về độc lập có điều kiện bằng cách thể hiện được các thuộc tính được quan sát X

không chịu ảnh hưởng của tình trạng tham gia chương trình. Trong trường hợp này, điều tra trước triển khai chương trình sẽ có lợi hơn vì bao quát được các biến X được quan sát không phụ thuộc vào tình trạng tham gia. Như đã bàn ở trên, dữ liệu về tham gia và không tham gia trong các giai đoạn cũng giúp ích trong tính toán một số sai số lựa chọn không được quan sát, nhờ kết hợp các phương pháp PSM truyền thống với giả định DD trình bày chi tiết trong chương 5.

PSM cũng là một phương pháp bán tham số tạo ra ít hạn chế về loại hình hàm số trong mô hình can thiệp, cũng như có ít giả định hơn về mức phân bố giới hạn sai số. Tuy các quan sát bị loại bỏ để đạt được vùng hỗ trợ chung nhưng PSM lại làm tăng khả năng so sánh hợp lý giữa các đơn vị can thiệp và đối chứng tương ứng, nhờ đó giảm sai số trong tác động chương trình. Tuy vậy, kết quả này chỉ đúng khi vùng hỗ trợ chung lớn; cần có đủ dữ liệu về nhóm không tham gia để bảo đảm có được một mẫu đủ lớn để chọn cặp đối xứng. Sai số cũng có thể xuất phát từ việc loại bỏ các quan sát ở nhóm không tham gia vốn có những khác biệt hệ thống đối với các đối tượng còn lại; vấn đề này cũng có thể được khắc phục bằng cách thu thập dữ liệu trên mẫu không tham gia lớn, trong đó có đủ mức biến thiên để đạt được mẫu đại diện. Mặt khác, bằng khảo sát các thuộc tính của mẫu không tham gia đã loại bỏ cũng giúp hoàn thiện được cơ sở lý giải hiệu quả can thiệp.

Các phương pháp xử lý sai số lựa chọn trong ước tính chương trình PSM được trình bày trong một nghiên cứu của Jalan và Ravallion (2003) ở khung 4.2. Nghiên cứu của hai ông tính toán mức thu nhập thuần của chương trình phúc lợi việc làm Trabajar ở Áchentina (trong đó người tham gia phải có việc làm để được nhận phúc lợi) trong cuộc khủng hoảng kinh tế ở nước này năm 1997. Mức phúc lợi thu nhập bình quân chương trình cấp cho đối tượng tham gia bị làm nhiễu do người tham gia không cần thiết phải có việc làm trước khi tham gia chương trình Trabajar. Do vậy, việc tính toán thu nhập trước đây và tiếp đó là xây dựng phản thực hợp lý là những công việc quan trọng trong nghiên cứu này. Tuy không áp dụng phương pháp ngẫu nhiên hay điều tra ban đầu nhưng Jalan và Ravallion vẫn xây dựng được mẫu phản thực bằng các dữ liệu khảo sát trong cùng thời kỳ này trên một mẫu không tham gia lớn.

PSM và các phương pháp hồi quy

Do phép so sánh cho kết quả ước tính thống nhất trong các điều kiện mờ nên ưu điểm thực tiễn của PSM so với phép bình phương thường nhỏ nhất (OLS) là giảm được số lượng thuộc tính cần so sánh giữa đơn vị tham gia và đối chiếu. Tuy nhiên, ta có thể tính được kết quả OLS thống nhất của ATE với giả định ngoại sinh có điều kiện. Một phương pháp được Hirano, Imbens và Ridder (2003) đề xuất là tính toán hồi quy bình phương gia quyền nhỏ nhất trong kết quả trên can thiệp T và các biến đồng thời được quan sát X không chịu ảnh hưởng của tình trạng tham gia, bằng nghịch đảo ước tính phi tham số trên điểm xu hướng.

KHUNG 4.2 Nghiên cứu điểm: Sử dụng PSM và Kiểm định sai số lựa chọn

Trong nghiên cứu về chương trình phúc lợi việc làm Trabajar ở Áchentina, Jalan và Ravallion (2003) đã tiến hành một khảo sát sau can thiệp ở cả nhóm tham gia và không tham gia. Bối cảnh cho thấy cả hai nhóm này đều có hoàn cảnh kinh tế giống nhau: 80% lao động ở Trabajar đều thuộc 20% nghèo nhất trong dân số. Do đó, nghiên cứu sử dụng mẫu gồm khoảng 2.800 đối tượng tham gia và không tham gia ở Trabajar từ một điều tra quốc gia lớn.

Tính toán mật độ hạt nhân được sử dụng để đối chiếu mẫu tham gia và không tham gia dựa trên các giá trị điểm số xu hướng chung, trong đó loại ra những đối tượng không tham gia có mật độ bằng 0, cũng như 2% mẫu không tham gia thuộc nhóm phân bố trên cùng và dưới cùng. Tính toán hiệu quả can thiệp bình quân dựa trên đối tượng so sánh gần nhất, 5 đối tượng gần nhất và so sánh hạt nhân gia quyền được thực hiện cho biết mức tăng bình quân khoảng một nửa mức lương tháng 200 \$ ở Trabajar.

Jalan và Ravallion (2003) cũng kiểm tra sai số lựa chọn còn lại trên các đặc trưng không được quan sát bằng thực nghiệm của Sargan-Wu-Hausman. Cụ thể là dựa trên mẫu tham gia và không tham gia tương ứng, các ông cho chạy chương trình hồi quy bình phương thường nhỏ nhất về thu nhập trên điểm xu hướng, phần còn lại từ phương trình tham gia logit, cũng như một loạt các biến đổi chứng bổ sung Z loại trừ các công cụ được sử dụng để xác định biến thiên ngoại sinh trong mức tăng thu nhập. Trong nghiên cứu này, công cụ xác định là các biến giả cấp tỉnh, do phân bố từ chương trình giữa các khu vực có mức nghèo ngang nhau ở địa phương có nhiều khác biệt nhưng vẫn liên quan đến tỉnh. Kiểm định này được sử dụng để phát hiện sai số lựa chọn trong tính toán số liệu gần nhất, trong đó một đối tượng tham gia được so khớp với một đối tượng không tham gia, tương tự như phương pháp hồi quy so sánh.

Nếu hệ số giá trị còn lại khác 0 đáng kể thì sai số lựa chọn sẽ tiếp tục là một vấn đề trong đánh giá tác động chương trình. Trong phân tích trên, hệ số này không ở mức đáng kể về thống kê theo giả thuyết không về sai số lựa chọn, còn hệ số điểm xu hướng thì tương tự như tác động bình quân trong tính toán so sánh gần nhất.

Phương pháp này cho phép thiết lập phương trình hiệu quả đầy đủ trong đó hiệu quả can thiệp được tính bằng $Y_{it} = \alpha + \beta T_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$ với quyền số bằng 1 đối với nhóm tham gia và quyền số là $\hat{P}(X)/(1 - \hat{P}(X))$ đối với nhóm quan sát đối chứng. T_{it} là chỉ số can thiệp, và phương pháp xác định tham số trên được sử dụng để tính toán sai biệt tiềm ẩn giữa đơn vị can thiệp và đối chiếu có ảnh hưởng đến xét chọn tham gia cũng như kết quả chương trình. Để tính toán ATE trong quần thể, các quyền số sử dụng là $1/\hat{P}(X)$ áp dụng cho nhóm tham gia và $1/(1 - \hat{P}(X))$ cho nhóm đối chứng.

Dựa trên nghiên cứu của Chen, Mu và Ravallion (2008) về hiệu quả của Dự án Giảm nghèo ở vùng Tây nam Trung Quốc của Ngân hàng Thế giới, khung 4.3 sẽ trình bày cách áp dụng phương pháp này. Qua đó cho phép kết hợp những lợi thế về tính thống nhất trong so sánh với những đặc điểm biến thiên thuận lợi của các phương pháp hồi quy.

KHUNG 4.3 Nghiên cứu điểm: Sử dụng Hồi quy bình phương gia quyền nhỏ nhất trong Nghiên cứu về Dự án Giảm nghèo ở vùng Tây nam Trung Quốc

Dự án Giảm nghèo ở vùng Tây nam Trung Quốc (SWP) là một chương trình can thiệp gồm một loạt các hoạt động trong lĩnh vực nông nghiệp và phi nông nghiệp, cũng như phát triển cơ sở hạ tầng và dịch vụ xã hội. Giải ngân chương trình được thực hiện trong giai đoạn 10 năm từ 1995 đến 2005, cùng với các điều tra từ năm 1996 đến 2000 trên khoảng 2.000 hộ gia đình ở các thôn bản mục tiêu và ngoài mục tiêu, cũng như một điều tra sau đó về cùng các hộ gia đình trong các năm 2004 và 2005.

Sai số lựa chọn theo thời điểm có thể ảnh hưởng đến tác động can thiệp giữa các đối tượng tham gia và không tham nếu những khác biệt ban đầu giữa hai mẫu là tương đối lớn. Ngoài nghiên cứu tác động can thiệp tính toán từ hồi quy OLS với quyền số là nghịch đảo điểm xu hướng. Trong phân tích này, các tác giả cũng nghiên cứu tác động can thiệp bình quân trong các thời kỳ và đặc biệt còn sử dụng các tham số tác động không đổi trong hồi quy gia quyền. Trong số những kết quả được khảo cứu, Chen, Mu và Ravallion phát hiện thấy thành quả ban đầu ở các khu vực dự án trên các kết quả về thu nhập, tiêu dùng và học hành đã giảm trong dài hạn (2004–05). Chẳng hạn, tác động của chương trình SWP về thu nhập dựa trên tính toán gia quyền về điểm xu hướng trên mẫu rút gọn đã giảm từ khoảng 180 \$ trong năm 2000 (tỉ lệ t: 2,54) xuống còn 40 \$ trong giai đoạn 2004–2005 (tỉ lệ t: 0,45). Đồng thời, tỉ lệ nhập học của trẻ từ 6 đến 14 tuổi lại tăng đáng kể (khoảng 7,5 điểm %) trong năm 2000 nhưng lại giảm trong suốt thời kỳ xuống còn khoảng 3% tính đến năm 2004–2005 – tuy tác động này chỉ ở mức không đáng kể. Kết quả này có thể đạt được nhờ sự trùng lặp giữa việc trợ cấp học phí và các khoản giải ngân của chương trình nói chung.

Tuy nhiên, các phương pháp trình bày ở đây giả định rằng đơn vị so sánh tương ứng trong quá trình triển khai chương trình là phản thực của kết quả thực tế theo thời gian so với các kết quả trung vị ở đối tượng tham nếu không có can thiệp. Nếu có hiệu ứng lan tỏa thì can thiệp sẽ làm biến đổi những kết quả ở đối tượng không tham gia và là một nguồn sai số bổ sung. Chen, Mu và Ravallion (2008) đã kiểm nghiệm hiệu ứng lan tỏa bằng cách khảo sát các dự án ngoài chương trình SWP ở các thôn bản ngoài mục tiêu và phát hiện thấy những tác động lan tỏa tích cực ở các thôn bản đối chứng thông qua hoạt động đầu tư ngoài chương trình SWP; tuy nhiên, các nhà nghiên cứu nhận thấy những hiệu ứng lan tỏa này ít có khả năng gây sai số đáng kể trên hiệu quả can thiệp.

Câu hỏi

1. Nhận định nào sau đây đúng với kỹ thuật so sánh điểm xu hướng?
 - A. PSM chỉ chú trọng vào các đặc trưng được quan sát ở nhóm tham gia và không tham gia.
 - B. PSM chỉ chú trọng vào các đặc trưng không được quan sát ở nhóm tham gia và không tham gia.
 - C. PSM chú trọng vào cả các đặc trưng được quan sát và không được quan sát ở nhóm tham gia và không tham gia.
 - (a) A
 - (b) B
 - (c) C

2. Phương trình về tham gia chương trình giai đoạn đầu trong PSM được tính toán bằng:
 - A. mô hình probit.
 - B. mô hình logit.
 - C. mô hình bình phương thường nhỏ nhất (OLS).
 - (a) A hay B
 - (b) B
 - (c) A
 - (d) C
3. Vùng hỗ trợ chung yếu trong PSM là một vấn đề vì:
 - A. sẽ loại trừ đối tượng khỏi mẫu can thiệp một cách phi ngẫu nhiên.
 - B. sẽ loại trừ đối tượng khỏi mẫu đối chứng một cách phi ngẫu nhiên.
 - C. sẽ loại trừ đối tượng khỏi cả mẫu can thiệp và đối chứng một cách phi ngẫu nhiên.
 - (a) A và B
 - (b) B
 - (c) A
 - (d) C
4. Cân bằng thuộc tính trong PSM bảo đảm cho:
 - A. phân bổ nguồn lực dự án được cân bằng trong các giai đoạn của dự án.
 - B. quan sát mẫu về nhóm tham gia và không tham gia được cân bằng theo một số cách định sẵn.
 - C. trung vị biến đổi chứng là giống nhau trên cả nhóm tham gia và không tham gia có điểm xu hướng gần nhau.
 - (a) A và B
 - (b) B
 - (c) A
 - (d) C
5. Ưu điểm của PSM là:
 - A. PSM không cần quan tâm đến các đặc trưng không được quan sát có thể ảnh hưởng đến tình trạng tham gia chương trình.
 - B. PSM không đặt giả định có quan hệ hàm số giữa các biến kết quả và đối chứng.
 - C. Có thể ứng dụng PSM mà không cần có dữ liệu về quan sát đối chứng.
 - (a) A và B
 - (b) B
 - (c) B và C
 - (d) C

Chú thích

1. Nếu các biến không được quan sát ảnh hưởng đến cả tình trạng tham gia và kết quả thì tình huống này sẽ dẫn đến cái gọi là “sai số ẩn” (Rosenbaum 2002). Tuy giả định về độc lập có điều kiện, hay yếu tố không gây nhiễu, có thể được kiểm định nhưng mức độ nhạy cảm trong kết quả ước tính của phương pháp PSM có thể được kiểm tra về độ lệch so với giả định chọn mẫu này. Nói cách khác, ngay cả khi mức độ sai số lựa chọn hay sai số ẩn không thể tính toán được nhưng có thể kiểm định mức độ nhạy cảm của kết quả PSM với giả định không tách biệt. Nội dung khung 4.2 sẽ giải đáp vấn đề này.
2. Như đã trình bày chi tiết trong chương, có nhiều cơ chế quyền sở trong tính toán kết quả gia quyền ở các đối tượng đối chiếu.
3. Xem các gợi ý về lựa chọn biến đồng thời trong nghiên cứu của Dehejia (2005).

Tài liệu tham khảo

- Bryson, Alex, Richard Dorsett và Susan Purdon. 2002. “The Use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Active Labour Market Policies.” Tài liệu số 4, Bộ Việc làm và Hưu trí, Luân Đôn.
- Caliendo, Marco và Sabine Kopeinig. 2008. “Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching.” *Journal of Economic Surveys* 22 (1): 31–72.
- Chen, Shaohua, Ren Mu và Martin Ravallion. 2008. “Are There Lasting Impacts of Aid to Poor Areas? Evidence for Rural China.” Tài liệu nghiên cứu chính sách 4084, Ngân hàng Thế giới, Washington, DC.
- Dehejia, Rajeev. 2005. “Practical Propensity Score Matching: A Reply to Smith and Todd.” *Journal of Econometrics* 125 (1–2): 355–64.
- Efron, Bradley và Robert J. Tibshirani. 1993. *An Introduction to the Bootstrap*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall.
- Fan, Jianqing. 1992. “Design-Adaptive Nonparametric Regression.” *Journal of the American Statistical Association* 87 (420): 998–1004.
- . 1993. “Local Linear Regression Smoothers and Their Minimax Efficiencies.” *Annals of Statistics* 21 (1): 196–216.
- Godtland, Erin, Elisabeth Sadoulet, Alain de Janvry, Rinku Murgai và Oscar Ortiz. 2004. “The Impact of Farmer-Field-Schools on Knowledge and Productivity: A Study of Potato Farmers in the Peruvian Andes.” *Economic Development and Cultural Change* 52 (1): 129–58.
- Hahn, Jinyong, Keisuke Hirano và Dean Karlan. 2008. “Adaptive Experimental Design Using the Propensity Score.” Tài liệu 969, Trung tâm Tăng trưởng Kinh tế, Đại học Yale, New Haven, CT.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura và Petra Todd. 1997. “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme.” *Review of Economic Studies* 64 (4): 605–54.
- . 1998. “Matching as an Econometric Evaluation Estimator.” *Review of Economic Studies* 65 (2): 261–94.
- Heckman, James J., Robert LaLonde và Jeffrey Smith. 1999. “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs.” In *Handbook of Labor Economics*, tập 3, ấn bản Orley Ashenfelter và David Card, 1865–2097. Amsterdam: North-Holland.
- Hirano, Keisuke, Guido W. Imbens và Geert Ridder. 2003. “Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score.” *Econometrica* 71 (4): 1161–89.
- Horowitz, Joel. 2003. “The Bootstrap in Econometrics.” *Statistical Science* 18 (2): 211–18.
- Imbens, Guido. 2000. “The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-Response Functions.” *Biometrika* 87 (3): 706–10.

- . 2004. “Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review.” *Review of Economics and Statistics* 86 (1): 4–29.
- Jalan, Jyotsna và Martin Ravallion. 2003. “Estimating the Benefit Incidence of an Antipoverty Program by Propensity-Score Matching.” *Journal of Business and Economic Statistics* 21 (1): 19–30.
- Lechner, Michael. 2001. “Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption.” In *Econometric Evaluation of Labor Market Policies*, ấn bản Michael Lechner and Friedhelm Pfeiffer, 43–58. Heidelberg và New York: Physica-Verlag.
- Ravallion, Martin. 2008. “Evaluating Anti-Poverty Programs.” In *Handbook of Development Economics*, tập 4, ấn bản T. Paul Schultz và John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.
- Rosenbaum, Paul R. 2002. *Observational Studies*. New York and Berlin: Springer-Verlag.
- Rosenbaum, Paul R. và Donald B. Rubin. 1983. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika* 70 (1): 41–55.
- Smith, Jeffrey và Petra Todd. 2005. “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?” *Journal of Econometrics* 125 (1–2): 305–53.
- Todd, Petra. 2007. “Evaluating Social Programs with Endogenous Program Placement and Selection of the Treated.” In *Handbook of Development Economics*, tập 4, ấn bản T. Paul Schultz và John Strauss, 3847–94. Amsterdam: North-Holland.

5. Sai biệt kép

Tóm tắt

Khác so sánh điểm xu hướng (PSM), các phương pháp sai biệt kép (DD) giả định có tồn tại sự không đồng nhất không được quan sát trong tình trạng tham gia, nhưng yếu tố này không đổi theo thời gian. Với dữ liệu về quan sát đối tượng dự án và đối chứng trước và sau can thiệp chương trình, ta có thể tính toán sai biệt trong thành phần cố định này.

Đã có một số dạng phương pháp DD được áp dụng để tính toán các nguồn sai số lựa chọn có thể có. Kết hợp các phương pháp PSM với DD sẽ giúp giải quyết vấn đề này, bằng cách đối chiếu các đơn vị trong vùng hỗ trợ chung. Đối chiếu với các điều kiện ở khu vực ban đầu cũng có thể giải quyết được vấn đề chọn địa điểm không ngẫu nhiên có thể dẫn đến sai số trong hiệu quả chương trình. Tuy có thể không có điều tra ban đầu nhưng bằng phương pháp tam sai biệt với thực nghiệm đối chứng riêng hoàn toàn sau can thiệp chương trình (tức là một số quan sát đối tượng không can thiệp riêng) sẽ cho phép tính toán tác động chương trình theo cách khác.

Mục tiêu bài học

Sau khi hoàn thành chương này, độc giả sẽ có đủ kiến thức để:

- biết cách thực hiện tính toán sai biệt kép
- biết cách xử lý các trường hợp giả định về tính không đồng nhất không đổi theo thời gian không còn đúng
- biết cách tính toán yếu tố chọn địa điểm không ngẫu nhiên trong chương trình
- biết phải làm gì khi không có điều tra ban đầu

Xử lý sai số lựa chọn trên góc độ sai biệt: dùng sai biệt làm phản thực

Hai phương pháp đã bàn đến trong các chương trước là đánh giá ngẫu nhiên và PSM tập trung vào những công thức tính toán sai biệt đơn thường chỉ đòi hỏi điều tra cắt ngang phù hợp. Chương này sẽ thảo luận kỹ thuật tính toán sai biệt kép, đặc biệt có sử dụng dữ liệu tổng quát. Tuy nhiên, ta cũng cần lưu ý rằng DD cũng có thể được sử dụng với dữ liệu cắt ngang, nếu thành phần nhóm tham gia và đối chứng tương đối ổn định trong thời kỳ.

Với cơ chế song song, phương pháp tính toán DD giải quyết vấn đề thiếu dữ liệu bằng cách đo đạc kết quả và các biến đồng thời trên cả đối tượng tham gia và không tham gia trong thời kỳ trước và sau can thiệp.

Về cơ bản, DD so sánh các nhóm can thiệp và đối chiếu dựa trên những khác biệt trong kết quả trong thời kỳ ứng với những kết quả được quan sát trong điều tra ban đầu tiền can thiệp. Có nghĩa là, nếu có hai thời kỳ $t = 0$ trước chương trình và $t = 1$ sau triển khai chương trình, cho Y_i^T và Y_i^C là các kết quả tương ứng đối với các đơn vị thụ hưởng và không can thiệp của chương trình trong thời gian t , phương pháp DD sẽ cho phép tính toán tác động chương trình bình quân như sau:

$$DD = E(Y_1^T - Y_0^T | T_1 = 1) - E(Y_1^C - Y_0^C | T_1 = 0). \quad (5.1)$$

Trong công thức 5.1, $T_1 = 1$ chỉ can thiệp hay sự hiện diện của chương trình tại $t = 1$, còn $T_1 = 0$ chỉ khu vực không can thiệp. Ta sẽ quay lại phương trình này trong phần sau. Nếu chỉ sử dụng PSM thì phương pháp DD cho phép tồn tại *tính không đồng nhất không được quan sát* (sai biệt không được quan sát trong các kết quả phản thực trung vị giữa các đơn vị can thiệp và không can thiệp) có thể dẫn đến sai số lựa chọn. Chẳng hạn, ta có thể cần tính toán các yếu tố mà người nghiên cứu không được quan sát như khác biệt trong khả năng bẩm sinh hay tính cách giữa các đối tượng can thiệp và đối chứng hay hiệu quả của việc chọn địa điểm không ngẫu nhiên ở cấp hoạch định chính sách. Phương pháp DD giả định rằng tính không đồng nhất không được quan sát này không đổi theo thời gian, vì vậy sai số sẽ được bù trừ hết bằng cách tính sai phân. Nói cách khác, những thay đổi trong kết quả ở đối tượng không tham gia thể hiện thay đổi trong kết quả phản thực thể hiện trong phương trình 5.1.

Phương pháp DD: Lý thuyết và ứng dụng

Phương pháp DD dựa trên so sánh đối tượng tham gia và không tham gia trước và sau can thiệp. Chẳng hạn, sau điều tra ban đầu về cả đối tượng không tham gia và tham gia (sau đó), ta có thể thực hiện một điều tra tiếp theo về cả hai nhóm này sau can thiệp. Từ thông tin này, ta tính toán được sai biệt giữa các kết quả trung vị được quan sát trên nhóm can thiệp và đối chứng trước và sau can thiệp chương trình.

Khi có dữ liệu ban đầu, ta có thể tính toán được mức tác động bằng cách giả định tính không đồng nhất không được quan sát không đổi theo thời gian và không có liên hệ với can thiệp trong thời kỳ. Giả định này mờ hơn yếu tố ngoại sinh có điều kiện (trình bày trong các chương 2 và 3) và thể hiện những thay đổi trong kết quả nhóm đối chiếu gồm đối tượng không tham gia (tức $E(Y_1^C - Y_0^C | T_1 = 0)$) là yếu tố phản thực phù hợp, tức là bằng với $E(Y_1^C - Y_0^C | T_1 = 1)$.¹ Tuy nhiên, trong giả định này vẫn tồn tại những vấn đề có thể lý giải được và sẽ được đề cập đến ở phần sau trong chương.

Cũng có thể tính được DD theo cơ chế hồi quy; trong đó phép hồi quy được gán quyền số để tính toán sai số có thể có trong DD (sẽ thảo luận trong các phần sau của chương). Cụ thể, phương trình tính toán sẽ có dạng sau:

$$Y_{it} = \alpha + \beta T_{it} + \rho T_{it} + \gamma t + \varepsilon_{it}. \quad (5.2)$$

Trong phương trình 5.2, hệ số β thể hiện tương quan giữa biến can thiệp sau chương trình (T_{it}) và thời gian ($t = 1 \dots T$) cho hiệu quả DD bình quân của chương trình. Vì vậy, nếu sử dụng các ký hiệu như trong phương trình 5.1 thì $\beta = DD$. Ngoài giới hạn tương quan này, các biến T_{it} và t còn được sử dụng riêng biệt để tính toán hiệu quả trung vị riêng của thời gian cũng như hiệu quả ở đối tượng đích so với đối tượng không thuộc mục tiêu. Ở đây cũng vậy, nếu có đủ 4 nhóm khác nhau để so sánh vì sẽ không cần có dữ liệu tổng quát để thực hiện phương pháp DD (chẳng hạn, ký hiệu hàng dưới t thường gắn với thời gian sẽ được diễn giải là một khu vực địa lý cụ thể, $k = 1 \dots K$).

Để hiểu được bản chất của phương trình 5.2, ta có thể viết lại chi tiết phương trình dưới dạng kỳ vọng (tạm thời loại bỏ ký hiệu hàng dưới i):

$$E(Y_1^T - Y_0^T | T_1 = 1) = (\alpha + DD + \rho + \gamma) - (\alpha + \rho) \quad (5.3a)$$

$$E(Y_1^C - Y_0^C | T_1 = 0) = (\alpha + \gamma) - \alpha. \quad (5.3b)$$

Theo phương trình 5.1, nếu lấy 5.3a trừ đi 5.3b thì ta sẽ có DD. Cần lưu ý rằng DD chỉ không có sai số nếu nguồn sai số lựa chọn có thể có tính chất *bổ sung* và *không đổi theo thời gian*. Cũng bằng cách này, nếu tính toán tác động đơn giản bằng cách đối chiếu trước - sau can thiệp trên mẫu tham gia (thiết kế phản thân), thì tác động chương trình tính toán được sẽ là $DD + \gamma$, còn sai số tương ứng sẽ là γ^2 . Như đã thảo luận trong chương 2, nếu không có nhóm đối chứng thì sẽ khó có thể lý giải được rằng các yếu tố khác không có vai trò ảnh hưởng gì đến kết quả ở đối tượng tham gia. Ta cũng có thể chỉ so sánh khác biệt sau chương trình trên kết quả ở các đơn vị can thiệp và đối chứng; tuy nhiên, trong trường hợp này, tác động ước tính của chính sách sẽ là $DD + \rho$, còn sai số sẽ là ρ . Không thể dễ dàng phân biệt giữa những khác biệt có hệ thống, không tính toán được có liên quan đến can thiệp.

Cần nhớ rằng để diễn giải tính toán DD ở trên một cách chính xác phải thỏa mãn các điều kiện sau:

1. Xác định chính xác phương trình (kết quả). Chẳng hạn như có cấu trúc bổ sung chính xác.
2. Giới hạn sai số không tương quan với các biến khác trong phương trình:

$$Cov(\varepsilon_{it}, T_{it}) = 0$$

$$Cov(\varepsilon_{it}, t) = 0$$

$$Cov(\varepsilon_{it}, T_{it}t) = 0.$$

Giả định cuối cùng trong số này, còn có tên là giả định xu hướng song song, chính là giả định quan trọng nhất. Giả định này nói rằng các đặc trưng không được quan sát có ảnh hưởng đến tình trạng tham gia chương trình không đổi theo thời gian so với tình trạng can thiệp.

Mô hình Hiệu quả ấn định tổng quát

Mô hình hai giai đoạn trên có thể được tổng quát hóa bằng nhiều thời kỳ và khi đó sẽ được gọi là *mô hình hiệu quả ấn định tổng quát*. Khả năng này đặc biệt quan trọng đối với mô hình không chỉ đối chiếu tính không đồng nhất không đổi theo thời gian không được quan sát mà còn cả tính không đồng nhất ở những thuộc tính được quan sát trong bối cảnh nhiều thời kỳ. Cụ thể là Y_{it} có thể tính hồi quy trên Y_{it} , là một dải biến đồng thời biến thiên theo thời gian X_{it} , còn yếu tố không đồng nhất cá thể không đổi theo thời gian không được quan sát η có thể có liên hệ với cả những đặc điểm can thiệp và không được quan sát khác ε_{it} . Ta hãy xem xét dạng thức sau đây của phương trình 5.2:

$$Y_{it} = \phi T_{it} + \delta X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}. \quad (5.4)$$

Khi tính sai phân ở cả vế phải và vế trái của phương trình 5.4 trong thời kỳ, ta sẽ được phương trình sai phân sau:

$$(Y_{it} - Y_{it-1}) = \phi(T_{it} - T_{it-1}) + \delta(X_{it} - X_{it-1}) + (\eta_i - \eta_i) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (5.5a)$$

$$\Rightarrow \Delta Y_{it} = \phi \Delta T_{it} + \delta \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (5.5b)$$

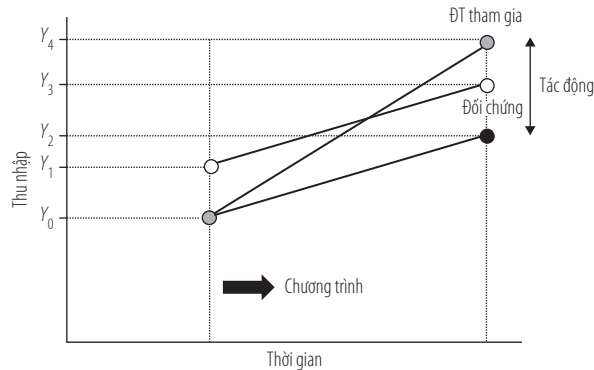
Trong trường hợp này, do nguồn nội sinh (tức là các đặc điểm cá thể không được quan sát η) bị loại bỏ khỏi tính toán sai phân nên bình phương thường nhỏ nhất (OLS) sẽ được sử dụng trong phương trình 5.5b để tính toán hiệu quả không có sai số của chương trình (ϕ). Ở hai thời kỳ, ϕ sẽ tương đương với tính toán DD trong phương trình 5.2, trong đó đối chiếu cùng các biến đồng thời X_{it} ; tuy nhiên, có thể sẽ cần hiệu chỉnh sai số chuẩn đối với tương quan chuỗi (Bertrand, Duflo và Mullainathan 2004). Khi có nhiều hơn một thời kỳ, ước tính tác động chương trình sẽ sai lệch so với DD.

Thực hiện DD

Để sử dụng phương pháp DD với dữ liệu tổng quát, ta cần thu thập dữ liệu ban đầu về các khu vực tham gia chương trình và đối chứng trước khi triển khai chương trình. Như đã trình bày trong chương 2, cả thông tin định lượng và định tính ở những khu vực này sẽ đều có ích khi xác định đối tượng tham gia. Điều tra hậu kỳ sau can thiệp chương trình cũng cần được thực hiện trên cùng các đơn vị đối tượng.³ Tính toán sai biệt bình quân trong kết quả riêng biệt cho đối tượng tham gia và không tham gia trong thời kỳ và sau đó là tính toán sai biệt bổ sung giữa các thay đổi bình quân trong kết quả ở hai nhóm này sẽ cho kết quả tác động DD. Hình 5.1 là một ví dụ: $DD = (Y_4 - Y_0) - (Y_3 - Y_1)$.

Hàng dưới cùng trong Hình 5.1 cũng minh họa các kết quả phân thực thực tế chưa từng được quan sát (xem chương 2). Theo phương pháp DD, các đặc điểm không được quan sát làm nảy sinh cách biệt giữa các kết quả đối chứng đo đạc được và kết quả phân thực thực tế được giả định là không đổi theo thời gian, với điều kiện chênh lệch giữa hai xu hướng là như nhau trong thời kỳ.

Hình 5.1 Ví dụ về DD



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

Giả định này nói rằng $(Y_3 - Y_2) = (Y_1 - Y_0)$. Nếu sử dụng đẳng thức này trong phương trình DD ở trên, ta được $DD = (Y_4 - Y_2)$.

Một ứng dụng của phương pháp DD được Thomas và các tác giả khác (2004) đề xuất khi khảo sát một chương trình ở Indônêxia áp dụng lựa chọn ngẫu nhiên phân bổ thực phẩm bổ sung chất sắt cho các cá nhân ở các hộ gia đình chủ yếu sống bằng nghề nông, trong đó một nửa số đối tượng được nhận can thiệp, còn nhóm đối chứng được nhận giả dược. Trước can thiệp cũng có một điều tra ban đầu. Bằng phương pháp DD, nghiên cứu phát hiện thấy ở nam giới có tình trạng thiếu sắt trước can thiệp đã có cải thiện trong các kết quả y tế, còn hiệu quả ở phụ nữ ít thấy rõ hơn. Điều tra ban đầu cũng cho phép giải quyết vấn đề về sai số trong tuân thủ can thiệp bằng cách so sánh những thay đổi trong kết quả ở các đối tượng được chọn vào nhóm can thiệp với những thay đổi ở các đối tượng được chọn vào nhóm đối chứng.

Trong ví dụ khác, Khandker, Bakht và Koolwal (2009) khảo sát tác động của hai dự án làm đường nông thôn ở Bangladesh, trong đó sử dụng các dữ liệu tổng quát bán thực nghiệm về hộ gia đình để khảo sát các thôn bản tham gia dự án và đối chứng trước và sau khi chương trình được triển khai. Cả hai khu vực dự án và đối chứng đều có chung các đặc điểm kinh tế, xã hội và cộng đồng trước khi triển khai chương trình; những khu vực đối chứng cũng là nơi sẽ triển khai tiếp các giai đoạn sau trong chương trình nâng cấp đường nông thôn. Mỗi dự án đều có điều tra riêng, chia làm hai giai đoạn - giai đoạn đầu vào giữa những năm 1990 trước khi có dự án và giai đoạn hai sau khi kết thúc chương trình khoảng 5 năm. Tính toán DD được sử dụng để xác định tác động của chương trình trên một loạt các kết quả, trong đó có mức tiêu dùng đầu người của hộ gia đình (một chỉ số về phúc lợi hộ gia đình), mức giá, tình hình việc làm của nam giới, phụ nữ và tỉ lệ nhập học của trẻ em. Bằng phương pháp hiệu quả ấn định bổ sung có tính đến những điều kiện ban đầu, nghiên cứu phát hiện thấy các hộ gia đình nhận được phúc lợi dưới một số hình thức từ dự án đầu tư đường xá này.

Tuy phương pháp DD thường sử dụng dữ liệu tổng quát nhưng cũng có thể sử dụng dữ liệu cắt ngang liên tục. Khung 5.1 cho biết cách thức sử dụng nhiều nguồn dữ liệu khác nhau khi nghiên cứu một chương trình trợ cấp tiền mặt có điều kiện ở Pakitxtan.

Ưu điểm và nhược điểm của phương pháp DD

Ưu điểm của DD là giảm thiểu giả định về yếu tố ngoại suy có điều kiện hay chỉ lựa chọn các đặc tính được quan sát, đồng thời cung cấp một phương pháp trực giác, dễ sử dụng để tính toán việc lựa chọn các đặc tính không được quan sát. Tuy vậy, nhược điểm chính cũng nằm ở giả định này: khái niệm sai số lựa chọn không đổi theo thời gian là thiếu cơ sở đối với nhiều chương trình mục tiêu ở các nước đang phát triển. Những điển hình thảo luận ở chương này và các chương trước là ví dụ cho thấy những chương trình này thường có những phương thức giảm nghèo đa dạng liên quan đến nhiều ngành. Do những chương trình này cũng đặt mục tiêu là những khu vực rất nghèo và có mức tăng trưởng ban đầu thấp nên ta sẽ dự kiến rằng trong một vài năm, hành vi và lựa chọn của những khu vực mục tiêu sẽ có những phản ứng đáng kể (cả khi được quan sát và không được quan sát) với chương trình. Các chương trình tập huấn được khảo sát rộng rãi trong các nghiên cứu đánh giá là một ví dụ khác.

Giả sử ta cần tính toán tác động của một chương trình đào tạo về thu nhập. Khả năng tham gia sẽ cao hơn nếu có một sự sụt giảm tạm thời (có thể gây sốc) trong thu nhập ngay trước khi bắt đầu chương trình (hiện tượng này còn gọi là *Sụt giảm Ashenfelter*). Như vậy, nhóm can thiệp sẽ có thể đạt được mức tăng trưởng nhanh hơn về thu nhập ngay cả khi không tham gia. Trong trường hợp này, phương pháp DD có khả năng sẽ tính toán quá cao hiệu quả của chương trình.⁴ Hình 5.2 cho biết mức sai số có thể có này khi sai biệt giữa các thay đổi trong kết quả ở đối tượng không tham gia và phần thực trong thời kỳ; tính không đồng nhất biến thiên theo thời gian không quan sát có thể dẫn đến sai số chệnh lên hay chệnh xuống.

Trên thực tế, tính không đồng nhất tiên nghiệm, biến thiên theo thời gian không được quan sát có thể được tính toán bằng cách thiết kế chương trình phù hợp, trong đó bảo đảm các khu vực dự án và đối chứng có cùng những đặc điểm tương tự trước khi có chương trình. Nếu các khu vực đối chiếu không giống với đối tượng có khả năng tham gia theo các đặc trưng quan sát và không quan sát thì những thay đổi về kết quả trong thời kỳ có thể sẽ là một hàm số của sai biệt này. Yếu tố này cũng gây sai số cho DD. Chẳng hạn, trong trường hợp chương trình nhập học, nếu các khu vực đối chứng được chọn ban đầu cách các trường học địa phương so xa hơn nhiều so với khu vực mục tiêu thì DD sẽ cho kết quả tính toán quá cao tác động của chương trình về những địa phương tham gia. Tương tự như vậy, những khác biệt trong điều kiện nông nghiệp - thổ nhưỡng và trình độ phát triển hạ tầng ban đầu giữa các khu vực can thiệp và đối chứng cũng có tương quan với cách bố trí chương trình và những thay đổi tạo ra trong

KHUNG 5.1 Nghiên cứu điểm: tính toán DD bằng dữ liệu tổng quát và cắt ngang liên tục

Ngoài dữ liệu tổng quát, các dữ liệu cắt ngang liên tục về một khu vực nhất định có thể được tập hợp để tạo ra cỡ mẫu lớn hơn và để khảo sát sự thay đổi nói chung của các đặc trưng của mẫu này trong thời kỳ. Chaudhury và Parajuli (2006) đã khảo cứu hiệu quả về tỉ lệ nhập học trường công của Chương trình Học bổng các Trường Nữ sinh ở tỉnh Punjab, Pakitxtan, bằng các dữ liệu tổng quát ở cấp trường từ năm 2003 (trước chương trình) và 2005 (sau chương trình), cũng như các dữ liệu cắt ngang liên tục ở cấp độ học sinh trong các giai đoạn 2001-02 và 2004-05.

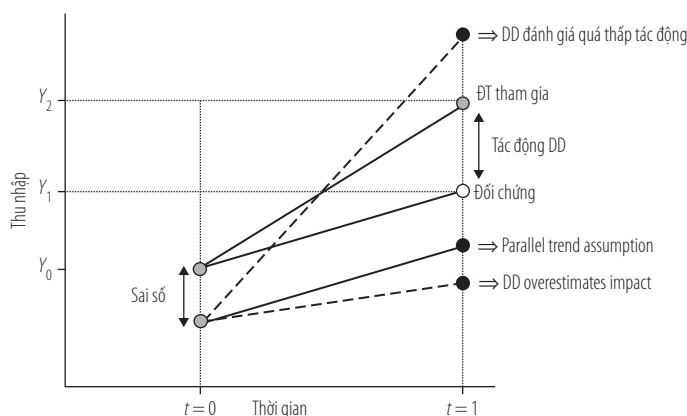
Trong chương trình này, học sinh nữ được nhận khoản học bổng 200 Rupí Pakitxtan với điều kiện có đi học các lớp từ lớp 6 - 8 ở một trường công nữ sinh cấp hai ở các huyện mục tiêu và có tỉ lệ đi học bình quân ở các lớp còn lại đạt 80%. Chương trình đặt mục tiêu cụ thể là các huyện có tỉ lệ biết chữ thấp và không áp dụng chọn ngẫu nhiên. Trong phân tích của mình, Chaudhury và Parajuli (2006) sử dụng cả dữ liệu tổng quát và cắt ngang liên tục để tính toán sai biệt trong sai biệt riêng của tác động chương trình về tỉ lệ nhập học của trẻ em gái, với giả định tồn tại yếu tố không đồng nhất không đổi theo thời gian không quan sát.

Dữ liệu tổng quát được lấy từ các điều tra trường học cấp tỉnh ở 15 huyện tham gia chương trình học bổng (với khoảng 1.780 trường học) và 19 huyện đối chứng (với khoảng 3.150 trường) không tham gia chương trình. Bằng các dữ liệu này, các nhà nghiên cứu phát hiện thấy chương trình đã nâng cao tỉ lệ nhập học của trẻ em gái được khoảng 23%. Dữ liệu cắt ngang ở cấp độ học sinh trong thời kỳ được lấy từ các khảo sát hộ gia đình và được coi là khách quan hơn các dữ liệu hành chính về các trường. Nghiên cứu phát hiện thấy, ở trẻ em gái 10-14 tuổi, hiệu quả bình quân của chương trình đạt 10-13 điểm %. So với hỏi quy trên dữ liệu tổng quát, các hỏi quy tương ứng sử dụng dữ liệu cắt ngang tổng hợp còn bao gồm các giới hạn tương hỗ của biến giả trong chương trình học bổng cũng như biến giả thời gian sau chương trình sử dụng để xác định đối tượng có phải là trẻ em gái hay không.

kết quả giữa các thời kỳ. Bằng dữ liệu từ một chương trình giảm nghèo ở Trung Quốc, Jalan và Ravallion (1998) đã chứng minh trong tính toán DD về tác động của chương trình tồn tại sai số lớn do thay đổi trong thời kỳ là một hàm số của các điều kiện ban đầu và cũng có ảnh hưởng đến cách thức chọn địa điểm. Bằng cách đối chiếu với cả những đặc trưng của khu vực vốn là những yếu tố hấp dẫn ban đầu đối với dự án phát triển, ta có thể hiệu chỉnh được sai số này; nhờ vậy mà Jalan và Ravallion đã phát hiện được những tác động dài hạn trong khi tính toán DD thông thường không phát hiện thấy. Phần dưới sẽ thảo luận chi tiết hơn vấn đề này.

Như đã trình bày trong chương 4, phương pháp PSM giúp so sánh các đơn vị can thiệp với đơn vị đối chứng tương tự theo quan sát trước khi ước tính tác động DD. Cụ thể là ta có thể chạy PSM trên năm xuất phát, sau đó thực hiện DD trên các đơn vị còn lại trong vùng hỗ trợ chung. Các nghiên cứu cho thấy bằng cách đặt quyền số trên quan sát đối chứng theo điểm xu hướng sẽ tạo được một cách tính toán với hiệu quả đầy đủ (Hirano, Imbens và Ridder 2003; xem thêm chương 4). Nhưng do hiệu quả của PSM phụ thuộc vào điều tra ban đầu phong phú nên thu thập dữ liệu ban đầu cần đặc biệt chú trọng những đặc trưng quyết định tình trạng tham gia.

Hình 5.2. Tính không đồng nhất biến thiên theo thời gian không được quan sát



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

Tuy nhiên, ngay cả khi có thể bảo đảm khả năng đối chiếu giữa các khu vực đối chứng và dự án trước chương trình thì phương pháp DD vẫn có thể bị sai lệch nếu những thay đổi kinh tế vĩ mô trong chương trình có ảnh hưởng khác nhau đến hai nhóm. Giả sử những đặc điểm chưa biết gây phản ứng khác nhau ở các nhóm can thiệp và không can thiệp với một xáo trộn kinh tế vĩ mô chung. Trong trường hợp này, tính toán DD đơn giản sẽ có thể dẫn đến ước tính quá cao hay quá thấp hiệu quả thực tế của chương trình, tùy theo mức độ phản ứng của nhóm can thiệp và không can thiệp với biến cố chung đó. Bell, Blundell và van Reenen (1999) đề xuất sử dụng DD có điều chỉnh xu hướng thời gian vì sai cho trường hợp này. Phương án thay thế này sẽ được thảo luận ở phần sau trong nội dung về phương pháp tam sai biệt. Một phương pháp khác có thể sử dụng là thông qua biến công cụ đã thảo luận ở chương 6. Nếu có đủ dữ liệu về các yếu tố ngoại sinh hay phụ thuộc vào hành vi khác có ảnh hưởng đến đối tượng tham gia và không tham gia trong thời kỳ thì có thể khai thác những yếu tố đó để xác định tác động khi tính không đồng nhất không quan sát không phải yếu tố tham số không đổi. Chẳng hạn, có thể áp dụng phương pháp hiệu quả ấn định tổng quát sử dụng biến công cụ; chương 6 sẽ trình bày chi tiết hơn.

Các mô hình DD khác

Phương thức sai biệt kép trình bày ở phần trên cho phép tính toán thống nhất các tác động chương trình nếu tính không đồng nhất của cộng đồng và cá thể không quan sát không đổi theo thời gian. Tuy nhiên, ta có thể nhận thấy sẽ có những trường hợp trong đó các đặc tính không quan sát của quần thể có thay đổi theo thời gian, chẳng hạn do những thay đổi về ưu tiên hay tiêu chuẩn trong các chuỗi thời gian dài. Do vậy, đã có một số dạng thức khác của phương pháp DD được đề xuất để kiểm soát những yếu tố có ảnh hưởng đến những thay đổi này trong các yếu tố không được quan sát.

Điều kiện ban đầu có quan trọng không?

Một trường hợp trong đó tính không đồng nhất không quan sát có thể không còn duy trì đặc tính không đổi theo thời gian là khi đầu tư công ích phụ thuộc vào các điều kiện địa phương ban đầu (tiền chương trình). Không đối chiếu với những điều kiện địa phương ban đầu khi đánh giá tác động một chương trình giảm nghèo có thể dẫn đến sai số biến thiên bỏ sót đáng kể - nếu những điều kiện địa phương này cũng góp phần làm cải thiện thu nhập của hộ gia đình hay cơ chế xét chọn của chương trình có liên hệ với những đặc trưng địa phương này. Trong khung 5.2 sẽ trình bày những phương pháp có tính đến những điều kiện địa phương ban đầu trong phương thức DD, sử dụng dữ liệu của nhiều năm cũng như dữ liệu của duy nhất hai thời kỳ.

PSM bằng DD

Như đã nêu trên, nếu có dữ liệu phong phú về các khu vực đối chứng và can thiệp thì có thể kết hợp PSM với các phương pháp DD để so khớp chính xác hơn các đơn vị đối chứng và dự án theo các đặc trưng tiền chương trình. Cụ thể là như đã trình bày trong chương 4, ta đã biết có thể sử dụng điểm xu hướng để so sánh các đơn vị tham gia và đối chứng trong năm cơ sở (trước chương trình), và tính toán tác động can thiệp ở cả các

KHUNG 5.2 Nghiên cứu điểm: Tính toán các điều kiện ban đầu bằng DD - Ứng dụng với dữ liệu điều tra có độ dài biến thiên

Dữ liệu dài hạn trong nhiều giai đoạn

Jalan và Ravallion (1998) khảo sát tác động của một chương trình phát triển ở một vùng nghèo về mức tăng trong tiêu dùng hộ gia đình bằng các dữ liệu tổng quát từ các khu vực mục tiêu và ngoài mục tiêu ở 4 tỉnh liên kế vùng tây nam Trung Quốc. Bằng dữ liệu từ 6.650 hộ gia đình từ 1985 đến 1990 (bổ sung bằng các đợt thực địa trong năm 1994-95), các nhà nghiên cứu đã sử dụng mô hình tính toán chuỗi thời gian phương pháp thời điểm tổng quát về mức tăng tiêu dùng hộ gia đình, trong đó có tính đến những điều kiện địa phương ban đầu ở về phải và sử dụng độ trễ tiêu dùng thứ hai và cao hơn làm công cụ tính độ trễ tiêu dùng để tính toán thống nhất mô hình tăng trưởng năng động bằng dữ liệu tổng quát.

Kết quả nghiên cứu cho thấy hiệu quả của chương trình quả thực chịu ảnh hưởng của yếu tố điều kiện kinh tế hộ gia đình và cộng đồng ban đầu; nếu loại bỏ các điều kiện địa phương ban đầu (như điều kiện kinh tế và mức sử dụng phân bón ban đầu) thì sẽ khiến hiệu quả của chương trình quốc gia này mất hoàn toàn ý nghĩa, trong đó hiệu quả chương trình tại tuyến tỉnh bị đảo dấu và chuyển thành giá trị âm nhẹ. Đặc biệt, sau khi hiệu chỉnh với các đặc trưng địa phương được sử dụng làm yếu tố thu hút dự án phát triển ban đầu, Jalan và Ravallion (1998) phát hiện thấy mức tác động dài hạn đáng kể hơn so với sử dụng phương pháp hiệu quả ấn định đơn giản. Như vậy, nếu không tính đến những yếu tố dẫn đến sai biệt tiềm tàng trong các xu hướng tăng trưởng địa phương và khu vực thì sẽ dẫn đến tình trạng đánh giá thấp đáng kể mức tăng trong điều kiện kinh tế thu được từ chương trình.

(xem tiếp trang sau.)

KHUNG 5.2 Nghiên cứu điểm: Tính toán các điều kiện ban đầu bằng DD - Ứng dụng với dữ liệu điều tra có độ dài biến thiên (tiếp theo)

Dữ liệu theo hai thời kỳ

Nếu số thời kỳ ít hơn (hai năm chẳng hạn), ta có thể sử dụng mô hình sai biệt ưu tiên OLS đơn giản trên các dữ liệu, trong đó xấp xỉ các đặc trưng địa phương ban đầu ở khu vực dự án và đối chứng trước khi triển khai chương trình. Trong nghiên cứu về đường nông thôn (sẽ thảo luận sau trong chương này), Khandker, Bakht và Koolwal (2009) đã sử dụng hai giai đoạn dữ liệu - là dữ liệu ban đầu và dữ liệu sau chương trình về các khu vực can thiệp và đối chứng - để so sánh các kết quả DD dựa trên phương pháp hiệu quả ấn định hộ gia đình có tính toán sai biệt ưu tiên OLS trên cùng các kết quả và biến đồng thời. Các ước tính sai biệt ưu tiên OLS này có tính đến một số đặc trưng trước dự án của các thôn bản có các hộ gia đình liên quan. Những đặc trưng địa phương ban đầu này gồm những yếu tố nông nghiệp-thổ nhưỡng; số ngân hàng, trường học, bệnh viện ở thôn bản; khoảng cách từ thôn bản đến đường nhựa gần nhất; mức lãi suất ngắn hạn bình quân ở trong thôn; và số lượng các tổ chức tài chính vì mô đang hoạt động ở trong thôn.

Tuy tính toán của dự án cho kết quả tương tự ở cả hai nhóm trên một số kết quả nhưng nghiên cứu vẫn phát hiện thấy tác động của chương trình ở các hộ thụ hưởng cũng được tăng cường ở nhiều kết quả khác khi tính đến các điều kiện địa phương ban đầu. Do hiệu quả của dự án không mất đi ở hầu hết các kết quả sau khi tính toán đến các điều kiện địa phương ban đầu nên nghiên cứu kết luận rằng cơ chế xét chọn của chương trình không hoàn toàn định chỉ ảnh hưởng đến một số khu vực có những đặc điểm phát triển ban đầu nhất định.

đơn vị tham gia và đối chiếu trong khuôn khổ vùng hỗ trợ chung. Đối với trường hợp hai thời kỳ $t = \{1,2\}$, kết quả DD của khu vực can thiệp i sẽ được tính bằng công thức $DD_i = (Y_{i2}^T - Y_{i1}^T) - \sum_{j \in C} \omega(i,j)(Y_{j2}^C - Y_{j1}^C)$, trong đó $\omega(i, j)$ là quyền số (sử dụng phương pháp PSM) tính trên khu vực đối chứng thứ j đối chiếu với khu vực can thiệp i . Có thể áp dụng những loại hình phương pháp đối chiếu đã trình bày ở chương 4.

Trong cơ chế hồi quy (đã thảo luận ở chương 4) Hirano, Imbens và Ridder (2003) chứng minh rằng hồi quy bình phương gia quyền nhỏ nhất, khi sử dụng quyền số trên các quan sát đối chứng theo điểm xu hướng sẽ cho kết quả với hiệu quả đầy đủ:

$$\Delta Y_{it} = \alpha + \beta T_i + \gamma \Delta X_{it} + \varepsilon_{it}, \beta = DD. \tag{5.6}$$

Quyền số trong phép hồi quy ở đẳng thức 5.6 tương đương với 1 đối với đơn vị can thiệp và với $\hat{P}(X)/(1 - \hat{P}(X))$ đối với đơn vị đối chiếu. Xem nghiên cứu điểm trong khung 5.3.

Phương pháp tam sai biệt

Vậy nếu không có dữ liệu ban đầu thì sao? Một ví dụ về trường hợp này là trong thời kỳ khủng hoảng kinh tế, các chương trình hay mạng lưới an sinh phải được thiết lập nhanh chóng. Khi đó ta có thể sử dụng phương pháp tam sai biệt. Ngoài việc đối chiếu “thực nghiệm ban đầu” một số nhóm dự án và đối chứng nhất định, phương pháp này còn khai

thác một thực nghiệm đối chứng riêng biệt hoàn toàn sau can thiệp chương trình. Có nghĩa là, nhóm đối chứng tách biệt này đại diện cho một nhóm đối tượng không tham gia ở các vùng can thiệp và không can thiệp không thuộc nhóm đối chứng ban đầu.

KHUNG 5.3 Nghiên cứu điểm: tính PSM bằng DD

Trong một nghiên cứu về cải tạo đường xá nông thôn ở Việt Nam, van de Walle và Mu (2008) đã tính toán tính không đồng nhất không đổi theo thời gian không quan sát và sai số lựa chọn biến thiên theo thời gian đi kèm với những khác biệt trong đặc trưng quan sát được ban đầu bằng cách kết hợp DD và PSM với dữ liệu từ 94 xã dự án và 95 xã đối chứng trong 3 thời kỳ: điều tra ban đầu năm 1997, tiếp theo là các điều tra năm 2001 và 2003.

Nhấn mạnh tầm quan trọng của việc so sánh tác động dài hạn và ngắn hạn, nghiên cứu nhận thấy hầu hết các kết quả được thực hiện ở những giai đoạn khác nhau trong thời kỳ này. Chẳng hạn, chỉ số hoàn thành tiểu học phản ánh tăng trưởng bền vững từ 1997 đến 2003, tăng 15-25%. Các kết quả khác như mở rộng thị trường và cung cấp hàng hóa ngoài lương thực cần nhiều thời gian hơn để thể hiện (chẳng hạn, thị trường được phát triển ở các xã dự án cao hơn các xã đối chứng khoảng 10% sau 7 năm) so với các hiệu quả ngắn hạn như số trường cấp hai và nguồn cung hàng hóa dạng lương thực. Hơn nữa, van de Walle và Mu còn nhận thấy tác động thị trường sẽ cao hơn nếu ban đầu xã đối tượng có mức phát triển thấp.

Những đơn vị đối chứng mới này có thể khác với nhóm đối chứng đầu tiên ở những đặc trưng kinh tế, xã hội nếu người đánh giá muốn khảo sát tác động của dự án đối với đối tượng tham gia trong tương quan với một nhóm kinh tế, xã hội khác. Khi đó một sai biệt khác so với thực nghiệm đầu tiên sẽ được tìm trong thay đổi ở mẫu đối chứng bổ sung để khảo sát tác động của dự án, có tính đến sự thay đổi theo thời gian của những yếu tố khác (xem những nghiên cứu như Gruber 1994). Vì vậy, những phương pháp này đòi hỏi phải có dữ liệu từ nhiều năm sau khi đã triển khai can thiệp chương trình, cho dù không có dữ liệu ban đầu.

Khung 5.4 trình bày một ví dụ về phương thức tam sai biệt ở Áchentina, khi Ravallion và các tác giả (2005) khảo sát tác động của chương trình về thu nhập ở những người “ở lại” và “ra đi” trong chương trình phúc lợi việc làm Trabajar ở Áchentina (xem phần trình bày về chương trình này trong chương 4). Do chương trình ra đời ngay sau cuộc khủng hoảng tài chính 1997 nên không có dữ liệu ban đầu. Vì vậy, Ravallion và các tác giả khác khảo sát chênh lệch trong thu nhập của người tham gia đã rời khỏi chương trình và những người vẫn đang tham gia, sau khi đã phân tách tổng mức thay đổi trong toàn bộ nền kinh tế bằng cách sử dụng một nhóm đối chiếu không tham gia hoàn toàn riêng biệt. Do không còn nhóm đối chiếu không tham gia nên tính toán DD đơn giản giữa người ở lại và ra đi sẽ chỉ không có sai số nếu các cơ hội thu nhập phản thực ngoài chương trình ở mỗi nhóm đều giống nhau. Tuy nhiên, Ravallion và các tác giả (2005) đã chỉ ra rằng những cá nhân chọn ở lại chương trình về trực giác có thể ít có khả năng có được cơ hội thu nhập cao hơn ngoài chương trình so với những người bỏ chương trình từ sớm. Kết quả là, ước tính DD chỉ so sánh hai nhóm này sẽ không đánh

giá đầy đủ tác động của chương trình. Chỉ trong những hoàn cảnh như rút gọn chương trình ngoại sinh chẳng hạn thì DD đơn giản giữa người ở lại và ra đi mới có hiệu quả.

KHUNG 5.4 **Nghiên cứu điển:**
Phương pháp tam sai biệt – Chương trình Trabajar ở Áchentina

Do thiếu dữ liệu ban đầu trong chương trình Trabajar và để tránh phải đưa giả định rằng người ở lại và ra đi có cùng cơ hội trước khi tham gia chương trình, Ravallion và những tác giả khác (2005) đã đề xuất một phương pháp tam sai biệt, trong đó sử dụng một nhóm đối chứng hoàn toàn riêng biệt chưa từng tham gia chương trình (gọi tắt là đối tượng không tham gia). Kết quả tam sai biệt lúc đầu được tính toán bằng cách lấy DD giữa các đối tượng ở lại và không tham gia đối xứng, và sau đó là DD của đối tượng rời chương trình và không tham gia tương ứng. Cuối cùng là tính toán DD của hai tập hợp nhóm này ở những người ở lại và rời chương trình tương ứng.

Cụ thể, cho $D_{it} = 1$ và $D_{it} = 0$ tương ứng lần lượt với đối tượng tham gia và không tham gia tương ứng, trong giai đoạn t , $t = \{1, 2\}$, nghiên cứu trước tiên tính $DD A = [(\bar{Y}_2^T - \bar{Y}_1^T) - (\bar{Y}_2^C - \bar{Y}_1^C)] | D_{i2} = 1$ (tương ứng với người ở lại trong giai đoạn 2, ứng với người không tham gia từ khảo sát thành thị riêng biệt), () và $B = [(\bar{Y}_2^T - \bar{Y}_1^T) - (\bar{Y}_2^C - \bar{Y}_1^C)] | D_{i2} = 0$ (tương ứng với người rời chương trình trong giai đoạn 2, đối chiếu với người không tham gia). Kết quả tam sai biệt sau đó được tính bằng $A - B$.

Ravallion và các tác giả khác (2005) sử dụng mẫu gồm 419 người ở lại ứng với 400 người rời chương trình (lấy từ mẫu ban đầu gồm 1.500 công nhân Trabajar), khảo sát vào tháng 5-6/1999, 10-11/1999 và tháng 5-6/2000. Mẫu không tham gia được lấy từ khảo sát hộ gia đình thành thị riêng thực hiện cùng thời kỳ, với một loạt những đặc trưng kinh tế, xã hội; khảo sát này được thực hiện hai lần một năm và bao gồm khoảng 27.000 hộ gia đình.

Tuy vậy, để diễn giải kết quả tam sai biệt để đo đặc mức lợi ích bình quân ở đối tượng tham gia đòi hỏi: a) không được có sai số lựa chọn về người bỏ chương trình; b) đối tượng không tham gia không có mức tăng thu nhập hiện hành nào. Ravallion và các tác giả (2005) sử dụng một giai đoạn 3 của khảo sát để kiểm định chung những điều kiện này, so sánh kết quả tam sai biệt ở người bỏ chương trình và người ở lại. Bằng kiểm định này, các nhà nghiên cứu nhận thấy không thể loại trừ những điều kiện cần có để sử dụng tính toán tam sai biệt để ước tính mức tăng lợi ích ở đối tượng hiện đang tham gia. Họ cũng tìm được bằng chứng về Sự giảm Ashenfelter, trong đó đối tượng đã dần dần khôi phục được một tỉ trọng ngày càng tăng trong mức lương Trabajar sau khi rời bỏ chương trình.

Điều chỉnh Xu hướng thời gian sai biệt

Như đã trình bày ở trên, giả sử ta muốn đánh giá một chương trình như đào tạo lao động trong thời kỳ khủng hoảng kinh tế vĩ mô. Với dữ liệu có sẵn về các nhóm can thiệp và không can thiệp trước và sau chương trình, ta có thể sử dụng một phương pháp DD để ước tính tác động chương trình về những yếu tố như thu nhập. Tuy nhiên, những sự kiện này thường dễ dẫn đến những tình huống trong đó các nhóm can thiệp và không

can thiệp có phản ứng khác nhau với sự xáo trộn. Bell, Blundell, và van Reenen (1999) đã xây dựng một phương pháp DD có tính đến những hiệu ứng xu hướng thời gian sai biệt này. Ngoài dữ liệu về các nhóm can thiệp và không can thiệp trước và sau can thiệp còn cần có một khoảng thời gian khác (chẳng hạn, từ $t - 1$ đến t) đối với cùng những nhóm can thiệp và không can thiệp. Chu kỳ trước gần nhất có thể là khoảng thời gian phù hợp nhất để thực hiện so sánh này. Nói một cách chính thức, DD có điều chỉnh theo xu hướng thời gian sẽ được định nghĩa như sau:

$$DD = [E(Y_1^T - Y_0^T | T_1 = 1) - E(Y_1^C - Y_0^C | T_1 = 0)] - [E(Y_t^T - Y_{t-1}^T | T_1 = 1) - E(Y_t^C - Y_{t-1}^C | T_1 = 0)] \quad (5.7)$$

Câu hỏi

- Nhận định nào sau đây đúng với phương pháp sai biệt kép?
 - DD rất phù hợp cho phân tích dữ liệu tổng quát.
 - Cũng như PSM, DD không bao giờ bao quát được những đặc trưng không quan sát có thể ảnh hưởng đến các biến kết quả.
 - DD đối chiếu những thay đổi trong biến kết quả giữa các thời kỳ trước và sau can thiệp ở đối tượng tham gia và không tham gia.
 - A và B
 - B và C
 - A và C
 - C
- Bảng sau cho biết mức thu nhập trung vị trong thời kỳ trước và sau can thiệp trong một can thiệp tài chính vi mô ở vùng nông thôn CHDCND Lào:

	<i>Thu nhập trung vị (1.000 kíp)</i>	
	<i>Người tham gia</i>	<i>Người không tham gia</i>
Thời kỳ trước can thiệp period	80	90
Thời kỳ sau can thiệp	125	120

Tác động của can thiệp tài chính vi mô đối với thu nhập của đối tượng tham gia tính toán bằng DD là

- 45.000 kíp
- 30.000 kíp
- 15.000 kíp

3. Phương trình sau thể hiện kết quả DD của phương trình kết quả đối với dữ liệu tổng quát:

$$Y = \alpha + \beta T + \gamma t + \delta Tt + \varepsilon,$$

trong đó Y là thu nhập tháng của hộ gia đình, T là can thiệp tài chính vi mô ($T = 1$ nếu hộ gia đình được nhận can thiệp, $T = 0$ nếu hộ gia đình không được can thiệp); t là thời kỳ khảo sát ($t = 0$ đối với đi tra ban đầu, $t = 1$ đối với khảo sát hậu kỳ); ε là giới hạn sai số. Nếu sử dụng DD thì tác động của chương trình tài chính vi mô đối với thu nhập của hộ gia đình được tính bằng:

- (a) β
 - (b) γ
 - (c) δ
 - (d) $\beta + \delta$
4. Những yếu tố nào sau đây có thể được cải thiện từ hình thái chức năng DD cơ bản xác định trong câu hỏi 3, nếu can thiệp không phải loại ngoại suy?
- A. Chạy một mô hình biến công cụ.
 - B. Mở rộng bằng cách thêm các biến đối chứng (X) có thể ảnh hưởng đến kết quả.
 - C. Chạy mô hình hiệu quả ẩn định để triển khai tính toán.
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và C
 - (d) C
 - (e) A, B và C
5. Yếu tố nào sau đây là hạn chế của phương pháp sai biệt kép?
- A. DD không thể sử dụng cho dữ liệu cắt ngang.
 - B. DD có thể cho kết quả tính toán có sai số nếu các đặc trưng của khu vực dự án và đối chứng có sự khác biệt đáng kể.
 - C. DD không thể bao quát được những đặc tính không quan sát có thể ảnh hưởng đến kết quả nếu những yếu tố này khác biệt giữa các thời kỳ trước và sau can thiệp.
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và C
 - (d) C

Chú thích

1. Xem phần giới thiệu về vai trò của yếu tố phân thực trong xác định hiệu quả can thiệp của chương trình ở chương 2.
2. Lưu ý rằng khi các giá trị trung vị phân thực biến thiên theo thời gian ($E[Y_1^C - Y_0^C | T_1 = 1] = 0$), DD tính toán trong phương trình 5.1 trở thành so sánh phân thân khi chỉ có các kết quả ở đơn vị can thiệp được theo dõi. Chương 2 cũng thảo luận chi tiết về so sánh phân thân. Tuy nhiên, phương pháp này trên thực tế còn hạn chế do ít có khả năng những kết quả trung vị ở phân thực không thay đổi.
3. Tuy một số nghiên cứu quy mô lớn không thể sử dụng lại trên cùng những hộ gia đình hay cá nhân sau can thiệp chương trình nhưng vẫn có thể khảo sát cùng một thôn bản hay cộng đồng, nên có thể tính toán được DD tác động chương trình ở mức địa phương hay cộng đồng. Các khảo sát đồng thời ở cấp độ người thụ hưởng và cộng đồng có vai trò quan trọng trong duy trì tính linh hoạt này, nhất là vì các khảo sát trước và sau can thiệp chương trình có thể được triển khai trong một vài năm, khiến việc thu thập dữ liệu tổng quát trở nên khó khăn hơn.
4. Luận điểm tương tự chống lại phương pháp DD áp dụng trong trường hợp đánh giá chương trình có sử dụng dữ liệu điều tra cắt ngang liên tục. Có nghĩa là, nếu các cá nhân tự lựa chọn tham gia chương trình theo một số quy tắc không rõ ràng và dữ liệu cắt ngang liên tục được sử dụng thì giả định về tính không đồng nhất không đổi theo thời gian có thể sẽ sai nếu thành phần của nhóm thay đổi và can thiệp có ảnh hưởng đối với thành phần của các nhóm can thiệp ứng với nhóm không can thiệp.

Tài liệu tham khảo

- Bell, Brian, Richard Blundell và John van Reenen. 1999. "Getting the Unemployed Back to Work: An Evaluation of the New Deal Proposals." *International Tax and Public Finance* 6 (3): 339–60.
- Bertrand, Marianne, Esther Duflo và Sendhil Mullainathan. 2004. "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" *Quarterly Journal of Economics* 119 (1): 249–75.
- Chaudhury, Nazmul và Dilip Parajuli. 2006. "Conditional Cash Transfers and Female Schooling: The Impact of the Female School Stipend Program on Public School Enrollments in Punjab, Pakistan." Tài liệu Nghiên cứu chính sách 4102, Ngân hàng Thế giới, Washington, DC.
- Gruber, Jonathan, 1994. "The Incidence of Mandated Maternity Benefits." *American Economic Review* 84 (3): 622–41.
- Hirano, Keisuke, Guido W. Imbens và Geert Ridder. 2003. "Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score." *Econometrica* 71 (4): 1161–89.
- Jalan, Jyotsna và Martin Ravallion. 1998. "Are There Dynamic Gains from a Poor-Area Development Program?" *Journal of Public Economics* 67 (1):65–85.
- Khandker, Shahidur R., Zaid Bakht và Gayatri B. Koolwal. 2009. "The Poverty Impacts of Rural Roads: Evidence from Bangladesh." *Economic Development and Cultural Change* 57 (4): 685–722.
- Ravallion, Martin, Emanuela Galasso, Teodoro Lazo và Ernesto Philipp. 2005. "What Can Ex-Participants Reveal about a Program's Impact?" *Journal of Human Resources* 40 (1): 208–30.
- Thomas, Duncan, Elizabeth Frankenberg, Jed Friedman, Jean-Pierre Habicht, Mohammed Hakimi, Jaswadi, Nathan Jones, Christopher McKelvey, Gretel Peltó, Bondan Sikoki, Teresa Seeman, James P. Smith, Cecep Sumantri, Wayan Suriastini và Siswanto Wilopo. 2004. "Iron Deficiency and the Well-Being of Older Adults: Preliminary Results from a Randomized Nutrition Intervention." Đại học California–Los Angeles, Los Angeles, California.
- van de Walle, Dominique và Ren Mu. 2008. "Rural Roads and Poor Area Development in Vietnam." Tài liệu nghiên cứu chính sách 4340, Ngân hàng Thế giới, Washington, DC.

6. Tính toán biến công cụ

Tóm tắt

Phương pháp biến công cụ (IV) cho phép tính toán nội sinh về tình trạng tham gia của cá thể và lựa chọn địa điểm hoặc cả hai. Với dữ liệu tổng quát, phương pháp IV còn cho phép tính toán sai số lựa chọn biến thiên theo thời gian. Sai số tính toán dẫn đến sai số suy giảm cũng được giải quyết thông qua phương pháp này. Phương pháp IV được thực hiện bằng cách đi tìm một biến (hay công cụ) có liên hệ chặt chẽ với việc chọn địa điểm hay tình trạng tham gia chương trình nhưng không có liên hệ với những thuộc tính không được quan sát có ảnh hưởng đến kết quả. Có thể thiết lập các công cụ từ thiết kế chương trình (chẳng hạn, nếu chương trình đang xem xét áp dụng lựa chọn ngẫu nhiên hay nếu các quy luật ngoại sinh được sử dụng để xác định tiêu chuẩn tham gia chương trình).

Cần lựa chọn công cụ một cách kỹ lưỡng. Những công cụ kém chất lượng có thể làm tăng sai số thậm chí còn cao hơn cả tính toán bằng bình phương thường nhỏ nhất (OLS) nếu những công cụ đó có liên hệ với những đặc trưng không quan sát hay biến bị bỏ sót có ảnh hưởng đến kết quả. Bằng cách kiểm thử các công cụ yếu, ta có thể tránh được tình trạng này. Một vấn đề nữa có thể nảy sinh nếu công cụ vẫn có liên hệ với hiệu quả dự tính không được quan sát của chương trình có ảnh hưởng đến tình trạng tham gia; hiệu quả can thiệp bình quân tại chỗ (LATEs) dựa trên những công cụ này giúp giải quyết vấn đề này.

Mục tiêu bài học

Sau khi hoàn thành chương này, độc giả sẽ biết được:

- bằng cách nào các biến công cụ có thể giải quyết được vấn đề sai số trong tình trạng tham gia, chọn địa điểm hoặc cả hai
- phương pháp IV khác biệt như thế nào về giả định so với các phương pháp so sánh điểm xu hướng (PSM) và sai biệt kép (DD)
- có thể sử dụng những nguồn nào để tìm được những công cụ tốt
- làm thế nào để kiểm tra các công cụ yếu
- Giữa phương pháp IV thông thường và LATE có khác biệt gì

Đặt vấn đề

Trong phần này, cẩm nang sẽ giới thiệu những phương pháp làm suy yếu giả định OLS hay PSM ngoại sinh và những phương pháp có độ tin cậy về sai số lựa chọn biến thiên theo thời gian, khác với DD. Cần nhớ rằng các phương pháp DD không thể tính toán được sai số lựa chọn biến thiên theo thời gian (chương 5).

Bằng cách làm suy yếu giả định ngoại sinh, phương pháp IV đưa ra những giả định nhận dạng khác so với những phương pháp trước – mặc dù những giả định trong phương pháp IV có thể không áp dụng trong mọi trường hợp.

Quay lại nội dung đã thảo luận ở chương 2 về phương trình tính toán, so sánh kết quả giữa các nhóm can thiệp và không can thiệp:

$$Y_i = \alpha X_i + \beta T_i + \varepsilon_i \quad (6.1)$$

Nếu lựa chọn can thiệp T là ngẫu nhiên trong phương trình 6.1 thì sai số lựa chọn không phải là một vấn đề ở mức ngẫu nhiên (xem chương 3). Tuy nhiên, lựa chọn can thiệp có thể không phải là ngẫu nhiên do hai yếu tố chung là: thứ nhất, *yếu tố nội sinh* có thể có trong quá trình xét chọn hay chọn địa điểm – có nghĩa là, chương trình được chủ định chọn địa điểm ở những khu vực có một số đặc điểm nhất định (như cơ hội thu nhập hay chuẩn mực xã hội) có thể hay không được quan sát và cũng có liên hệ với các kết quả Y . Thứ hai, *tính không đồng nhất cá thể không quan sát* xuất phát từ việc cá nhân đối tượng thụ hưởng tự lựa chọn tham gia chương trình cũng ảnh hưởng đến điều kiện thực nghiệm. Như đã trình bày trong chương 2, sai số lựa chọn có thể là kết quả của cả hai yếu tố này do các đặc điểm không quan sát trong giới hạn sai số sẽ chứa đựng các biến có liên hệ với biến giả can thiệp T . Có nghĩa là, $\text{cov}(T, \varepsilon) \neq 0$ cho biết một trong những giả định chính của OLS đã không còn đúng khi tính toán kết quả không có sai số, là sự độc lập của tham số hồi quy với giới hạn nhiễu ε . Sự tương quan giữa T và ε thường gây sai số cho những kết quả tính toán khác trong phương trình, cả kết quả tính toán hiệu quả chương trình β .

Phương trình 6.1, cũng như những vấn đề đi kèm về yếu tố nội sinh, có thể được tổng quát hóa trong điều kiện tổng hợp. Trong trường hợp này, các đặc điểm không được quan sát trong thời kỳ có thể có liên hệ với chương trình cũng như các đặc trưng khác có biến động thời gian quan sát. Vấn đề này đã được trình bày một phần ở chương 5. Phương pháp DD giải quyết vấn đề bằng cách giả định rằng những đặc điểm không được quan sát của các đơn vị mục tiêu và ngoài mục tiêu là không đổi theo thời gian và sau đó là bằng cách phân tách tính không đồng nhất. Khi có dữ liệu tổng quát, phương pháp IV cho phép quan sát đa sắc thái hơn so với tính không đồng nhất không quan sát, cho phép những yếu tố này biến thiên theo thời gian (như tài năng kinh doanh không được quan sát của đối tượng mục tiêu, khả năng duy trì các quan hệ và mạng lưới xã hội, v.v, tất cả đều là những yếu tố có thể biến đổi trong giai đoạn chương trình).

Phương pháp IV có mục tiêu là làm sạch tương quan giữa T và ε . Có nghĩa là, sự biến thiên ở T có tương quan với ε cần được tách biệt. Để làm được điều này, ta cần tìm được một biến công cụ, ký hiệu là Z , thỏa mãn các điều kiện sau:

1. Tương quan với T : $\text{cov}(Z, T) \neq 0$
2. Không tương quan với ε : $\text{cov}(Z, \varepsilon) = 0$

Như vậy, công cụ Z ảnh hưởng đến yếu tố lựa chọn tham gia chương trình nhưng không có liên hệ với những yếu tố ảnh hưởng đến kết quả (còn gọi là *hạn chế loại trừ*).

Một vấn đề liên quan là sai số tính toán trong yếu tố tham gia được quan sát có thể dẫn đến tính toán quá thấp hay quá cao tác động của chương trình. Như đã trình bày trong chương 3, có thể sử dụng phương pháp IV để giải quyết sai số pha loãng này bằng cách tính kết quả dự định can thiệp (ITT) của chương trình. Phương pháp này cho phép tính đến tình trạng tham gia thực tế khác với tham gia dự tính do các quy định xét chọn và tiêu chuẩn tham gia.

Khandker (2006) cung cấp một ví dụ về cách giải quyết những vấn đề về yếu tố ngoại sinh và sai số pha loãng. Trong nghiên cứu của ông, tác động của việc mở rộng hoạt động tài chính vi mô đối với mức chi tiêu tiêu dùng và mức độ nghèo được tính toán bằng dữ liệu tổng quát từ Bangladesh, trên các khảo sát hộ gia đình giai đoạn 1991-92 và 1998-99.¹ Nghiên cứu này có mục đích kiểm tra độ nhạy của các kết quả trong nghiên cứu của Pitt và Khandker (1998) bằng hệ dữ liệu của năm 1991-92. Hộ gia đình được chọn mẫu từ các thôn bản có và không có chương trình; cả các hộ đủ tiêu chuẩn lẫn không đủ tiêu chuẩn đều được chọn vào mẫu ở cả hai loại hình thôn bản, cũng như cả người tham gia và không tham gia chương trình đều được chọn vào mẫu từ các gia đình đủ tiêu chuẩn ở các thôn bản có chương trình tài chính vi mô. Có hai điều kiện chính cho phép xác định tác động của chương trình là: a) quy định về tiêu chuẩn tham gia chương trình (bất kỳ hộ nào có đất đai dưới nửa aơ đều đủ tiêu chuẩn tham gia chương trình tài chính vi mô), b) thiết kế dựa trên giới tính của chương trình (nam giới chỉ được tham gia cùng nhóm với nam giới, phụ nữ chỉ được tham gia cùng nhóm với nữ giới). Quy định theo giới dễ áp dụng và vì vậy mà thuận lợi trong quan sát còn quy định chọn đối tượng theo đất đai vì nhiều lý do khác nhau không có những lợi thế này (xem Morduch 1998). Vì vậy, nếu quy định theo đất đai không quan sát được thì sử dụng thiết kế chương trình dựa trên giới trong xác định tác động chương trình theo giới tính đối tượng tham gia sẽ hiệu quả hơn nhiều.

Có thể sử dụng phương pháp DD hiệu quả ấn định ở cấp độ thôn bản để giải quyết vấn đề không đồng nhất không được quan sát trong ví dụ này, nếu có dữ liệu tổng quát. Tuy nhiên, giả định về tính không đồng nhất không được quan sát không đổi theo thời gian có thể không còn đúng. Chẳng hạn, thu nhập hộ gia đình không được quan sát, một trong những điều kiện để tham gia chương trình tín dụng, có thể tăng tạm thời nhờ chương trình và khi đã có lưng vốn khá khá để dự phòng rủi ro, hộ gia đình sẽ sẵn

sàng muốn vay thêm. Tương tự như vậy, các điều kiện thị trường địa phương không được quan sát ảnh hưởng đến mức cầu tín dụng của hộ gia đình cũng có thể thay đổi trong thời kỳ, tạo điều kiện thuận lợi tăng cầu tín dụng. Thêm nữa, những yếu tố liên quan đến tín dụng không được đo đạc ở cả cấp độ hộ gia đình và thôn bản cũng có thể biến thiên theo thời gian và nếu tín dụng được tính toán có sai số (rất có khả năng), thì sai số sẽ bị nhân lên khi tính toán tách biệt theo thời gian, nhất là trong trường hợp chỉ có hai thời kỳ. Sai số tính toán này sẽ gây ra sai số pha loãng trong hệ số tác động tín dụng, làm lệch hướng các kết quả về mức độ tác động về 0. Cách hiệu chỉnh thông thường đối với cả hai loại sai số (một là sai số tính toán và một là tính không đồng nhất biến thiên theo thời gian trong cầu tín dụng) chính là tính toán IV. Phương pháp này sẽ được trình bày thêm trong chương.

Phương pháp tính toán IV theo Bình phương 2 giai đoạn nhỏ nhất

Để tách biệt bộ phận biến can thiệp không liên quan đến những đặc điểm không được quan sát ảnh hưởng đến kết quả, đầu tiên ta phải tính toán hồi quy can thiệp trên công cụ Z , những biến đồng thời khác trong phương trình 6.1, và tham số gây nhiễu, u_i . Quá trình này gọi là hồi quy giai đoạn một:

$$T_i = \gamma Z_i + \phi X_i + u_i. \quad (6.2)$$

Can thiệp dự tính từ phép hồi quy này, \hat{T}_i , do vậy thể hiện thành phần can thiệp chỉ chịu ảnh hưởng của Z và vì vậy chỉ thể hiện biến thiên ngoại sinh trong can thiệp. \hat{T}_i sau đó sẽ thay thế cho can thiệp trong phương trình 6.1 để tính toán hồi quy kết quả dạng giảm trừ sau:

$$Y_i = \alpha X_i + \beta(\hat{\gamma}Z_i + \hat{\phi}X_i + u_i) + \varepsilon_i. \quad (6.3)$$

Kết quả IV (còn gọi là *bình phương hai giai đoạn nhỏ nhất*, hay 2SLS) về tác động của chương trình khi đó là $\hat{\beta}_{IV}$. Cụ thể, nhìn vào $Y_i = \beta T_i + \varepsilon_i$, một dạng giản lược của phương trình 6.1, biết rằng theo giả định $cov(Z, \varepsilon) = 0$, ta cũng có thể viết tác động can thiệp trong IV (β) là $cov(Y, Z)/cov(T, Z)$:

$$cov(Y_i, Z_i) = cov[(\beta T_i + \varepsilon_i), Z_i] = \beta cov(T_i, Z_i) \quad (6.4)$$

$$\Rightarrow \frac{cov(Y_i, Z_i)}{cov(T_i, Z_i)} = \beta. \quad (6.5)$$

Công thức phái sinh này sẽ có vai trò quan trọng khi khảo sát hiệu quả của chất lượng công cụ trên tác động chương trình ước tính trong IV (xem phần 6.3 dưới đây). Vì vậy, thông qua công cụ, T được làm sạch sự tương quan với giới hạn sai số. Nếu các giả định $cov(T, Z) \neq 0$ và $cov(Z, \varepsilon) = 0$ giữ nguyên giá trị, thì IV sẽ xác định được tác động trung vị của chương trình gắn với công cụ, cụ thể như sau: $\hat{\beta}_{IV} = \beta + cov(Z, \varepsilon)/cov(Z, T)$. Nội dung này cũng sẽ được trình bày thêm trong phần sau.

Tuy thông tin chi tiết về triển khai và tham gia chương trình có thể trực tiếp thể hiện sự tồn tại của sai số lựa chọn nhưng cũng có thể tính toán yếu tố nội sinh của can thiệp bằng bài kiểm tra Wu-Hausman, sử dụng phương pháp dựa trên hồi quy như trình bày trong ví dụ sau:

1. Đầu tiên, tính hồi quy T trên Z và những biến đồng thời ngoại sinh khác X , xác định giá trị còn lại \hat{u}_i . Những giá trị còn lại này phản ánh toàn bộ các tính không đồng nhất không quan sát ảnh hưởng đến can thiệp không tính được bằng các công cụ và các biến ngoại sinh trong mô hình.
2. Tính hồi quy Y trên X, Z và \hat{u}_i . Nếu hệ số của \hat{u}_i khác về mặt thống kê với 0, thì những đặc điểm không được quan sát đồng ảnh hưởng đến can thiệp T và các kết quả Y là đáng kể, và giá trị 0 mà T ngoại sinh sẽ bị thải loại.

Mô hình IV có một số biến thể. Chẳng hạn, ta có thể viết phương trình công cụ dưới dạng mô hình phản hồi nhị phân phi tuyến tính (như probit hay logit) và sử dụng điểm xu hướng dự báo như trong IV về lựa chọn địa điểm chương trình. Đồng thời, nếu có dữ liệu tổng quát thì cũng có thể kết hợp IV với phương pháp hiệu quả ấn định tổng quát (xem Semykina và Wooldridge 2005):

$$Y_{it} = \delta Q_{it} + \eta_i + v_{it}, t = 1, \dots, T, \quad (6.6)$$

Trong phương trình 6.6, η_i là hiệu quả ấn định không được quan sát (trình bày ở chương 5) có thể tương quan với tình trạng tham gia chương trình, v_{it} biểu diễn sai số đặc trưng biến thiên theo thời gian, còn Q_{it} là vectơ của các biến đồng thời bao gồm các biến ngoại sinh X cũng như chương trình T . Như vậy, trong trường hợp này, tương quan giữa η_i và biến can thiệp trong Q_{it} được tính toán thông qua các hiệu quả ấn định hay phương pháp phân tách, đồng thời các công cụ Z_{it} được sử dụng để tính toán sự liên hệ giữa một số tham số hồi quy trong Q_{it} (như T) và v_{it} . Mấu chốt ở đây là tìm được các công cụ có tương quan với mức tham gia chương trình (chứ không phải kết quả) trong thời kỳ. Các giả định và diễn giải về kết quả ước tính còn lại giống nhau.

Các vấn đề về IV

Những vấn đề về IV gồm công cụ yếu và sự tương quan với những đặc điểm không quan sát.

Tác động của các công cụ yếu đối với kết quả tính toán

Một hạn chế của phương pháp IV là khó khăn trong tìm kiếm công cụ tốt. Khi công cụ này tương quan với những đặc trưng không quan sát có ảnh hưởng đến kết quả (tức là, $\text{cov}(Z, \epsilon) \neq 0$), thì kết quả tính toán về tác động chương trình sẽ bị sai số. Hơn nữa, nếu công cụ chỉ có tương quan ít với biến can thiệp T thì sai số chuẩn trong tính toán IV sẽ nhiều khả năng tăng do tác động sự báo trên kết quả sẽ được đo đạc ít chính xác hơn. Sự nhất quán trong tính toán IV (tức là sai số đặc thù) cũng thường lớn khi Z và T có

ít tương quan, ngay cả khi tương quan giữa Z và ϵ thấp. Vấn đề này có thể vi phạm giả định của tính toán IV như sẽ thấy sau đây. Như đã nói trong phần trước, theo hướng tiệm cận, $\beta_{IV} = \beta + \text{cov}(Z, \epsilon) / \text{cov}(Z, T)$; nên $\text{cov}(Z, T)$ càng nhỏ, sai số tiệm cận của β so với giá trị thật của β sẽ càng lớn.

Kiểm định các công cụ yếu

Ta không thể kiểm định được một công cụ nhất định có thỏa mãn được quy định loại trừ hay không; như đã nêu trên, chỉ có thể lý giải thông qua bằng chứng trực tiếp về diễn tiến của chương trình và mức tham gia. Tuy nhiên, bằng nhiều công cụ, các kiểm tra định lượng (còn gọi là kiểm tra quy định xét chọn vượt mức) vẫn tồn tại. Các kiểm tra này bao gồm:

1. Tính toán phương trình cấu trúc bằng 2SLS để xác định tham số còn lại $\hat{\epsilon}_i$.
2. Tính hồi quy $\hat{\epsilon}_i$ (biểu diễn toàn bộ các tính không đồng nhất không được giải thích bằng các công cụ Z và những biến ngoại sinh khác X) trên X và Z . Tính R^2 .
3. Sử dụng giả thuyết vô hiệu cho rằng tất cả các biến công cụ đều không tương quan với các tham số còn lại, $nR^2 \sim \chi_q^2$, trong đó q là số lượng biến công cụ từ bên ngoài mô hình trừ đi tổng số biến diễn giải nội sinh. Nếu nR^2 về mặt thống kê lớn hơn giá trị tới hạn ở một mức ý nghĩa nhất định (chẳng hạn 5%), trong phân bố χ_q^2 thì giả thuyết vô hiệu sẽ bị bác bỏ, và khi đó ta có thể kết luận rằng ít nhất một trong những biến công cụ là yếu tố ngoại sinh.

Hiệu quả can thiệp bình quân địa phương

Như đã nêu trên, kết quả IV về hiệu quả chương trình rút cuộc sẽ là tác động dự định can thiệp, trong đó hiệu quả đo đạc được của chương trình sẽ chỉ áp dụng cho một tập hợp nhỏ đối tượng tham gia. Chọn đối tượng không hoàn hảo là một trường hợp trong đó chỉ có các tác động dự định can thiệp được tính toán; khi đó người nghiên cứu phải tìm kiếm một chỉ số ngoại sinh về mức tham gia có tính đến tính không đồng nhất không quan sát. Một công cụ tốt trong trường hợp này sẽ thỏa mãn các điều kiện loại trừ và có tương quan chặt chẽ với mức tham gia. Tuy nhiên, công cụ này sẽ khó có khả năng tương quan hoàn hảo với mức tham gia, vì thế chỉ có một nhóm nhỏ đối tượng tham gia được chọn bởi công cụ và kết quả là hiệu ứng IV. Kết quả sẽ tương tự nếu cần một công cụ để hiệu chỉnh sai số trong đo đạc mức tham gia; kết quả sẽ là những tác động ITT tương tự liên quan đến một nhóm nhỏ đối tượng tham gia. Vì vậy, hiệu quả chương trình IV cuối cùng sẽ chỉ áp dụng cho một nhóm nhỏ các đối tượng tham gia có hành vi bị ảnh hưởng bởi công cụ.

Khó khăn sẽ nảy sinh với tính toán IV thông thường nếu các cá thể biết nhiều hơn về mức lợi ích dự tính có được từ chương trình hơn người đánh giá hay nghiên cứu. Có nghĩa là, các cá nhân dự tính những lợi ích có được từ chương trình mà người đánh giá

hay nghiên cứu không thể quan sát được. Khi đó sẽ xảy ra tình trạng lựa chọn không quan sát được trong tham gia, vì những cá nhân được thụ hưởng nhiều hơn từ chương trình, dựa trên những đặc trưng X của họ cũng có khả năng tham gia cao hơn. Do công cụ Z ảnh hưởng đến mức tham gia nên các đặc trưng không được quan sát ảnh hưởng đến mức tham gia cũng sẽ có tương quan với Z , và kết quả IV sẽ có sai số.

Một ví dụ là nghiên cứu của Heckman (1997), trong đó có dẫn chứng một nghiên cứu khác của Angrist (1990), khảo sát tác động của việc làm nghĩa vụ quân sự đối với thu nhập. Về hình thức gia nhập quân đội, Angrist sử dụng vé rút thăm nghĩa vụ quân sự Mỹ năm 1969, một hình thức gán các số ưu tiên cho những cá nhân có ngày sinh khác nhau. Con số cao hơn có nghĩa là người đó ít có khả năng bị gọi nhập ngũ hơn. Tuy nhiên, ngay cả ở người có con số cao, nếu người đó vẫn nhập ngũ thì ta có thể giả định rằng mức lợi ích dự tính không được quan sát từ việc thực hiện nghĩa vụ quân sự sẽ không cao hơn. Vì vậy, công cụ này dẫn đến những thay đổi hệ thống trong tỉ lệ tham gia có liên quan đến mức lợi ích dự tính không được quan sát từ chương trình. Thay đổi này tạo ra sai số trong đối chiếu đối tượng tham gia và không tham gia.

Imbens và Angrist (1994) xử lý vấn đề này bằng cách sử dụng tác động can thiệp bình quân địa phương. Trong trường hợp đặc biệt trong đó tồn tại tính không đồng nhất trong phản ứng của cá nhân đối với chương trình, phương pháp IV chỉ cho phép tính toán nhất quán mức tác động bình quân của chương trình đối với những người có tỉ lệ tham gia thay đổi do thay đổi trong công cụ Z .

Cụ thể là, phương pháp LATE chỉ tính toán tác động can thiệp ở những người quyết định tham gia do thay đổi ở Z (xem những nghiên cứu như của Imbens và Angrist 1994). Ví dụ, trường hợp kết quả học tập, nếu kết quả Y là điểm kiểm tra, T là chỉ số cho biết học sinh có theo học trường trung học Cơ đốc hay không và công cụ Z là chỉ số cho biết học sinh có phải là người theo đạo Thiên chúa hay không thì LATE sẽ là hiệu quả trung vị của điểm kiểm tra của những học sinh học trường trung học Cơ đốc giáo vì các em theo đạo Thiên chúa (xem Wooldridge 2001). Phương pháp LATE tránh vấn đề nảy sinh trong dự báo lợi ích chương trình không quan sát bằng cách hạn chế chỉ phân tích những cá nhân có hành vi bị thay đổi bởi những thay đổi địa phương trong Z theo cách không có liên quan đến các kết quả có thể có. Trong ví dụ trước về nghĩa vụ quân sự chẳng hạn, những người có dự đoán lợi ích cao từ việc tham gia thường ít khả năng nằm trong số những người trốn quân dịch. Lưu ý rằng, về mặt kết quả, LATE không tính toán tác động can thiệp ở những cá nhân có hành vi không bị công cụ làm cho biến đổi.

Một trong những giả định liên quan trong LATE là tính đơn điệu, hay mức tăng trong Z từ $Z = z$ đến $Z = z'$ có dẫn tới việc một số người sẽ tham gia nhưng không có trường hợp nào bỏ dở chương trình. Mức tham gia T trong trường hợp này phụ thuộc vào những giá trị nhất định của các công cụ Z (giả sử, $Z = z$ so với $Z = z'$), với điều kiện

$P(T = 1|Z = z)$ là xác suất tham gia khi $Z = z$, và $P(T = 1|Z = z')$ là xác suất tham gia khi $Z = z'$.² Chú ý rằng nếu quay trở lại chương 4, $P(T = 1|Z = z)$ và $P(T = 1|Z = z')$ cũng có thể được diễn giải là điểm xu hướng về mức tham gia dựa trên các công cụ Z – tức lần lượt là, $P(z)$ và $P(z')$.

The LATE, $\beta_{IV, LATE}$, khi đó có thể được viết dưới dạng

$$\beta_{IV, LATE} = \frac{E(Y|P(Z) = P(z)) - E(Y|P(Z) = P(z'))}{P(z) - P(z')}. \quad (6.7)$$

Mẫu số trong phương trình 6.7 là sai biệt trong xác suất tham gia chương trình (xác suất $T = 1$) theo những giá trị khác nhau của công cụ, $Z = z$ và $Z = z'$.

Bằng phương trình 6.7, ta có thể tính LATE bằng các phương pháp IV tuyến tính. Trong giai đoạn đầu, mức tham gia chương trình T được tính toán như một hàm của các công cụ Z để cho kết quả là điểm xu hướng, $\hat{P}(Z) = \hat{P}(T = 1|Z)$. Thứ hai, có thể tính toán hồi quy tuyến tính kết quả $Y_i = [T_i \cdot Y_i(1) + (1 - T_i) \cdot Y_i(0)]$ on $\hat{P}(Z)$. Diễn giải tác động chương trình ước tính $\hat{\beta}_{IV}$ là thay đổi bình quân trong kết quả Y so với thay đổi trong điểm xu hướng tham gia $P(Z)$, nếu các biến đồng thời X được quan sát không đổi.

Các phương pháp mới: Hiệu quả can thiệp cận biên

Hiệu quả can thiệp cận biên (MTE) đã trình bày ở chương 3 là hình thức giới hạn của LATE và mới đây đã được đưa ra thảo luận (xem Heckman và Vytlacil 2005; Todd 2007) coi như một phương pháp tính hiệu quả can thiệp khi yếu tố ngoại sinh có điều kiện không bất biến. Như đã nói ở trên, MTE là mức tăng bình quân trong kết quả ở đối tượng tham gia gần ngưỡng hay bên lề tham gia, khi có một số đặc trưng được quan sát và những điều kiện về một số những đặc trưng không quan sát trong phương trình tham gia. Theo Heckman và Vytlacil (2000), MTE có thể được viết dưới dạng:

$$MTE = E(Y_i(1) - Y_i(0)|X_i = x, U_i = u). \quad (6.8)$$

Trong phương trình 6.8, $Y_i(1)$ là kết quả ở những đối tượng tham gia can thiệp, $Y_i(0)$ là kết quả của đối tượng không được nhận can thiệp, $X_i = x$ là những thuộc tính được quan sát của cá thể i , và $U_i = u$, $U_i \in (0,1)$ là những thuộc tính không quan sát của cá thể i , đồng thời cũng là yếu tố quyết định tình trạng tham gia. Nhìn vào tác động của U_i đối với mức tham gia T_i (trong các chương trước đã nêu $T_i = 1$ đối với đối tượng tham gia và $T_i = 0$ đối với đối tượng không tham gia), Heckman và Vytlacil (2000) giả định rằng T_i được sản sinh ra từ một biến ngầm là T_i^* .³

$$T_i^* = \mu_T(Z_i) - U_i \tag{6.9}$$

$$T_i = 1 \text{ if } T_i^* > 0, T_i = 0 \text{ if } T_i^* \leq 0,$$

trong đó Z_i là các công cụ được quan sát ảnh hưởng đến mức tham gia và $\mu_T(Z_i)$ là hàm số phân biệt kết quả dự tính Y từ Z là yếu tố phụ thuộc mức tham gia. Như vậy, những cá thể có các đặc trưng không quan sát u gần 0 có nhiều khả năng sẽ tham gia chương trình nhất (T_i gần 1 hơn), còn những cá thể có u gần 1 ít khả năng tham gia chương trình nhất. MTE ở những cá thể có $U_i = u$ gần 0, do vậy, biểu thị hiệu quả can thiệp bình quân (ATE) đối với những cá thể nhiều xu hướng tham gia nhất, và MTE của những cá thể có $U_i = u$ gần 1 thể hiện ATE của những cá thể ít có khả năng tham gia chương trình nhất.

Vì sao MTE lại có ích trong tìm hiểu tác động của can thiệp? Hơn nữa, nếu cả MTE và LATE đều khảo sát tác động biến thiên của những đặc trưng không được quan sát đối với mức tham gia thì có gì khác biệt giữa hai chỉ số? Cả MTE và LATE đều cho phép cá thể dự tính mức lợi ích thu được trong Y dựa trên những đặc trưng không được quan sát. Tuy nhiên, cũng như LATE là hình thức tinh vi hơn của hiệu quả can thiệp đối với đối tượng can thiệp (TOT) (Heckman 1997), MTE là hình thức giới hạn của LATE và xác định mức hiệu quả can thiệp chính xác hơn nhiều so với LATE đối với thay đổi vi phân trong Z (Blundell và Dias 2008; Heckman và Vytlačil 2000).

Một đặc trưng hữu ích của MTE (xem Heckman và Vytlačil 2000, 2005) là ATE, TOT và LATE đều có thể tính toán được bằng cách tích hợp tại những vùng khác nhau của MTE. ATE, như đã trình bày trong chương 3, là hiệu quả bình quân của toàn bộ quần thể (có nghĩa là, hiệu quả của chương trình ở một người được chọn ngẫu nhiên từ quần thể), có thể tính được bằng cách tích hợp MTE trong toàn bộ hỗ trợ (từ $u = 0$ đến $u = 1$).

TOT, tức hiệu quả can thiệp bình quân ở những người quyết định tham gia, có thể tính được bằng cách tích hợp MTE từ $u = 0$ đến $u = P(z)$. Như đã trình bày ở trên, $P(z)$ là điểm xu hướng hay xác suất tham gia khi biến công cụ $Z = z$. Vì vậy, TOT là hiệu quả can thiệp ở những cá nhân có đặc điểm không được quan sát khiến họ nhiều khả năng sẽ tham gia chương trình.

Cuối cùng, nếu giả định (như ở trên) rằng biến công cụ Z có thể nhận những giá trị $Z = z'$ và $Z = z$, đồng thời cũng giả định rằng $P(z') < P(z)$, thì LATE sẽ tích hợp MTE từ $u = P(z')$ đến $u = P(z)$. Kết quả này có được vì khi $P(z') < P(z)$, một số cá thể không tham gia khi $Z = z'$ sẽ tham gia khi $Z = z$, nhưng không một cá thể nào tham gia tại mức $Z = z'$ sẽ bỏ chương trình khi $Z = z$.

Vậy thì làm thế nào để tính được MTE? Heckman và Vytlačil (2000) đề xuất một phương trình biến công cụ địa phương 2 giai đoạn như sau:

$$\beta_{LIV, MTE} = \lim_{P(z') \rightarrow P(z)} \frac{E(Y|P(Z)=P(z)) - E(Y|P(Z)=P(z'))}{P(z) - P(z')}. \quad (6.10)$$

Phương pháp này tương tự với cách tính LATE đã thảo luận ở trên. Trong giai đoạn đầu, mức tham gia chương trình vẫn được tính toán như một hàm số của các công cụ Z nhằm có được điểm xu hướng $\hat{P}(Z)$. Nhưng sang giai đoạn hai, ta có thể tính hồi quy tuyến tính địa phương không cố định hàm số cho kết quả $Y_i = [T_i \cdot Y_i(1) + (1 - T_i) \cdot Y_i(0)]$ trên $\hat{P}(Z)$. Tính toán hàm số này với những giá trị khác nhau trong điểm xu hướng sẽ cho hàm MTE. Phương pháp IV địa phương khác với phương pháp IV sử dụng để tính LATE ở chỗ IV địa phương tính toán thay đổi bình quân của Y một khu vực địa phương $P(Z)$, còn LATE được tính toán toàn cầu trong toàn bộ hỗ trợ (cũng có thể xác định chênh lệch này bằng cách so sánh phương trình 6.7 và 6.10).

Các phương pháp tính toán MTE còn mới và vẫn đang được phát triển. Moffitt (2008) cũng đề xuất phương pháp không cố định hàm số để tính toán MTE. Thay vì quy trình hai bước trong đó mức tham gia được tính toán trước sau đó là thay đổi bình quân Y dựa trên mức tham gia dự tính, Moffitt tính chung các phương trình kết quả và mức tham gia bằng bình phương phi tuyến tính nhỏ nhất. Phương pháp này loại trừ bớt một số giả định gắn liền với IV và các mô hình chỉ số tuyến tính tiềm ẩn. Tuy nhiên, hiện nay vẫn còn rất ít ứng dụng về MTE, nhất là ở các nước đang phát triển.

Nguồn IV

Hiểu được những yếu tố ảnh hưởng đến xét chọn đối tượng và mức tham gia chương trình sẽ giúp tìm ra công cụ phù hợp. Chẳng hạn, thu thập thông tin chi tiết về phương pháp xác định đối tượng và triển khai chương trình sẽ cho biết nguồn biến thiên ngoại sinh trong diễn tiến chương trình. Thông tin này có thể được thu thập bằng cả điều tra định lượng ban đầu và hậu kỳ và các thông tin định tính (như thông qua phỏng vấn cán bộ chương trình).

Nguồn IV từ Chọn mẫu ngẫu nhiên

Như đã trình bày ở chương 3, chọn mẫu ngẫu nhiên có thể không phải là cách hoàn hảo để xác định đối tượng tham gia. Ngay cả khi chọn mẫu ngẫu nhiên được thực hiện ở cấp độ gộp (như cấp khu vực chẳng hạn) thì sai số lựa chọn vẫn tồn tại trong tỉ lệ tham gia cá thể. Chọn mẫu ngẫu nhiên cũng không bảo đảm rằng mọi đối tượng mục tiêu sẽ đều tham gia. Tuy nhiên, nếu quá trình xét chọn đối tượng của chương trình theo cơ chế này có tương quan mật thiết với tỉ lệ tham gia thì chọn mẫu ngẫu nhiên

(theo định nghĩa thoả mãn quy định loại trừ) vẫn có thể đóng vai trò IV. Khung 3.2 ở chương 3 đã mô tả công dụng của phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên, ngay cả khi dự định can thiệp khác với mức tham gia chương trình thực tế.

Những công cụ phi thực nghiệm được sử dụng trong đánh giá trước chương trình: Nghiên cứu điểm

Trong điều kiện phi ngẫu nhiên, các nguồn công cụ thông thường là khác biệt địa lý, tương qua của chương trình với các chính sách khác và những đột biến ngoại sinh ảnh hưởng đến lựa chọn địa điểm chương trình. Khung 6.1 trình bày phương pháp sử dụng yếu tố địa lý làm nguồn công cụ trong chương trình Lương thực vì Giáo dục ở Bangladesh. Khung 6.2 trình bày một nghiên cứu ở Gana về tác động của việc cải thiện sức khỏe trẻ em đối với học hành. Nghiên cứu này sử dụng nhiều phương pháp để giải quyết vấn đề nội sinh trong tính toán, kể cả IV biểu thị khoảng cách địa lý tới cơ sở y tế.

Các công cụ cũng có thể được xác định từ thiết kế chương trình như các quy định về tiêu chuẩn tham gia hay tính chất của can thiệp. Khung 6.3 và 6.4 trình bày các ví dụ ở Bangladesh và Pakitxtan, cũng như chương 7 có nội dung về thiết kế gián đoạn sẽ trình bày thêm về khái niệm này.

KHUNG 6.1 Nghiên cứu điểm: Sử dụng yếu tố địa lý trong lựa chọn địa điểm chương trình làm công cụ ở Bangladesh

Trong nghiên cứu về chương trình Lương thực vì Giáo dục ở Bangladesh, Ravallion và Wodon (2000) đã tìm hiểu ý kiến cho rằng lao động trẻ em khiến các em xa rời trường học, từ đó dẫn đến kéo dài tình trạng nghèo đói trong dài hạn. Chương trình Lương thực vì Giáo dục, trong đó có 2,2 triệu trẻ em tham gia từ 1995 đến 1996, gồm các hoạt động trợ cấp có mục tiêu cho hộ gia đình cho con em đi học và được sử dụng trong nghiên cứu như một nguyên nhân gây ra thay đổi trong chi phí học hành trong mô hình về học hành và lao động trẻ em của nghiên cứu. Để cập đến vấn đề nội sinh trong lựa chọn địa điểm chương trình ở cấp độ cá nhân, Ravallion và Wodon sử dụng lựa chọn địa điểm chương trình trước đó cấp thôn bản làm IV.

Để giải quyết vấn đề lựa chọn địa điểm thôn bản tương quan với các yếu tố địa lý có thể ảnh hưởng đến kết quả, Ravallion và Wodon (2000) sử dụng các quy tắc xét chọn hành chính để xây dựng các kiểm định nội sinh hỗ trợ phương pháp xác định đối tượng của mình. Bằng một mẫu gồm khoảng 2.400 trẻ em trai và 2.300 trẻ em gái lấy từ mẫu nông thôn trong Điều tra Chi tiêu Hộ gia đình Bangladesh 1995-96, nghiên cứu cho biết hoạt động trợ cấp đã làm tăng kết quả về học hành (ở mức trung vị của mẫu, cứ mỗi 100 kg gạo tăng thêm sẽ làm tăng xác suất đi học được 0,17 ở trẻ em trai và 0,16 ở trẻ em gái) cao hơn nhiều so với giảm lao động trẻ em. Những hiệu ứng thay thế có lẽ đã góp phần bảo vệ mức thu nhập hiện hành trước mức tăng tỉ lệ đi học nhờ trợ cấp.

KHUNG 6.2 Nghiên cứu điểm: các phương pháp và IV trong khảo sát tác động của sức khỏe trẻ em đối với việc học hành ở Ghana

Glewwe và Jacoby (1995) khảo sát hiệu quả về sức khỏe và dinh dưỡng trẻ em trong các kết quả giáo dục ở Ghana, trong đó có độ tuổi nhập học và số năm học hoàn thành. Các nhà nghiên cứu sử dụng dữ liệu cắt ngang về khoảng 1.760 trẻ em từ 6-15 tuổi, trong các năm 1988 và 1989. Trong quá trình này, các nhà nghiên cứu cũng trình bày những giải pháp và khó khăn khi sử dụng dữ liệu cắt ngang để xác định tác động.

Do sử dụng dữ liệu cắt ngang nên những đặc điểm không được quan sát của phụ huynh (như các ưu tiên) có thể có sự tương quan giữa sức khỏe và giáo dục của trẻ. Một phương pháp trong nghiên cứu của Glewwe và Jacoby (1995) là tìm các công cụ có ảnh hưởng đến những thuộc tính sức khỏe ở trẻ (như các kết quả nhân trắc học về chiều cao theo tuổi) nhưng không có tương quan với những đặc điểm không được quan sát của gia đình có ảnh hưởng đến giáo dục của trẻ. Các nhà nghiên cứu đề xuất các công cụ về sức khỏe trẻ em như: a) khoảng cách tới cơ sở y tế gần nhất, b) chiều cao của bà mẹ. Cả hai đều có tương quan hợp lý với sức khỏe trẻ em, nhưng Glewwe và Jacoby còn chỉ ra rằng chiều cao của bà mẹ có thể ảnh hưởng đến năng suất lao động và từ đó là thu nhập của hộ gia đình và thời gian cần có để dạy con học. Khoảng cách tới cơ sở y tế gần nhất cũng có thể tương quan với những đặc điểm cộng đồng khác, như ở địa phương có trường học hay không. Cả hai yếu tố này đều làm suy yếu giả định rằng $cov(Z, \epsilon) = 0$. Từ tính toán IV cũng như những tính toán thay thế xác định hiệu quả ẩn định ở các gia đình, Glewwe và Jacoby phát hiện thấy những tác động tiêu cực đáng kể của sức khỏe trẻ em đối với việc chậm đi học nhưng không có tác động đáng kể nào về mặt thống kê đối với số năm đi học hoàn thành.

KHUNG 6.3 Nghiên cứu điểm: Phân tích dữ liệu cắt ngang và tổng quát sử dụng các quy định về tiêu chuẩn tham gia chương trình tài chính vi mô ở Bangladesh

Pitt và Khandker (1998) đã nghiên cứu tác động của các chương trình tài chính vi mô ở Bangladesh để đánh giá mức tác động ở nam giới so với phụ nữ trong mức chi tiêu đầu người, tỉ lệ nhập học của trẻ em và các kết quả trên hộ gia đình khác. Các nhà nghiên cứu sử dụng một hệ dữ liệu bán thực nghiệm của năm 1991-92 trên khoảng 1.800 hộ gia đình trong một mẫu ngẫu nhiên gồm 29 hạt (khoảng 1.540 hộ từ 24 hạt được chọn tham gia các chương trình tín dụng, số còn lại từ 5 hạt không thuộc đối tượng). Trong số các hộ đối tượng, có khoảng 60% tham gia các chương trình tín dụng vi mô.

Về nguồn xác định đối tượng, Pitt và Khandker (1998) sử dụng các điều kiện tham gia chương trình ngoại sinh dựa trên tình trạng sở hữu đất đai của hộ gia đình (cụ thể là quy định sở hữu dưới nửa acre đất được tham gia chương trình) để xác định hiệu quả chương trình. Nam giới chỉ được tham gia các nhóm của nam và phụ nữ chỉ tham gia các nhóm của nữ là một điều kiện khác được sử dụng để xác định tác động. Các hiệu quả ẩn định thôn bản (như giải thích vì sao một số thôn bản chỉ có các nhóm nam giới và một số chỉ có nhóm nữ giới) cũng được đưa vào tính toán. Pitt và Khandker nhận thấy khi phụ nữ là đối tượng tham gia chương trình thì chương trình tín dụng có tác động lớn hơn về thu nhập hộ gia đình, trong đó đã tăng chi tiêu hộ gia đình hàng năm được 18 Tk, so với 11 Tk ở nam giới.

Tuy nhiên, một số các điều kiện này còn hạn chế và có thể không đủ tin cậy (ví dụ: sự không khả thi của tiêu chí sở hữu đất đai trong tiêu chuẩn tham gia chương trình). Có thể thực hiện đánh giá tác động bằng khảo sát hậu kỳ để kiểm tra độ nhạy của các kết quả. Như đã trình bày ở đầu chương, Khandker (2006) sử dụng điều

(xem tiếp trang sau.)

KHUNG 6.3 Nghiên cứu điểm: Phân tích dữ liệu cắt ngang và tổng quát sử dụng các quy định về tiêu chuẩn tham gia chương trình tài chính vi mô ở Bangladesh (tiếp theo)

tra hậu kỳ từ 1998–99 đến 1991–92 để đánh giá độ nhạy của các kết quả trước đây về tác động giảm nghèo của chương trình tài chính vi mô ở nông thôn Bangladesh. Phân tích dữ liệu tổng quát giúp tính toán tác động về giảm nghèo bằng một kỹ thuật tính toán thay thế và cũng giúp tính toán tác động từ vốn vay trước đây và hiện tại, với giả định rằng lợi ích từ vay vốn như mức tăng tiêu dùng là biến thiên theo thời gian. Công cụ sử dụng là hộ gia đình có thỏa mãn điều kiện để tham gia chương trình hay không dựa trên các tiêu chí về sở hữu đất đai. Quyết định tham gia dựa trên yếu tố công cụ sau đó được liên hệ với các biến ngoại sinh cấp độ hộ gia đình và các hiệu quả ẩn định thôn bản.

Nghiên cứu hậu kỳ của Khandker (2006) phát hiện thấy mức lợi suất bình quân từ tổng vốn vay đối với các thành viên nữ của chương trình tài chính vi mô lên đến 21% trong giai đoạn 1998–99, so với 18% năm 1991–92. Tuy nhiên, tác động giảm nghèo ở các đối tượng tham gia chương trình lại thấp hơn vào các năm 1998–99 (2 điểm %) so với 1991–92 (5 điểm %). Kết quả này là do lợi suất từ vốn vay bổ sung giảm, nên cho dù tỉ lệ vốn vay của các thành viên nữ tăng nhưng mức tăng trong tiêu dùng vẫn không đủ lớn để giảm nghèo như mong đợi.

KHUNG 6.4 Nghiên cứu điểm: Sử dụng Thiết kế chính sách làm công cụ nghiên cứu giáo dục tư nhân ở Pakitxtan

Trong một ví dụ khác, Andrabi, Das và Khwaja (2006) đã khảo cứu hiệu quả của việc mở rộng giáo dục tư nhân ở Pakitxtan trong thập niên 1990 về tỉ lệ nhập học tiểu học. Mức tăng trưởng ở các trường tư thực cho thấy mức thay đổi mà nghiên cứu khai thác để xác định tác động nhân quả. Cụ thể là sử dụng dữ liệu từ một mẫu gồm khoảng 18.000 thôn bản ở vùng nông thôn tỉnh Punjab (lấy dữ liệu từ các tổng điều tra quốc dân các trường tư, những đặc trưng kinh tế, xã hội cấp thôn bản từ 1981 – 2001, và dữ liệu hành chính về địa điểm và niên hiệu của trường công), Andrabi, Das và Khwaja nhận thấy các trường tư nhiều khả năng được thành lập ở các thôn bản đã có sẵn các trường công nữ sinh cấp hai (TCNSII).

Do đó, để có công cụ xác định chương trình mở rộng giáo dục tư nhân, Andrabi, Das và Khwaja (2006) đã khai thác các tiêu chuẩn chính thức về lựa chọn địa điểm lập TCNSII ở các thôn bản. Cụ thể là các thôn bản có dân số lớn hơn được ưu tiên xây dựng TCNSII, với điều kiện không có TCNSII nào trong bán kính 10 km. Nghiên cứu cũng khai thác một đơn vị hành chính gọi là Vòng cung Patwar (PC), gồm khoảng 4–5 thôn bản liền kề với bán kính 10 km. Từ số liệu lịch sử, Andrabi, Das và Khwaja xác định được rằng các PC ban đầu được hình thành vì các mục đích thu nhập. Kết quả tính IV sẽ không có sai số nếu: a) lựa chọn vị trí trường tư không áp dụng mỗi liên hệ không liên tục với dân số địa phương, b) các đặc điểm không được quan sát của các PC có thứ hạng dân số cao nhất cũng không tương quan với việc mở rộng trường tư cũng như các kết quả thị trường giáo dục. Chẳng hạn, nếu điều kiện sau là đúng, thì $cov(Z, \epsilon) \neq 0$.

Andrabi, Das và Khwaja (2006) phát hiện thấy trường công nữ sinh cấp hai làm tăng khả năng thành lập trường tư ở thôn bản lên 35%. Tuy nhiên, các nhà nghiên cứu nhận thấy chỉ có ít hay không có liên hệ nào giữa việc lựa chọn địa điểm của các trường tư này và các trường tiểu học chung cho cả hai giới hay cấp hai nam giới đã có.

(xem tiếp trang sau.)

KHUNG 6.4 Nghiên cứu điểm: Sử dụng Thiết kế chính sách làm công cụ nghiên cứu giáo dục tư nhân ở Pakitxtan (tiếp theo)

Các kiểm tra về độ tin cậy sử dụng phương pháp so sánh điểm xu hướng về dữ liệu ban đầu đã đối chiếu những thay đổi ở các trường tư và TCNSII ở các thôn bản đối xứng; sự tồn tại của các TCNSII làm tăng xác suất trường tư được thành lập lên 11-14%. Về hiệu quả của chương trình trên các phương diện, với dữ liệu từ 7.000 thôn bản, các nhà nghiên cứu nhận thấy các TCNSII hiện có đã làm tăng gấp đôi nguồn cung phụ nữ có kỹ năng ở địa phương. Tuy nhiên, do ít có những cơ hội thu nhập dành cho phụ nữ, mức lương chung của phụ nữ đã giảm khoảng 18%, cũng như chi phí dạy học của trường tư.

Câu hỏi

1. Nhận định nào sau đây đúng với phương pháp biến công cụ?
 - A. IV chỉ được sử dụng cho dữ liệu cắt ngang.
 - B. IV có thể tính đến những đặc điểm không được quan sát có thể ảnh hưởng đến kết quả và biến thiên theo thời gian.
 - C. Tìm được đúng công cụ là yếu tố quan trọng để thực hiện IV không có sai số.
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và C
 - (d) C
2. IV tính đến sai số (yếu tố nội sinh) phát sinh từ những tình huống nào sau đây?
 - A. Lựa chọn vị trí chương trình không ngẫu nhiên
 - B. Hộ gia đình tham gia không ngẫu nhiên
 - C. Dịch chuyển không ngẫu nhiên của đối tượng không tham gia giữa các khu vực dự án và đối chứng
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và C
 - (d) C
3. Một công cụ tốt trong thực hiện IV có những đặc điểm sau:
 - A. Có ảnh hưởng trực tiếp đến mức tham gia chương trình.
 - B. Không ảnh hưởng trực tiếp đến các biến kết quả mà chỉ thông qua mức tham gia chương trình.
 - C. Ảnh hưởng trực tiếp đến các biến đối chứng (X).
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và C
 - (d) C

4. Số nào dưới đây là tên của kiểm định cho biết mô hình IV hay OLS hiệu quả hơn?
- A. kiểm định t
 - B. kiểm định Z
 - C. kiểm định nội sinh
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và C
 - (d) C
5. Phương pháp nào cho hiệu quả can thiệp bình quân địa phương theo những điều kiện nhất định?
- A. PSM
 - B. IV
 - C. PSM và DD
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và C
 - (d) B

Chú thích

1. Những hệ dữ liệu này cũng được sử dụng trong các bài tập Stata ở phần 2 của cẩm nang.
2. Như đã trình bày ở trên, T là biến can thiệp tương đương với 1 đối với những đối tượng tham gia và 0 đối với đối tượng không tham gia. Các kết quả Y và mức tham gia T cũng là những hàm số của các biến được quan sát khác X, là những biến đã được lược bớt cho đơn giản trong phương trình 6.7.
3. Phương trình này cũng được gọi là mô hình chỉ số tiềm ẩn tuyến tính (xem Heckman và Hotz 1989; Heckman và Robb 1985; Imbens và Angrist 1994).

Tài liệu tham khảo

- Andrabi, Tahir, Jishnu Das và Asim Ijaz Khwaja. 2006. “Students Today, Teachers Tomorrow? Identifying Constraints on the Provision of Education.” Đại học Harvard, Cambridge, MA.
- Angrist, Joshua. 1990. “Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administration Records.” *American Economic Review* 80 (3): 313–35.
- Blundell, Richard và Monica Costa Dias. 2008. “Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics.” CeMMAP Working Paper 26/08, Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies, London.
- Glewwe, Paul và Hanan G. Jacoby. 1995. “An Economic Analysis of Delayed Primary School Enrollment in a Low Income Country: The Role of Early Childhood Nutrition.” *Review of Economic Statistics* 77 (1): 156–69.
- Heckman, James J. 1997. “Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations.” *Journal of Human Resources* 32 (3): 441–62.
- Heckman, James J. và V. Joseph Hotz. 1989. “Choosing among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training.” *Journal of the American Statistical Association* 84 (408): 862–74.

- Heckman, James J. và Richard Robb. 1985. "Alternative Methods for Estimating the Impact of Interventions." In *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, ed. James Heckman and Burton Singer, 156–245. New York: Cambridge University Press.
- Heckman, James J. và Edward J. Vytlacil. 2000. "Causal Parameters, Structural Equations, Treatment Effects, and Randomized Evaluations of Social Programs." University of Chicago, Chicago, IL.
- . 2005. "Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation." *Econometrica* 73 (3): 669–738.
- Imbens, Guido và Joshua Angrist. 1994. "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects." *Econometrica* 62 (2): 467–76.
- Khandker, Shahidur R. 2006. "Microfinance and Poverty: Evidence Using Panel Data from Bangladesh." *World Bank Economic Review* 19 (2): 263–86.
- Moffitt, Robert. 2008. "Estimating Marginal Treatment Effects in Heterogeneous Populations." Economic Working Paper Archive 539, Johns Hopkins University, Baltimore, MD. http://www.econ.jhu.edu/people/moffitt/welfls0_v4b.pdf.
- Morduch, Jonathan. 1998. "Does Microfinance Really Help the Poor? New Evidence on Flagship Programs in Bangladesh." Princeton University, Princeton, NJ.
- Pitt, Mark và Shahidur Khandker. 1998. "The Impact of Group-Based Credit Programs on Poor Households in Bangladesh: Does the Gender of Participants Matter?" *Journal of Political Economy* 106 (5): 958–98.
- Ravallion, Martin và Quentin Wodon. 2000. "Does Child Labour Displace Schooling? Evidence on Behavioural Responses to an Enrollment Subsidy." *Economic Journal* 110 (462): 158–75.
- Semykina, Anastasia và Jeffrey M. Wooldridge. 2005. "Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection: Theory and Application." Working Paper, Michigan State University, East Lansing, MI.
- Todd, Petra. 2007. "Evaluating Social Programs with Endogenous Program Placement and Selection of the Treated." In *Handbook of Development Economics*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3847–94. Amsterdam: North-Holland.
- Wooldridge, Jeffrey. 2001. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

7. Phương pháp Gián đoạn hồi quy và Tuần tự

Tóm tắt

Trong điều kiện phi thực nghiệm, các quy định về tiêu chuẩn tham gia chương trình đôi khi có thể được sử dụng làm công cụ xác định ngoại sinh đối tượng tham gia và không tham gia. Để thiết lập khả năng so sánh, ta có thể sử dụng đối tượng tham gia và không tham gia trong phạm vi ngưỡng tiêu chuẩn nhất định làm mẫu thích hợp để tính toán tác động can thiệp. Với tên gọi là gián đoạn hồi quy (RD), phương pháp này cho phép tính toán những tính không đồng nhất có quan sát cũng như không có quan sát. Tuy có thể xác định điểm giới hạn hay ngưỡng tiêu chuẩn tham gia dưới dạng phi tham số nhưng trên thực tế, điểm giới hạn thường được xác định thông qua biến công cụ.

Trong số những vấn đề về phương pháp RD có khả năng các quy định về tiêu chuẩn tham gia không được tuân thủ chặt chẽ, cũng như khả năng các tiêu chuẩn tham gia thay đổi trong thời kỳ. Có thể thực hiện kiểm tra đội tin cậy để khảo sát tính hợp lý của thiết kế gián đoạn, kể cả những thay đổi đột ngột trong các biến đổi chứng khác tại điểm giới hạn. Cũng có thể khảo sát mô thức của biến số xác định tiêu chuẩn tham gia – ví dụ như thu nhập bình quân có thể hiện sự tăng đột ngột trong các giá trị của biến này ngoài điểm giới hạn tiêu chuẩn tham gia hay không - cũng như bất kỳ gián đoạn nào trong mật độ điều kiện của biến này.

So sánh tuần tự khai thác sự biến thiên trong thời điểm triển khai chương trình, trong đó sử dụng đối tượng tham gia đủ tiêu chuẩn chưa được tiếp nhận chương trình làm nhóm đối chiếu. Một phương pháp theo kinh nghiệm khác được người đánh giá chương trình quan tâm là khai thác dữ liệu về mở rộng chương trình theo một con đường nhất định (chẳng hạn, một dự án hạ tầng như cấp nước, giao thông hay mạng lưới liên lạc) để so sánh các kết quả ở đối tượng tham gia đủ điều kiện ở hai bên ranh giới dự án khi bắt đầu triển khai chương trình. Phương pháp này sử dụng kết hợp các phương thức tuần tự và RD để thực hiện các so sánh đáng quan tâm trong từng thời kỳ.

Mục tiêu bài học

Sau khi hoàn thành chương này, độc giả sẽ biết cách thảo luận về:

- Sử dụng phương pháp RD trong tính toán các khả năng xét chọn hay mức tham gia trên các đặc điểm có quan sát và không quan sát.

- Kiểm tra độ tin cậy để bảo đảm thiết kế gián đoạn và các điểm giới hạn tiêu chuẩn tham gia là hợp lý.
- Phương pháp xác định các so sánh theo tuần tự
- Cách thức kết hợp phương pháp RD và tuần tự

Đặt vấn đề

Sự gián đoạn và chậm trễ trong triển khai chương trình, dựa trên các tiêu chí tham gia hay các yếu tố ngoại sinh khác, có thể rất hữu ích trong đánh giá chương trình phi thực nghiệm. Có thể phân biệt các đối tượng ở trên và dưới ngưỡng tham gia theo kết quả, với giả định rằng họ có những đặc điểm có quan sát tương tự. Tuy nhiên, các mẫu cần so sánh phải đủ gần điểm giới hạn về tiêu chuẩn tham gia để bảo đảm khả năng so sánh. Hơn nữa, sự không đồng nhất không được quan sát cũng có thể là một yếu tố cần tính đến nếu những đối tượng nằm trong dải đối tượng đủ điều kiện cho thấy sự biến thiên trong mức tham gia chương trình thực sự, dẫn đến sai số lựa chọn. Trong trường hợp đó, các mẫu đủ điều kiện và không đủ điều kiện nằm gần điểm giới hạn tiêu chuẩn tham gia sẽ được sử dụng để so sánh hiệu quả bình quân của chương trình.

Do vậy, các phương pháp gián đoạn cũng tương tự như phương pháp biến công cụ (IV) vì đưa vào một biến ngoại sinh có tương quan mật thiết với mức tham gia, cho dù không giống mức tham gia. Chẳng hạn, chương trình tín dụng vi mô của Ngân hàng Grameen chọn đối tượng là các hộ gia đình có sở hữu đất đai dưới một nửa acre; các chương trình hưu trí có đối tượng là dân số trên một độ tuổi nhất định; các chương trình học bổng có đối tượng là những học sinh có điểm số bài kiểm tra chuẩn cao. Bằng cách khảo sát dải đơn vị hẹp nằm dưới và trên điểm giới hạn và so sánh các kết quả của những đơn vị này, ta có thể xác định được tác động của chương trình vì các hộ gia đình nằm ngay dưới hay trên ngưỡng thường có đặc điểm rất giống nhau.

Gián đoạn hồi quy trên lý thuyết

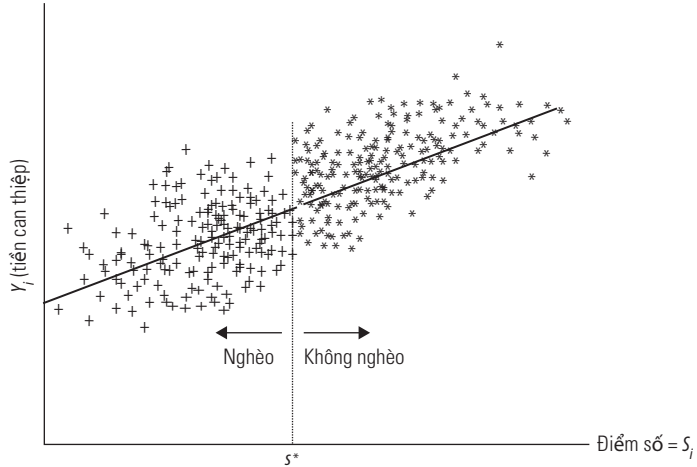
Để mô hình hóa hiệu quả của một chương trình cụ thể về từng kết quả y_i thông qua phương pháp RD, ta cần một biến S_i xác định tiêu chuẩn tham gia chương trình (như độ tuổi, sở hữu tài sản hay những yếu tố tương tự) với điểm giới hạn tiêu chuẩn tham gia s^* . Phương trình tính toán sẽ là $y_i = \beta S_i + \varepsilon_i$, trong đó những cá nhân có $s_i \leq s^*$ chẳng hạn, được tiếp nhận chương trình, còn những cá nhân có $s_i > s^*$ không đủ điều kiện tham gia. Những cá nhân thuộc dải đối tượng nằm trên và dưới s^* cần phải “so sánh được” vì được dự tính sẽ đạt được những kết quả tương tự trước khi có can thiệp chương trình. Hình 7.1 cho ví dụ về thuộc tính này, trong đó các cá nhân nằm dưới s^* được coi là nghèo, còn những người ở trên ngưỡng này được coi là không nghèo.

Nếu giả định rằng tồn tại các giới hạn ở hai bên ngưỡng s^* , thì phương trình tính toán tác động đối với một mức $\varepsilon > 0$ nhỏ tùy chọn quanh ngưỡng sẽ được biểu diễn như sau:

$$E[y_i | s^* - \varepsilon] - E[y_i | s^* + \varepsilon] = E[\beta S_i | s^* - \varepsilon] - E[\beta S_i | s^* + \varepsilon]. \quad (7.1)$$

Lấy giới hạn ở cả hai bên của phương trình 7.1 as $\varepsilon \rightarrow 0$ sẽ xác định được β là tỉ lệ chênh lệch trong các kết quả ở những cá nhân nằm ngay trên hay dưới ngưỡng, với quyền số là sai biệt trong biểu hiện của S_i :

Hình 7.1 Các kết quả trước khi can thiệp chương trình



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

$$\begin{aligned} \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} E[y_i | s^* - \varepsilon] - \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} E[y_i | s^* + \varepsilon] &= y^- - y^+ = \beta (S^- - S^+) \\ \Rightarrow \beta &= \frac{y^- - y^+}{S^- - S^+} \end{aligned} \quad (7.2)$$

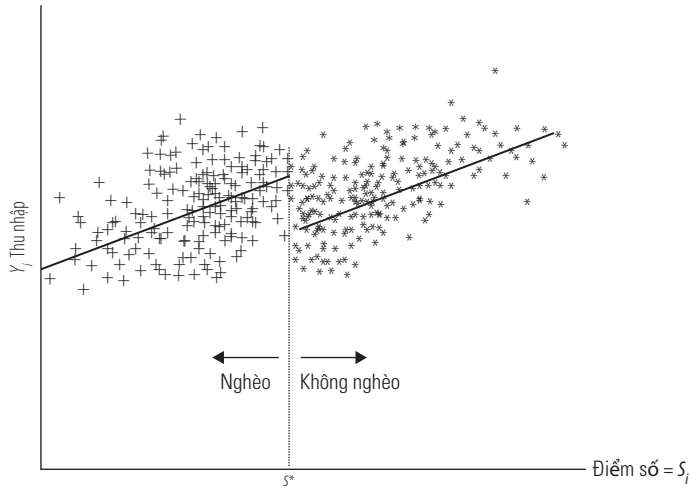
Theo tình huống trong Hình 7.1, các kết quả sau khi có can thiệp chương trình được đo đạc bằng mô hình gián đoạn thể hiện trong Hình 7.2.

Vì trên thực tế, việc xác định hay thực thi tiêu chuẩn tham gia có thể không “rõ nét” (như trong thực nghiệm ngẫu nhiên) nên có thể thay thế s bằng xác suất tham gia $P(S) = E(T|S)$, trong đó $T = 1$ nếu có tiếp nhận can thiệp và $T = 0$ nếu không có can thiệp (xem Hahn, Todd và van der Klaauw 2001; Ravallion 2008). Trong trường hợp này, sự gián đoạn mang tính ngẫu nhiên hay “mờ”, và thay vì định lượng những sai biệt trong kết quả ở trên và dưới s^* , phương trình tính tác động sẽ đo đạc sai biệt ở xung quanh s^* . Kết quả này có thể xảy ra khi các quy định về tiêu chuẩn tham gia không được tuân thủ chặt chẽ hay khi một số khu vực địa lý nhất định đã được chọn làm đối tượng nhưng các ranh giới chưa được xác định rõ và sự di biến động còn phổ biến. Nếu ngưỡng tiêu chuẩn tham gia được xác định ngoại sinh bằng chương trình và có tương quan mật thiết với can thiệp thì ta cũng có thể sử dụng s^* trong IV về mức tham gia.

Các bước ứng dụng phương pháp RD

Có thể sử dụng phép hồi quy phi tham số thông thường để tính toán hiệu quả can thiệp trong các điều kiện gián đoạn hồi quy rõ nét hay mờ. Đối với trường hợp gián đoạn rõ nét, có thể tính hiệu quả can thiệp bằng cách so sánh đơn giản trung vị.

Hình 7.2 Các kết quả sau khi có can thiệp chương trình



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

Kết quả ở những cá nhân nằm ở bên trái và bên phải ngưỡng. Cụ thể là cần chạy hồi quy tuyến tính trên kết quả y , với một số biến đồng thời x đã cho ở cả hai phía của ngưỡng để tính toán sai biệt $y^- - y^+$:

$$y^- - y^+ = \lim_{s_i \uparrow s^*} E(y_i | s_i = s^*) - \lim_{s_i \downarrow s^*} E(y_i | s_i = s^*) \quad (7.3)$$

Ví dụ: có thể xác định y^- và y^+ bằng tính toán hạt nhân:

$$y^- = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^* \alpha_i^* K(u_i)}{\sum_{i=1}^n \alpha_i^* K(u_i)} \quad (7.4)$$

$$y^+ = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^* (1 - \alpha_i^*) K(u_i)}{\sum_{i=1}^n (1 - \alpha_i^*) K(u_i)}$$

Đối với trường hợp gián đoạn mờ, ta cần sử dụng quy trình 2 bước. Có thể sử dụng hồi quy tuyến tính tại chỗ đối với kết quả ở những đối tượng nằm ở cả hai bên ngưỡng để xác định mức độ sai biệt (hay gián đoạn) trên kết quả. Tương tự, có thể sử dụng hồi quy tuyến tính tại chỗ với chỉ số can thiệp để tìm sai biệt hay gián đoạn chỉ số can thiệp đó. Tỷ lệ gián đoạn kết quả trên gián đoạn can thiệp là hiệu quả can thiệp trong thiết kế gián đoạn mờ.

Tuy các tác động ở xung quanh điểm giới hạn không được xác định theo phương thức phi tham số trong thiết kế gián đoạn nhưng lý thuyết ứng dụng thường sử dụng phương pháp tham số thay thế trong đó gián đoạn trong tiêu chí tham gia được sử dụng trong IV về lựa chọn địa điểm chương trình. Khung 7.1 cho ví dụ về phương pháp này, trong đó có sử dụng dữ liệu từ một chương trình hưu trí ở Nam Phi.

Lập biểu đồ về hiệu quả can thiệp dự báo cũng cho biết sự đối lập hữu ích giữa các quần thể đủ tiêu chuẩn và không đủ tiêu chuẩn, cũng như những đối tượng nằm trong dải hẹp xung quanh ngưỡng. Lập biểu đồ mật độ của biến xác định tiêu chuẩn xung quanh ngưỡng cũng cho biết thiết kế RD có hợp lý hay không (tức là các thành viên của mẫu không đủ tiêu chuẩn rất cuộc không trở thành đối tượng tham gia; điều này có thể xảy ra trong những trường hợp như khi các đối tượng biết được ngưỡng giới hạn và điều chỉnh giá trị khai báo về biến tiêu chuẩn để đủ điều kiện tham gia). Vẽ biểu đồ giá trị bình quân của các biến đồng thời xung quanh ngưỡng cũng cho biết các vấn đề về xác định đối tượng, bằng cả phương pháp gián đoạn rõ nét hay gián đoạn mờ.

Các loại hình RD

Có nhiều loại hình thiết kế RD, như các kết hợp với những thực nghiệm phân định đối tượng ngẫu nhiên xung quanh ngưỡng nhằm có được những kết luận phù hợp hơn. Tùy thuộc vào tính chất của quy định về tiêu chuẩn tham gia (tức là đây có phải hàm số của một biến thay đổi trong thời kỳ hay một can thiệp nhất thời hay không) mà có thể sử dụng dữ liệu tổng quát hay cắt ngang trong phân tích RD.

KHUNG 7.1 Nghiên cứu điểm: Khai thác các quy định về tiêu chuẩn tham gia trong thiết kế gián đoạn ở Nam Phi

Trong một nghiên cứu ở Nam Phi, Duflo (2003) đã khảo sát tác động của chương trình hưu trí tuổi già mới mở rộng quy mô đối với dân số da đen trong những năm đầu thập niên 1990 đối với chiều cao và cân nặng của trẻ cũng như tìm hiểu xem giới tính của đối tượng có ảnh hưởng có tính hệ thống nào với những tác động này không. Chương trình hưu trí mở rộng ban đầu có tiến hành thẩm định gia cảnh, sau đó được phổ cập áp dụng trong những năm 1990, và đến năm 1993 đã có mặt ở mọi vùng.

Nghiên cứu sử dụng yếu tố nam giới đủ tiêu chuẩn nhân lương hưu khi 65 tuổi còn phụ nữ đủ tiêu chuẩn khi 60 tuổi, để so sánh mức độ phát triển của trẻ ở các hộ gia đình có thành viên ở sát trên hay dưới độ tuổi hưu trí. Sử dụng một mẫu gồm trẻ em từ 9.000 hộ được chọn ngẫu nhiên ở những khu vực và có chủng tộc khác nhau, Duflo (2003) tính hồi quy các kết quả nhân trắc học trên một số biến đồng thời, trong đó có các biến giả cho biết nam giới, phụ nữ hay cả hai trong hộ gia đình có được nhận lương hưu hay không. Yêu cầu về độ tuổi của nam giới và phụ nữ do đó được sử dụng làm công cụ cho biết họ có được nhận lương hưu hay không. Duflo cuối cùng phát hiện ra rằng các mức lương hưu người phụ nữ nhận được có tác động tích cực đáng kể đối với các số đo nhân trắc của trẻ em gái (tăng cân nặng theo chiều cao được 1,19 độ lệch chuẩn và chiều cao theo tuổi được 1,19 độ lệch chuẩn) nhưng không có tác động đáng kể nào đối với trẻ em trai, còn lương hưu nam giới nhận được không có tác động này.

Ví dụ, chọn mẫu phân định đối tượng ngẫu nhiên là tình huống trong đó có sự giao thoa giữa các nhóm can thiệp và đối chứng trong biến xác định tiêu chuẩn tham gia chương trình. Trong tình huống này, can thiệp sẽ được gán ngẫu nhiên cho các quan sát ở khu vực giao thoa này. Hình 7.3 sẽ mô tả trường hợp này.

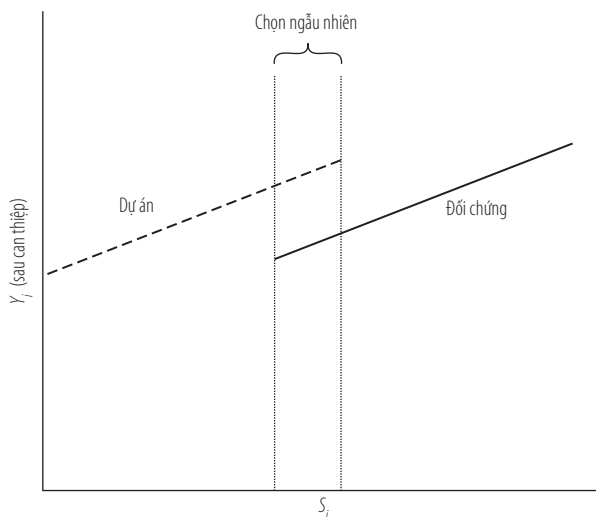
Một loại hình khác là khi có hơn một điểm giới hạn được khai thác để so sánh các hiệu quả can thiệp. Như vậy, hồi quy tương ứng sử dụng để tính toán tác động chương trình sẽ bao gồm hai nhóm can thiệp – mỗi nhóm tương ứng với một gián đoạn. Hình 7.4 mô tả tình huống này.

Ưu điểm và nhược điểm của phương pháp RD

Ưu điểm của phương pháp RD là: a) cho kết quả không có sai số về hiệu quả can thiệp tại điểm gián đoạn, b) nhiều lần tận dụng được quy tắc gán lợi ích đã biết phổ biến trong thiết kế chính sách xã hội, c) không cần loại trừ nhóm hộ gia đình hay cá nhân đủ tiêu chuẩn ra khỏi can thiệp. Tuy nhiên, những tồn tại trong RD là: a) phương pháp này cho hiệu quả can thiệp bình quân tại chỗ không phải lúc nào cũng mang tính tổng quát, b) hiệu quả được tính toán ở điểm gián đoạn nên nhìn chung sẽ có ít quan sát hơn trong thực nghiệm ngẫu nhiên với cùng cỡ mẫu; c) việc xét chọn đối tượng có thể nhạy cảm với dạng hàm số, kể cả các quan hệ và tương tác phi tuyến tính.

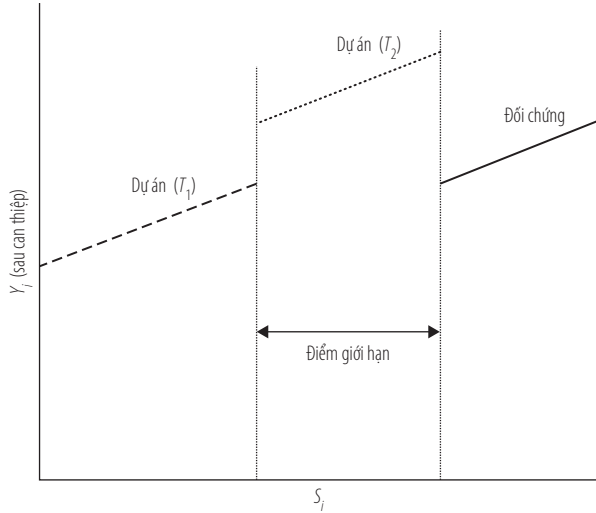
Một nhược điểm của phương pháp RD là yếu tố hành vi (Ravallion 2008). Người quản lý chương trình không phải lúc nào cũng biết chính xác các tiêu chí tham gia, do đó, phản ứng hành vi đối với can thiệp chương trình có thể bị nhầm lẫn với các quy định xét chọn đối tượng thực tế. Dữ liệu thu thập được trước can thiệp chương trình,

Hình 7.3 Sử dụng thí nghiệm phân định đối tượng



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

Hình 7.4 Đa điểm giới hạn



Nguồn: Thuyết trình của tác giả.

chẳng hạn dưới dạng dữ liệu ban đầu, có thể giúp làm rõ thiết kế chương trình và mức tham gia tương ứng.

Một vấn đề khác nữa là phương pháp này chỉ tập trung vào những cá nhân hay đơn vị nằm sát xung quanh ngưỡng s^* . Cần xác định xem nhóm này có mức quan tâm đáng kể đối với người đánh giá hay không; chẳng hạn, nếu các quan chức chương trình có quan tâm đến xác định hiệu quả chương trình xung quanh ranh giới địa lý và muốn quyết định xem có cần mở rộng chương trình ra ngoài các ranh giới đó hay không thì sự hạn chế trong mẫu có thể không phải là vấn đề lớn nữa. Một ví dụ tương tự khác là về chương trình giảm nghèo có liên quan đến những hộ gia đình ở gần mức nghèo.

Nếu các quy định về tiêu chuẩn tham gia không được tuân thủ hay có thay đổi trong các thời kỳ thì ta cũng cần phải khảo sát kỹ lưỡng hơn tính hợp lý của phương pháp gián đoạn. Có thể thực hiện kiểm tra độ tin cậy để khảo sát tính hợp lý của thiết kế gián đoạn, kể cả những thay đổi đột ngột trong các biến đổi chứng khác tại điểm giới hạn. Khảo sát mô hình của biến số xác định tiêu chuẩn tham gia cũng sẽ có ích – chẳng hạn như tìm hiểu xem kết quả bình quân có biểu hiện tăng đột ngột ở các giá trị của biến ngoài điểm giới hạn tiêu chuẩn tham gia hay không, cũng như bất kỳ sự gián đoạn nào trong mật độ điều kiện của biến số này. Nếu dữ liệu đối chứng cho kết quả phi tuyến tính – chẳng hạn, có đường đồ thị dốc hơn dữ liệu can thiệp – thì bình phương giới hạn biến lựa chọn có thể đưa thêm vào phương trình hồi quy kết quả. Sự phi tuyến tính trong dạng hàm số cũng có thể được giải quyết bằng cách cho biến lựa chọn tương tác với điểm giới hạn hay có thể bằng cách sử dụng những đường hồi quy ngắn và có mật độ cao hơn để thu hẹp so sánh.

So sánh tuần tự

So sánh tuần tự khai thác biến thiên trong thời điểm triển khai chương trình, bằng cách sử dụng các quan sát ở đối tượng ngoài mục tiêu đủ tiêu chuẩn chưa được tiếp nhận chương trình làm nhóm đối chiếu. Trong số các can thiệp ngẫu nhiên, PROGRESA (nay là Oportunidades) là một ví dụ rõ nét: 1/3 mẫu đủ tiêu chuẩn trong số các địa phương mục tiêu không thể tham gia trong vòng 18 tháng đầu chương trình (khung 7.2). Các so sánh theo tuần tự phi thực nghiệm, trong đó có một so sánh được trình bày trong khung 7.3, cũng được sử dụng. Tuy có thể đã có những nỗ lực tối đa để triển khai chương trình một cách ngẫu nhiên nhưng lựa chọn can thiệp trong số các đơn đăng ký hay phản ứng hành vi của người đăng ký chờ can thiệp trên thực tế có thể gây sai số cho các tính toán về chương trình. Tính toán hiệu quả ấn định hay sai biệt như đề xuất ở chương 5 có thể là một cách để tính đến tính không đồng nhất không quan sát, và như ta sẽ thảo luận tiếp theo đây, tính không đồng nhất có quan sát cũng sẽ được tính đến bằng những phương pháp như đối chiếu điểm xu hướng trước khi thực hiện so sánh theo tuần tự (Galasso và Ravallion 2004).

Có thể sử dụng so sánh theo tuần tự với các thiết kế gián đoạn nếu can thiệp được phân bổ dựa trên một số đặc điểm ngoại sinh và đối tượng có thể tham gia (có thể trong một chương trình liên quan) đang chờ nhận can thiệp. Phương pháp này sẽ hữu ích trong trường hợp chương trình đang chờ tăng ngân sách, chẳng hạn, khi có thể sử dụng các cá nhân đang chờ can thiệp làm nhóm đối chiếu. Trong tình huống này, ta có thể sử dụng cùng một phương pháp RD, nhưng với một nhóm đối tượng không tham gia bổ sung (năng động). Một ví dụ khác nữa là khi đầu tư tại chỗ, như làm đường, là nguồn tăng cường cải thiện thị trường, cho phép những cá nhân sống xung quanh ranh

KHUNG 7.2 Nghiên cứu điểm: Quay lại chương trình PROGRESA (Oportunidades)

Như đã trình bày trong chương 3, chương trình PROGRESA (nay là Oportunidades) ở Mêhicô có giai đoạn đầu triển khai ngẫu nhiên về công tác trợ cấp tiền mặt phục vụ y tế và học hành ở địa phương. Một phần ba các cộng đồng đủ điều kiện được lựa chọn ngẫu nhiên và tham gia chương trình muộn hơn 18 tháng, 2/3 còn lại được tiếp nhận chương trình ngay từ đầu. Phương pháp RD được sử dụng để so sánh các hộ gia đình mục tiêu và ngoài mục tiêu. Buddelmeyer và Skoufias (2004) sử dụng điểm giới hạn trong quy định về tiêu chuẩn tham gia PROGRESA để đo đạc tác động và so sánh các kết quả ở những đối tượng tham gia bằng cách khai thác thiết kế ngẫu nhiên của chương trình. Các tác giả phát hiện ra rằng thiết kế gián đoạn cho con số ước tính tốt ở hầu hết tất cả các chỉ số kết quả.

Một phương pháp dựa trên kinh nghiệm khác được những người đánh giá chương trình xem xét là khai thác dữ liệu về mở rộng chương trình theo một con đường nhất định (chẳng hạn, dự án hạ tầng như cấp nước, giao thông, mạng lưới liên lạc) và so sánh các kết quả ở đối tượng tham gia đủ điều kiện ở hai phía ranh giới dự án khi bắt đầu chương trình. Trong phương pháp này có sự kết hợp của các phương thức gián đoạn theo tuần tự và hồi quy cho phép thực hiện các so sánh cần quan tâm trong các thời kỳ.

giới con đường được hưởng lợi từ các can thiệp sau này; biến thiên trong mức tiếp cận tiềm năng trong tư cách một hàm số của khoảng cách đến con đường có thể được khai thác làm nguồn thông tin để xác định đối tượng (Ravallion 2008).

KHUNG 7.3 Nghiên cứu điểm: Đánh giá tuần tự phi thực nghiệm ở Áchentina

Galasso và Ravallion (2004) tiến hành đánh giá một chương trình bảo trợ xã hội lớn ở Áchentina là Jefes y Jefas, được chính phủ triển khai nhằm đối phó với khủng hoảng tài chính năm 2001. Chương trình này là một mạng lưới an sinh công cộng tạo thu nhập cho các gia đình có người phụ thuộc đã bị mất nguồn thu nhập chính (như việc làm của chủ hộ) trong cuộc khủng hoảng. Tuy nhiên, đã có một số vấn đề nảy sinh trong quá trình triển khai chương trình về việc các quy định về tiêu chuẩn tham gia có được tuân thủ hay không hay những quy định về việc làm được xác định trong chương trình có được thực thi hay chưa. Galasso và Ravallion do đó đã sử dụng phương pháp phi thực nghiệm để đánh giá tác động của chương trình.

Cụ thể thiết kế chương trình được khai thác để lập nhóm phản thực. Chương trình được nhân rộng nhanh chóng, do vậy, các đơn vị đối chiếu được hình thành từ một nhóm nhỏ đối tượng tham gia chưa được tiếp nhận chương trình. Đối tượng tham gia được so sánh với các quan sát đối chiếu dựa trên phương pháp đối chiếu điểm xu hướng. Dữ liệu tổng quát thu thập được ở cấp trung ương trước và sau khủng hoảng cũng được sử dụng để góp phần loại bỏ tính không đồng nhất không quan sát cố định, bằng cách xây dựng phương trình tính toán đối chiếu sai biệt kép.

Galasso và Ravallion (2004) cuối cùng cũng phát hiện ra rằng những tiêu chí tham gia chương trình đã không được thực thi, trong đó có khoảng 1/3 đối tượng tiếp nhận chương trình không thoả mãn các tiêu chí tham gia. Hơn nữa, khoảng 80% đối tượng trưởng thành đủ điều kiện tham gia lại không được tiếp nhận chương trình. Tuy nhiên, bằng cách sử dụng phương pháp sai biệt kép so khớp để loại bỏ sai số lựa chọn do tính không đồng nhất có quan sát và không có quan sát, nghiên cứu cũng đã phát hiện được một số lợi ích tích cực của chương trình đối với người tham gia – như mức giảm thu nhập đã bớt trầm trọng so với trường hợp không tham gia chương trình.

Câu hỏi

1. Là nguồn thông tin xác định hiệu quả chương trình, phương pháp gián đoạn hồi quy có thể khai thác yếu tố nào sau đây?
 - A. Sai số trong xét chọn đối tượng chương trình
 - B. Quy định về tiêu chuẩn tham gia chương trình
 - C. Các biến cố ngoại sinh ảnh hưởng đến kết quả
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và C
 - (d) B

2. Trong cách thức xử lý sai số lựa chọn, gián đoạn hồi quy giống với phương pháp nào sau đây?
 - A. Mô hình sai biệt trong sai biệt
 - B. Phương pháp biến công cụ
 - C. Phương pháp tuần tự
 - D. Đối chiếu điểm xu hướng
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và D
 - (d) B
 - (e) D

3. Trường hợp nào sau đây là ví dụ về gián đoạn “rõ nét”?
 - A. Giới hạn tuổi thực thi ở độ tuổi 15
 - B. Thay đổi địa giới hành chính giữa các hạt
 - C. Bầu cử
 - D. Khác biệt về mô hình thời tiết giữa các vùng
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A
 - (d) C và D
 - (e) A và D

4. Các tồn tại của RD là?
 - A. Các đặc điểm không được quan sát có ảnh hưởng đến lựa chọn đối tượng được giả định là không đổi theo thời gian.
 - B. Tác động của can thiệp không tổng quát.
 - C. RD có các giả định dạng hàm số có tham số mạnh.
 - D. Thực thi chương trình có ảnh hưởng đến RD.
 - (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) B và D
 - (d) C và D
 - (e) A và D
 - (f) D

5. Là nguồn thông tin xác định hiệu quả chương trình, phương pháp tuần tự có thể khai thác những yếu tố nào sau đây ?
- A. Thời điểm tham gia chương trình
 - B. Các đặc trưng kinh tế, xã hội của đối tượng tham gia ở các vùng khác
 - C. Sai số trong triển khai chương trình
- (a) A và B
 - (b) B và C
 - (c) A và C
 - (d) B

Tài liệu tham khảo

- Buddelmeyer, Hielke và Emmanuel Skoufias. 2004. “An Evaluation of the Performance of Regression Discontinuity Design on PROGRESA.” Tài liệu nghiên cứu chính sách 3386, Ngân hàng Thế giới, Washington, DC.
- Duflo, Esther. 2003. “Grandmothers and Granddaughters: Old Age Pension and Intrahousehold Allocation in South Africa.” *World Bank Economic Review* 17 (1): 1–26.
- Galasso, Emanuela và Martin Ravallion. 2004. “Social Protection in a Crisis: Argentina’s Plan *Jefes y Jefas*.” *World Bank Economic Review* 18 (3): 367–400.
- Hahn, Jinyong, Petra Todd và Wilbert van der Klaauw. 2001. “Identification of Treatment Effects by Regression Discontinuity Design.” *Econometrica* 69 (1): 201–9.
- Ravallion, Martin. 2008. “Evaluating Anti-poverty Programs.” In *Handbook of Development Economics*, tập 4, ấn bản T. Paul Schultz và John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.

8. Xác định hiệu quả phân bổ chương trình

Tóm tắt

Ngoài việc khảo sát tác động trung vị của các can thiệp chương trình, các cấp hoạch định chính sách còn cần phải hiểu được các chương trình có tác động như thế nào đối với các hộ gia đình hay cá nhân trong phân bố kết quả. Chẳng hạn, tác động đối với hộ gia đình nghèo so với các hộ giàu đặc biệt đáng quan tâm trong trường hợp các chương trình có mục tiêu giảm nghèo.

Có một số phương pháp để xác định tác động phân bổ của một chương trình. Chương này sẽ tìm hiểu những phương pháp toán kinh tế trong đánh giá tác động phân bổ của các can thiệp chính sách, trong đó có các phương pháp tuyến tính và phi tuyến tính (hồi quy ngũ phân vị). Vấn đề chương trình có áp dụng lựa chọn ngẫu nhiên hay không cũng cần được xem xét. Thu thập dữ liệu chi tiết tại thời điểm điều tra về các đặc điểm của hộ gia đình và cá nhân cũng rất quan trọng trong việc phân biệt chính xác các nhóm khác nhau được hưởng lợi ích ra sao từ chương trình.

Mục tiêu bài học

Sau khi hoàn thành chương này, độc giả sẽ có kiến thức để thảo luận:

- Những phương pháp dựa trên kinh nghiệm sử dụng để khảo sát xem các chương trình và chính sách có tác động thế nào đến cá nhân ở những thời điểm khác nhau trong phân bố kết quả (như chi tiêu hay thu nhập đầu người)
- Các phương thức tính toán sai số lựa chọn có thể có khi khảo sát tác động phân bổ của chương trình
- Các vấn đề cần cân nhắc về dữ liệu khi khảo sát tác động phân bổ.

Yêu cầu khảo sát Tác động phân bổ của chương trình

Tác động bình quân hay trung vị của một chương trình hay chính sách, dựa trên giả định về tác động chung đối với mọi hộ gia đình hay cá nhân được chọn đối tượng, là một cách chính xác để đánh giá hiệu quả của chương trình hay chính sách đó. Theo Heckman, Smith và Clements (1997), ta có thể đánh giá hợp lý một chương trình theo tác động trung vị của chương trình đó nếu người nghiên cứu và hoạch định chính sách

cho rằng: a) tổng mức đầu ra làm tăng tổng mức phúc lợi, b) tác hại của chương trình hay chính sách trong những bộ phận dân số nhất định là không lớn hay được bù trừ bởi sự trao đổi – hoặc thông qua chức năng phúc lợi xã hội bao trùm hay từ các thành viên của gia đình hay các mạng lưới xã hội.

Tuy nhiên, các cấp hoạch định chính sách thường coi trọng việc tìm hiểu xem những lợi ích từ một dự án phát triển khác nhau ra sao giữa các đặc trưng của cá nhân hay hộ gia đình (như độ tuổi, thu nhập hộ gia đình hay tình hình chi tiêu của hộ gia đình), ngay cả nếu tác động bình quân của chương trình là không đáng kể. Thực ra, ngay cả khi tác động chương trình trung vị mức đáng kể thì việc chương trình có tác động có lợi hay có hại đáng kể hay không sẽ có thể có sự khác biệt trong phân bố hộ gia đình mục tiêu. Các nghiên cứu về những lợi ích chương trình ở những “nhóm tinh tú” là các hộ gia đình có học vấn cao hơn hay giàu có hơn, chẳng hạn đã làm nảy sinh những vấn đề quan trọng về hiệu quả của các chương trình phát triển có mục tiêu là những khu vực có mức bất bình đẳng cao (xem Araujo và các tác giả khác 2008; Gugerty và Kremer 2008; Mansuri và Rao 2004; Platteau 2004). Hơn nữa, những nhóm được hưởng lợi trong ngắn hạn từ một can thiệp chính sách có thể sẽ không duy trì được những lợi ích này trong dài hạn và ngược lại (xem King và Behrman 2009; van de Walle 2009). Tài liệu về phân tích liên thuộc chi tiêu công cũng phân biệt các tác động chương trình giai đoạn đầu (xác định ai được hưởng lợi từ một chương trình và chi tiêu công có ảnh hưởng ra sao tới phúc lợi) với các tác động hành vi giai đoạn hai ở người tham gia (người thụ hưởng thực sự khác biệt ra sao trong cách thức phản ứng với chương trình, như tái phân bổ thời gian hay chi tiêu của mình). Xem Bourguignon và Pereira da Silva (2003) trong một số nghiên cứu về chủ đề này. Ngoài việc so sánh hiệu quả chương trình giữa các hộ gia đình, việc khảo sát những phản ứng giữa các hộ gia đình với chương trình cũng rất quan trọng trong việc tìm hiểu hiệu quả và tác dụng phụ của cơ chế chọn đối tượng chương trình (Jacoby 2002). Chương này sẽ tìm hiểu những phương pháp toán kinh tế khác nhau trong đánh giá tác động phân bổ ở mức vi mô của các can thiệp chính sách.

Khảo sát tác động không đồng nhất của chương trình: Cơ chế hồi quy tuyến tính

Tùy vào mối quan tâm của các cấp hoạch định chính sách mà có một số cách để thể hiện tác động phân bổ của chương trình. Trong trường hợp chương trình giảm nghèo, tác động có thể trực tiếp là tỉ lệ cá nhân thuộc nhóm đối tượng thoát nghèo. Các cấp hoạch định chính sách cũng có thể quan tâm đến việc xác định những sự khác biệt giữa các khu vực trong tăng trưởng hay nghèo đói và bất bình đẳng trong một quốc gia trong từng thời kỳ.¹

Ta cũng có thể cần khảo sát xem tác động của chương trình khác nhau ra sao giữa các cá nhân hay hộ gia đình khác nhau. Trong cơ chế sử dụng hồi quy tuyến tính, các

tác động chương trình không đồng nhất có thể được thể hiện bằng cách thay đổi tham số chặn α , hệ số β , hay cả hai trong chương trình hay biến can thiệp T_i , giữa các cá nhân $i = 1, \dots, n$:

$$Y_i = \alpha_i + \beta_i T_i + \gamma X_i + \varepsilon_i. \quad (8.1)$$

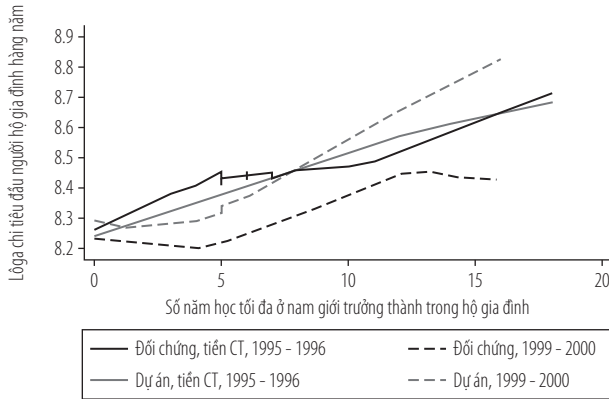
Chẳng hạn, ta có thể chia mẫu hộ gia đình và cá nhân thành các nhóm nhân khẩu (ví dụ: theo nam giới, phụ nữ hay các nhóm tuổi khác nhau) và chạy cùng một phép hồi quy T trên Y riêng cho từng nhóm.

Cho can thiệp tương tác với các đặc điểm kinh tế xã hội khác nhau của hộ gia đình X (như giới hay sở hữu đất đai) là một cách khác để tìm hiểu những khác biệt trong tác động chương trình, tuy việc bổ sung quá nhiều giới hạn tương tác trong cùng một phép hồi quy có thể dẫn đến những vấn đề về đa cộng tuyến.

Ta cũng có thể tìm hiểu mức độ ảnh hưởng của các lợi ích từ chương trình trong hoàn cảnh giàu tính minh họa hơn. Với dữ liệu trước và sau can thiệp, bằng đồ thị ta có thể làm rõ tác động phân bổ của chương trình giữa các mẫu can thiệp và đối chứng, các kết quả khác nhau Y ở hai mẫu so với biến đồng thời đã cho X_k . Cũng có thể lập đồ thị các hồi quy quyền số địa phương của Y trên X_k theo các biểu đồ điểm rải rác để tìm xu hướng mịn hơn của các mô hình.²

Bảng dữ liệu từ Viện Nghiên cứu Phát triển Bangladesh, Hình 8.1 cho ví dụ về các xu hướng (thể hiện bằng các hồi quy gia quyền địa phương) của lôga mức chi tiêu đầu người hộ gia đình so với trình độ học hành ở người trưởng thành giữa các khu vực dự án và đối chứng ở nông thôn Bangladesh xuất phát từ can thiệp làm đường trong Chương trình Phát triển Nông thôn.³ Như đã thấy trong Hình 8.1, lôga chi tiêu đầu người hộ gia đình tăng theo trình độ học vấn của nam giới trưởng thành các hộ gia đình thuộc khu vực dự án và đối chứng, nhưng từ đồ thị đơn giản này, các hộ gia đình có trình độ học vấn nam giới cao hơn cũng dường như có mức tăng cao hơn trong chi tiêu đầu người hộ gia đình nhờ can thiệp làm đường. Tuy nhiên, đặc biệt trong trường hợp chương trình không chọn mẫu ngẫu nhiên, những biểu đồ này có tác dụng như một hình thức mô tả dữ liệu hơn là một cách biểu hiện tác động chương trình thực sự. Như đã nói ở trên, các hồi quy gia quyền địa phương dựa trên hồi quy gia quyền đơn giản của biến trực các hồi quy gia quyền địa phương dựa trên hồi quy gia quyền đơn giản của biến trực y là Y trên biến trực x là X_k ; những biến đồng thời khác đều không được tính đến, cũng như phương pháp xác định đối tượng (sai biệt trong sai biệt, đối chiếu điểm xu hướng) để xử lý sai số lựa chọn có thể có.

Hình 8.1 Hồi quy gia quyền địa phương, Dự án làm đường thuộc Chương trình Phát triển Nông thôn, Bangladesh



Nguồn: Viện Nghiên cứu Phát triển Bangladesh.

Chú thích: Các đường cong hồi quy gia quyền địa phương (lowess) được biểu diễn dựa trên dữ liệu cơ sở. Đường cong lowess có bằng thông 0,8.

Một lưu ý khác là mức giảm đáng kể trong chi tiêu đầu người hộ gia đình ở các khu vực đối chứng trong thời kỳ có thể gắn liền với nạn lụt nặng nề ở Bangladesh năm 1998 và 1999.

Có thể thực hiện đánh giá liên quan ngay cả khi không có dữ liệu trước khi có can thiệp. Một ví dụ là Jalan và Ravallion (2003) đã sử dụng nhiều phương pháp khác nhau để khảo sát tác động giảm nghèo của chương trình phúc lợi việc làm Trabajar ở Argentina (đã trình bày ở chương 4). Như đã nói ở trên, chương trình này áp dụng chọn mẫu ngẫu nhiên, đồng thời cũng không có điều tra ban đầu. Trong số những phương pháp này, Jalan và Ravallion đã biểu diễn một đường đồ thị liên thuộc về giảm nghèo trong tỉ lệ các hộ gia đình tham gia chương trình dưới đường nghèo khổ so với thu nhập đầu người (trên thực tế, các nhà nghiên cứu đã khảo sát những đường nghèo khổ khác nhau có thể có). Các nhà nghiên cứu sau đó so sánh đường cong này với đường liên thuộc nghèo khổ phản thực về tỉ lệ nghèo ước tính sau khi đã giảm mức thu nhập sau can thiệp của đối tượng tham gia bằng mức tăng thu nhập ước tính từ chương trình.

Một nghiên cứu của Galasso và Umapathi (2009) về chương trình SEECALINE (Surveillance et Éducation d'Écoles et des Communautés en matière d'Alimentation et de Nutrition Élargie, hay Giám sát và Giáo dục Mở rộng Trường học, Thực phẩm cộng đồng và Dinh dưỡng) ở Madagascar trình bày trong khung 8.1, là ví dụ cho biết những phương pháp khác nhau được sử dụng ra sao để nghiên cứu tác động phân bổ của dự án. Chương trình SEECALINE đặt mục tiêu cải thiện các kết quả dinh dưỡng trẻ dưới 3 tuổi cũng như phụ nữ có mang hay vẫn còn cho con bú. Các tổ chức phi chính phủ địa phương chịu trách nhiệm triển khai chương trình ở các khu vực đối tượng được

chọn, trong đó có hoạt động phân phối và giám sát các hướng dẫn về cải thiện điều kiện vệ sinh, thói quen ăn uống, chăm sóc trẻ em. Bằng dữ liệu ban đầu và hậu kỳ đại diện toàn quốc ở các vùng mục tiêu và ngoài mục tiêu, Galasso và Umapathi khảo sát tác động bình quân của chương trình, cũng như tác động phân bổ giữa các đặc điểm kinh tế, xã hội ở cấp hộ gia đình và cộng đồng.

Phương pháp hồi quy ngẫu phân vị

Một cách khác để thể hiện tác động phân bổ của chương trình là bằng cách khảo sát hiệu quả của chương trình ở các hộ gia đình hay cá nhân trong khắp dải Y , trong đó có thể có thu nhập hay chi tiêu đầu người hộ gia đình. Chẳng hạn, ta có thể đánh giá xem các hộ nghèo hay giàu thu được nhiều lợi ích hơn từ một can thiệp cụ thể. Nếu chỉ kiểm tra những thay đổi trong hiệu quả chương trình trung vị, ngay cả giữa các nhóm kinh tế, xã hội hay địa lý khác nhau thì sẽ không đủ khi toàn bộ mô hình phân bổ thay đổi đáng kể (Buchinsky 1998).

Trong kịch bản này, hồi quy ngẫu phân vị là một phương pháp khác để khảo sát hiệu quả chương trình đối với một ngẫu phân vị τ nhất định trong phân bố thu nhập Y , phụ thuộc vào các biến đồng thời X . Theo mô hình được Koenker và Bassett (1978) đề xuất, giả định rằng Y_i là một mẫu quan sát về kết quả và X_i là một vectơ $K \times 1$ (bao gồm đối tượng dự án hay can thiệp T , cũng như các biến đồng thời khác). Mô hình hồi quy ngẫu phân vị có thể được biểu diễn dưới dạng:

KHUNG 8.1 Nghiên cứu điểm: Tác động bình quân và phân bổ của chương trình SEECALINE ở Mađagatxca

Trong nghiên cứu của Galasso và Umapathi (2009), Viện Thống kê Quốc gia đã thực hiện một điều tra ban đầu trên khoảng 14.000 hộ ở Mađagatxca vào giữa năm 1997 và giữa năm 1998; 1/3 trong số 420 cộng đồng được điều tra được chọn tham gia chương trình. Tuy nhiên, việc chọn mẫu không được thực hiện ngẫu nhiên. Các cộng đồng nghèo có tỉ lệ suy dinh dưỡng cao hơn nhiều khả năng được chọn hơn. Sau đó một điều tra nhân trắc học hậu kỳ có tính đại diện toàn quốc được thực hiện vào năm 2004 trên các hộ ở cùng những cộng đồng như trong mẫu điều tra ban đầu.

Đầu tiên Galasso và Umapathi (2009) khảo sát tác động bình quân của chương trình bằng điều tra ban đầu và hậu kỳ để lập phương trình tính sai biệt trong sai biệt gia quyền điểm xu hướng về tác động chương trình (theo Hirano, Imbens và Ridder 2003; xem chương 4). Do vậy, sai số lựa chọn được giả định là không đổi theo thời gian, phụ thuộc vào những đặc điểm cộng đồng trước chương trình có ảnh hưởng đến lựa chọn địa điểm chương trình. Hiệu quả bình quân của chương trình được nhận xét là tích cực giữa toàn bộ các kết quả về dinh dưỡng ở những khu vực can thiệp, so với khu vực đối chứng, trong đó một số kết quả (như suy dinh dưỡng trung bình) vẫn giữ nguyên xu hướng tiêu cực trong thời kỳ.

(xem tiếp trang sau.)

KHUNG 8.1 Nghiên cứu điểm: Tác động bình quân và phân bố của chương trình SEECALINE ở Mađagatxca (tiếp theo)

Sau đó khi xem xét tính không đồng nhất trong các tác động chương trình trên mẫu, Galasso và Umapathi (2009) tính toán hồi quy can thiệp tương tự đối với các nhóm kinh tế, xã hội khác nhau trong mẫu. Đầu tiên khi khảo sát hiệu quả chương trình đối với mức học hành của bà mẹ, các nhà nghiên cứu nhận thấy có cải thiện trong các kết quả dinh dưỡng và nhân trắc ở trẻ em cao hơn ba lần ở những khu vực chương trình đối với các bà mẹ có trình độ học vấn cấp hai so với những bà mẹ không có học vấn gì hay chỉ có trình độ tiểu học. Tuy nhiên, họ nhận thấy các bà mẹ ít học hành hơn vẫn nhiều khả năng có phản ứng với chương trình về các mặt cải thiện điều kiện vệ sinh, ăn uống và cho con bú. Đồ thị phân bố kết quả nhân trắc ở trẻ trong hai cuộc điều tra theo số năm học của bà mẹ cũng được thể hiện đối với các mẫu can thiệp và không can thiệp.

Lợi ích dinh dưỡng của chương trình sau đó được tính toán trên các mẫu nhỏ được phân biệt bởi các đặc điểm thôn bản. Các nhóm này bao gồm những mẫu nhỏ được xác định bởi đặc trưng nông thôn hay thành thị của thôn bản, tình trạng nghèo nàn của thôn bản, mức tiếp cận nước sạch, đường xá, điện năng, và bởi sự có mặt của những cơ sở như trường cấp hai hay bệnh viện. Những thôn bản giàu cho thấy mức lợi ích từ chương trình lớn hơn trong cải thiện kết quả nhân trắc và hầu hết các điều kiện vệ sinh và chăm sóc trẻ. Sau đó, nghiên cứu tính toán tác động tương tác của chương trình với mức học hành của bà mẹ và các đặc điểm thôn bản tương tự, phát hiện thấy kết quả về sức khỏe trẻ em được cải thiện nhiều nhất ở các bà mẹ có học vấn ở những cộng đồng có điều kiện khó khăn nhất, trong khi ở những khu vực giàu hơn, lợi ích chương trình tích tụ ở khắp các mức học hành.

$$Y_i = \beta_\tau X_i + \varepsilon_{\tau i}, Q_\tau(Y_i | X_i) = \beta_\tau X_i, \tau \in (0,1), \tag{8.2}$$

trong đó $Q_\tau(Y_i | X_i)$ chỉ ngũ phân vị τ trong thu nhập Y (chẳng hạn, lôga chi tiêu đầu người), tùy thuộc vào vectơ biến đồng thời (X). Cụ thể là, các hệ số ngũ phân có thể được diễn giải là phái sinh bộ phận của ngũ phân vị điều kiện Y đối với một yếu tố hồi quy như chương trình T .

Hiệu quả can thiệp ngũ phân vị thông qua can thiệp chương trình ngẫu nhiên

Cũng như hiệu quả can thiệp bình quân đã thảo luận trong chương 2, một vấn đề phản thực nảy sinh trong tính toán tác động phân bố chương trình: ta không biết cá nhân hay hộ gia đình i trong phân bố can thiệp sẽ xuất hiện ở đâu trong phân bố không can thiệp hay đối chứng. Tuy nhiên, nếu chương trình được lựa chọn ngẫu nhiên thì sẽ tính được *hiệu quả can thiệp ngũ phân* (QTE) của chương trình (xem Heckman, Smith và Clements 1997). QTE là chênh lệch trong kết quả y giữa các hộ can thiệp (T) và đối chứng (C), thuộc ngũ phân vị τ của Y , trong từng nhóm tương ứng:

$$QTE = Y^T(\tau) - Y^C(\tau). \tag{8.3}$$

QTE cho biết phân bố kết quả sẽ thay đổi thế nào nếu chương trình được gán ngẫu nhiên. Chẳng hạn, với $\tau = 0,25$, QTE là chênh lệch ở nhóm phân vị thứ 25 của Y giữa nhóm can thiệp và đối chứng. Tuy nhiên, QTE không xác định mức phân bố hiệu quả

can thiệp, cũng như không xác định tác động đối với các cá nhân ở từng nhóm phân vị cụ thể (xem Bitler, Gelbach và Hoynes 2008). Vấn đề này cũng có liên quan đến việc không nắm được yếu tố phản thực. Có thể tính toán QTE từ phân bố ngoại biên $F_T(Y) \equiv \Pr[Y_i^T \leq y]$ và $F_C(Y) \equiv \Pr[Y_i^C \leq y]$, cả hai đều là yếu tố đã biết; Tuy nhiên, các phân vị trong hiệu quả can thiệp $Y_i^T - Y_i^C$ không thể được viết dưới dạng hàm số chỉ của các phân bố ngoại biên. Cần có các giả định về mức phân bổ chung $Y_i^T - Y_i^C$. Chẳng hạn, nếu ta biết rằng vị trí của một hộ gia đình trong phân bố chi tiêu đầu người sẽ không đổi cho dù hộ đó thuộc nhóm can thiệp hay đối chứng, thì QTE sẽ cho hiệu quả can thiệp đối với hộ gia đình trong nhóm ngũ phân vị τ trong phân bố; tuy nhiên, đây là một giả định mạnh (Bitler, Gelbach và Hoynes 2008; xem thêm khung 8.2).

Các phương pháp hồi quy ngũ phân vị sử dụng dữ liệu phi thực nghiệm

Về hiệu quả can thiệp bình quân, tính toán tác động phân bố của can thiệp phi ngẫu nhiên đòi hỏi phải có thêm các giả định về yếu tố phản thực và sai số lựa chọn. Một phương thức là áp dụng các phương pháp sai biệt kép đã trình bày chương 5 trong hồi quy ngũ phân vị. Với dữ liệu hai thời kỳ về các nhóm can thiệp và không can thiệp trước và sau khi bắt đầu chương trình, ta sẽ tính toán được sai biệt trong sai biệt ngũ phân vị (QDD). Cụ thể là trong phương thức QDD này, phân bố phản thực được tính bằng cách đầu tiên tính thay đổi trong Y qua các thời kỳ tại ngũ phân vị thứ q của nhóm đối chứng, sau đó bổ sung chênh lệch này vào ngũ phân vị thứ q của Y (được quan sát trước chương trình) vào nhóm can thiệp (xem Athey và Imbens 2006):

$$QDD_{Y(\tau)} = Y_0^T(\tau) + (Y_1^C(\tau) - Y_0^C(\tau)) \quad (8.4)$$

KHUNG 8.2 Nghiên cứu điểm: Dự án Tự cấp ở Canada

Bảng hiệu quả can thiệp ngũ phân vị, Bitler, Gelbach và Hoynes (2008) khảo sát tác động phân bố của Dự án Tự cấp lựa chọn ngẫu nhiên (SSP) ở Canada, trợ cấp cho các đối tượng tham gia là cha, mẹ độc thân và người xin hưởng phúc lợi có khả năng tìm được việc làm chính thức hay trên mức lương tối thiểu từ 1992 đến 1995. Các cá nhân trong nhóm đối chứng chỉ đủ tiêu chuẩn tham gia vào chương trình phúc lợi đã có, là chương trình Hỗ trợ Thu nhập (HTTN). Nghiên cứu sử dụng dữ liệu hành chính hàng tháng về mức tham gia các chương trình HTTN và SSP từ hồ sơ tuyển tính tính đến 4 năm trở về trước, trước khi tiến hành chọn mẫu ngẫu nhiên và gần 8 năm sau đó. Tổng số có 2.858 đối tượng tham gia SSP và 2.827 cá nhân thuộc nhóm đối chứng.

Bitler, Gelbach và Hoynes (2008) chú trọng vào tác động của SSP đối với thu nhập và số tiền gửi đi của người tham gia. Tuy nghiên cứu phát hiện thấy mức lợi ích bình quân của chương trình về việc làm và thu nhập là lớn và có ý nghĩa thống kê (chẳng hạn, đối tượng thuộc nhóm đối chứng có việc làm trong 27% số tháng trong 4 năm đầu sau chọn mẫu ngẫu nhiên, so với 35% số đối tượng tham gia SSP), nhưng tác động phân bố còn chênh lệch. Bằng đồ thị, Bitler, Gelbach và Hoynes ban đầu vẽ sơ đồ điểm các ngũ phân vị phân bố các biến này giữa các khu vực dự án và đối chứng, sau đó tính toán hiệu quả can thiệp ngũ phân vị của từng ngũ phân vị bằng cách tính sai biệt theo chiều dọc giữa các đường dự án và đối chứng. Khoảng tin cậy kích hoạt QTE cũng được biểu diễn trong các đồ thị.

(xem tiếp trang sau.)

KHUNG 8.2 Nghiên cứu điểm: Dự án Tự cấp ở Canada (tiếp theo)

Khi khảo sát QTE, các nhà nghiên cứu nhận thấy tác động về thu nhập người tham gia là 0 đối với nửa sau trong phân bố thu nhập; tác động đối với 1/3 nhóm phân bố trên cao hơn nhiều. Tác động về phân bố thu nhập cũng có cùng một mô hình. Tuy nhiên, tác động tích cực về chuyển tiền lại tập trung ở nhóm phân bố dưới. Hơn nữa, sau khi chương trình trợ cấp kết thúc, Bitler, Gelbach và Hoynes phát hiện thấy tác động của SSP về phân bố thu nhập và chuyển tiền đã giảm xuống còn bằng 0. Các nhà nghiên cứu nhận thấy những chênh lệch đáng kể giữa các tác động trung vị và phân bố rất có ích cho các cấp hoạch định chính sách trong việc tìm hiểu phản ứng với chương trình phúc lợi, cả trong ngắn hạn và dài hạn.

Một trong những giả định căn bản trong QDD là phân bố phản thực của Y đối với nhóm can thiệp là bằng với $(Y_1^C(\tau) - Y_0^C(\tau))$ với $\tau \in (0,1)$. Giả định này tuy nhiên lại phụ thuộc vào các giả định đáng ngờ có thể có về phân bố Y , kể cả phân bố căn bản của các đặc điểm không được quan sát có khả năng ảnh hưởng đến mức tham gia là tương tự ở mọi phân nhóm. Theo các giả định của QDD, mô hình sai biệt trong sai biệt chuẩn (DD) là một trường hợp đặc biệt của QDD.⁵

Khung 8.3 trình bày nghiên cứu của Emran, Robano và Smith (2009), trong đó so sánh DD và các ước tính chương trình QDD trong Chương trình Hỗ trợ đối tượng Đặc biệt nghèo (TUP) ở Bangladesh. Ủy ban Tiến bộ Nông thôn Bangladesh (BRAC) phát động TUP từ năm 2002 với quy mô 100.000 hộ dân đặc biệt nghèo khó ở 15 huyện nghèo nhất Bangladesh. TUP chọn đối tượng là phụ nữ ở các hộ gia đình, cung cấp dịch vụ y tế, giáo dục và tập huấn cũng như chuyển giao tài sản và đào tạo kinh doanh để giúp họ được tham gia chương trình tín dụng vi mô thông thường của BRAC.

Cuối cùng, Abrevaya và Dahl (2008) đề xuất một phương pháp áp dụng tính toán ngũ phân vị trên dữ liệu tổng quát khác. Một vấn đề trong áp dụng hồi quy ngũ phân vị truyền thống trên dữ liệu tổng quát là việc phân biệt các biến phụ thuộc và độc lập nhìn chung sẽ không bằng với sai biệt trong ngũ phân vị điều kiện. Abrevaya và Dahl, bằng mô hình hiệu quả tương quan của Chamberlain (1982, 1984), đã xác định hiệu quả ẩn định không được quan sát là một hàm tuyến tính của các biến đồng thời khác trong mô hình. Vì vậy, cả hiệu quả trên các biến quan sát được cũng như tác động có tương quan với các đặc trưng hộ gia đình không được quan sát đều có thể tính được trong thời kỳ dưới dạng hồi quy ngũ phân tuyến tính tập hợp. Các tính toán hiệu quả quan sát được có thể được sử dụng để tính tác động của tăng trưởng đối với giảm nghèo theo nhóm ngũ phân.

Cụ thể hơn, ta hãy xem xét các phương trình hồi quy ngũ phân vị sau sử dụng dữ liệu hai thời kỳ (biến thể của phương trình 8.2) để đánh giá hiệu quả phân bố tăng trưởng thu nhập hay chi tiêu tiêu dùng đầu người y_{it} , $t = \{1,2\}$:

$$Q_{\tau}(\log y_{i1} | x_{i1}, \mu_i) = \gamma_{\tau} x_{i1} + \mu_i, \tau \in (0,1) \tag{8.5a}$$

$$Q_{\tau}(\log y_{i2} | x_{i2}, \mu_i) = \gamma_{\tau} x_{i2} + \mu_i, \tau \in (0,1). \tag{8.5b}$$

KHUNG 8.3 Nghiên cứu điểm: Chương trình Hỗ trợ đối tượng Đặc biệt nghèo ở Bangladesh

Emran, Robano và Smith (2009) khảo sát giai đoạn đầu của Chương trình Hỗ trợ đối tượng Đặc biệt nghèo ở 3 huyện từ 2002 đến 2006. Các hộ có khả năng đủ điều kiện (tức là hộ nghèo nhất) được xác định dựa trên xếp hạng giàu nghèo của thôn bản tham gia. Các hộ tham gia được chọn từ tập hợp này dựa trên việc sở hữu dưới 1/10 acre đất, không có bất kỳ công cụ sản xuất nào, khả năng làm việc bên ngoài nhà của phụ nữ và những đặc điểm hộ gia đình khác liên quan đến cung ứng lao động. Mẫu tổng quát hai năm gồm 5.000 hộ được xây dựng từ các nhóm tham gia và đối chiếu do Ủy ban Tiến bộ Nông thôn Bangladesh xác định trong giai đoạn này; tuy nhiên, qua khảo sát dữ liệu cho thấy các hộ được coi là đủ điều kiện về một số tiêu chí có tham gia và một số hộ thỏa mãn tất cả các tiêu chí tham gia sau này lại không được chọn vào chương trình. Emran, Robano và Smith do đó đã khảo sát hiệu quả của chương trình trên hai nhóm cặp can thiệp – đối chứng: a) các hộ đủ điều kiện và không đủ điều kiện, theo các tiêu chí công bố, được chọn hay loại trừ chính xác khỏi chương trình, b) cách xác định của BRAC về chương trình và các hộ đối chứng.

Emran, Robano và Smith (2009) tính toán hiệu quả chương trình giữa các nhóm tham gia và đối chứng, giả định tính không đồng nhất không quan sát không đổi theo thời gian cho từng nhóm cặp can thiệp – đối chứng. Nghiên cứu trình bày những mô hình DD khác nhau, có hay không có xu hướng thời gian khác nhau ở 3 huyện trong mẫu, kết hợp DD với đối chiếu các đặc điểm ban đầu giữa các nhóm tham gia và đối chứng để tính toán khả năng lựa chọn yếu tố quan sát. Cuối cùng, Emran, Robano và Smith cũng tính toán tác động chương trình QDD theo cả những mô hình khác nhau.

Tuy tác động trung vị các nhà nghiên cứu phát hiện thấy là dương trong một số kết quả như thu nhập thuần, an ninh lương thực, sở hữu gia súc và tài sản lâu bền trong hộ gia đình nhưng các tác động phân bổ cho thấy các hộ đủ điều kiện giàu thu được phần lớn lợi ích từ chương trình. Họ cũng nhận thấy rằng hiệu quả can thiệp ở các hộ đủ điều kiện cao hơn nhiều trong hai nhóm thập phân cao nhất trong phân bổ thu nhập so với những hộ ở nhóm phân bổ cuối, cũng như cho dù khảo sát cặp can thiệp – đối chứng nào thì hiệu quả chương trình cũng không có ý nghĩa thống kê với những hộ gia đình ở nhóm thập phân thu nhập thấp nhất. Khi có tính toán đến lựa chọn các đặc trưng quan sát thì mức độ hiệu quả chương trình cũng giảm, nhất là ở những hộ trong nhóm phân bổ cuối.

Trong các phương trình trên, X_{it} biểu diễn vectơ của các biến đồng thời có quan sát khác, trong đó có T , còn μ_i là hiệu quả ấn định hộ gia đình không quan sát. $Q_{\tau}(\log y_{i1} | x_{i1}, \mu_i)$ biểu diễn nhóm ngũ phân τ của lôga thu nhập đầu người trong giai đoạn 1, phụ thuộc vào hiệu quả ấn định và các biến đồng thời khác trong giai đoạn 1, với $Q_{\tau}(\log y_{i2} | x_{i2}, \mu_i)$, tương tự phụ thuộc vào nhóm ngũ phân τ của lôga thu nhập đầu người trong giai đoạn 2. Tuy nhiên, khác với mô hình DD tuyến tính, không thể lấy một nhóm ngũ phân có điều kiện trừ đi một nhóm khác để tách bạch μ_i , do các nhóm ngũ phân không phải là các toán tử tuyến tính:

$$Q_{\tau}(\log y_{i2} - \log y_{i1} | x_{i1}, x_{i2}, \mu_i) \neq Q_{\tau}(\log y_{i2} | x_{i2}, \mu_i) - Q_{\tau}(\log y_{i1} | x_{i1}, \mu_i). \quad (8.6)$$

Để khắc phục trở ngại này, các nghiên cứu mới đây đã tập trung vào xác định cụ thể hơn các đặc điểm của mối quan hệ giữa tác động cố định không quan sát và các biến đồng thời. Theo Chamberlain (1982, 1984), hiệu quả ấn định μ_i được xác định là một hàm tuyến tính của các biến đồng thời trong các giai đoạn 1 và 2 như sau:

$$\mu_i = \phi + \lambda_1 x_{i1} + \lambda_2 x_{i2} + \omega_i, \quad (8.7)$$

trong đó ϕ là tham số vô hướng và ω_i là dải sai số không tương quan với X_{it} , $t = \{1,2\}$. Thay phương trình 8.7 vào nhóm ngũ phân có điều kiện trong phương trình 8.5a và 8.5b cho phép tính toán tác động phân bổ trên chi tiêu đầu người bằng quy trình tính toán ngũ phân vị đã điều chỉnh:⁶

$$Q_\tau(\log y_{i1} | x_{i1}, \mu_i) = \phi_\tau^1 + (\gamma_\tau + \lambda_\tau^1) x_{i1} + \lambda_\tau^2 x_{i2}, \tau \in (0,1) \quad (8.8a)$$

$$Q_\tau(\log y_{i2} | x_{i2}, \mu_i) = \phi_\tau^2 + (\gamma_\tau + \lambda_\tau^2) x_{i2} + \lambda_\tau^1 x_{i1}, \tau \in (0,1) \quad (8.8b)$$

Theo Abrevaya và Dahl (2008), các phương trình 8.8a và 8.8b sử dụng hồi quy ngũ phân tuyến tính tập hợp, trong đó các quan sát tương ứng với cùng một hộ gia đình được xếp thành cặp.

Khandker, Bakht và Koolwal (2009) sử dụng cách này khi khảo sát tác động phân bổ của hai can thiệp làm đường nông thôn bán thực nghiệm ở Bangladesh. Nghiên cứu trên phát hiện thấy tác động trung vị dương về chi tiêu đầu người hộ gia đình từ cả hai chương trình bằng cách so sánh các khu vực dự án với đối chứng. Tuy nhiên, các kết quả tính toán ngũ phân tổng quát cho thấy những đầu tư đường xá này trên thực tế đã làm lợi cho các nhóm ngũ phân thấp nhất trong phân bổ chi tiêu đầu người; trong một chương trình dạng này, mức lợi ích thu được của các hộ nghèo cao hơn đáng kể so với các hộ thuộc các nhóm ngũ phân cao hơn.

Thảo luận: các vấn đề về thu thập dữ liệu

Nhiều lần, các can thiệp quy mô lớn như làm đường hay các chương trình mạng lưới an sinh đối phó với khủng hoảng cũng tự làm nảy sinh ra những vấn đề về tác động đối với các hộ nghèo nhất, cho dù có tỉ lệ dân số địa phương tham gia chương trình cao hơn. Như đã thảo luận trong chương trước, ta có thể sử dụng một số phương pháp để khảo sát tác động phân bổ can thiệp chương trình. Thu thập dữ liệu chi tiết về các đặc điểm cộng đồng, hộ gia đình và cá nhân tại thời điểm điều tra là rất quan trọng để phân biệt chính xác lợi ích của các nhóm khác nhau từ chương trình.

Ví dụ như những khác biệt có thể có giữa các vùng trong khu vực đối tượng. Chương 5 đã trình bày vì sao ta cần tính đến những khác biệt trong đặc trưng của khu vực ở thời điểm trước chương trình trên địa bàn khu vực đối tượng cũng như giữa những khu vực mục tiêu và đối chứng, để tránh sai số trong hiệu quả chương trình. Tính không đồng nhất giữa các địa phương đích trong chương trình quy mô lớn thường xảy ra trên thực tế, còn các khu vực có điều kiện hơn (như những nơi có nguồn tài nguyên nhiều hơn, thị trường tốt hơn và nhiều cơ sở khác) thường hưởng lợi nhiều hơn từ chương trình. Do đó, các cấp hoạch định chính sách và nghiên cứu cần thu thập thông tin và dữ liệu chi tiết về các đặc điểm địa lý và ở cấp cộng đồng trước can thiệp chương trình, như bản đồ về mức độ nghèo trong trường hợp chương trình giảm nghèo (xem Lanjouw

2003) để góp phần cải thiện cả công tác xét chọn đối tượng và cho phép hiệu rõ hơn hiệu quả chương trình sau này. Những phương pháp mới cũng đang được đề xuất nhờ có công nghệ của hệ thống định vị toàn cầu (GPS) cho phép thu thập dữ liệu chính xác về kinh độ và vĩ độ của vị trí hộ gia đình. Khi được thu thập trong điều tra, dữ liệu GPS của hộ gia đình có thể giúp xác định khác biệt chi tiết của khu vực và địa phương trong tác động chương trình bằng cách khai thác những khác biệt của hộ gia đình trong các biến ngoại sinh, như mức tiếp cận tài nguyên thiên nhiên và các địa phương hành chính, cơ quan, hạ tầng hiện có.

Một vấn đề khác nữa là có thể tính toán tác động chương trình như một biến nhị phân hay không, như đã trình bày trong chương 3 và 6. Cần ghi chép một số khía cạnh về mức tham gia trong quá trình điều tra ngay cả đối với các đối tượng can thiệp. Chẳng hạn, trong các mạng lưới cho vay, thành phần nhóm của các mạng lưới (theo giới tính, phân bố giàu nghèo, địa vị xã hội) là yếu tố quan trọng để hiểu được các cơ chế thụ hưởng của đối tượng tham gia từ chương trình. Những vấn đề lựa chọn liên quan cũng nảy sinh ở đây và đối với những biến bổ sung xác định đặc trưng về tham gia chương trình mà cần phải khảo sát những nguồn thông tin thêm về xác định đối tượng (như các biến công cụ).

Chú thích

1. Xem những tài liệu như Essama-Nssah (1997) về nghiên cứu ở Madagatxca trong đó khảo sát khác biệt nông thôn-thành thị trong những kết quả này từ 1962 đến 1980 và Ravallion và Chen (2007), trong đó khảo sát các xu hướng giữa các tỉnh nông thôn và thành thị ở Trung Quốc từ 1980 đến 2001.
2. Cụ thể, đối với từng giá trị tuyến huyện X_k , hồi quy gia quyền địa phương cho giá trị phù hợp của Y bằng cách chạy hồi quy đối với khu vực xung quanh X_k , tăng quyền số cho các điểm gần X_k . Quy mô của khu vực lân cận được gọi là *băng thông*, biểu diễn sự bù trừ giữa độ mịn và độ chính xác của số liệu. Trong Stata, lệnh *lowess* sẽ tạo ra những đường cong hồi quy gia quyền địa phương này dựa trên dữ liệu cơ bản.
3. Xem thêm chi tiết về dữ liệu trong Khandker, Bakht và Koolwal (2009).
4. Nhóm ngưỡng phân τ trong phân bố $F_t(Y)$, $t = \{T, C\}$ được xác định là $Y'(\tau) = \inf [Y: F_t(Y) \geq \tau]$, do đó hiệu quả can thiệp của nhóm ngưỡng phân τ chính là chênh lệch giữa nhóm ngưỡng phân τ của hai phân bố ngoại biên.
5. Athey và Imbens (2006) tiếp tục thảo luận chi tiết về các giả định cơ sở về QDD.
6. Cụ thể, λ_τ^1 chỉ λ_1 đối với nhóm bách phân τ , và λ_τ^2 chỉ λ_2 đối với nhóm bách phân τ . Xem thảo luận chi tiết trong Khandker, Bakht và Koolwal (2009).

Tài liệu tham khảo

- Abrevaya, Jason và Christian M. Dahl. 2008. "The Effects of Birth Inputs on Birthweight: Evidence from Quantile Estimation on Panel Data." *Journal of Business and Economic Statistics* 26 (4): 379–97.
- Araujo, M. Caridad, Francisco H. G. Ferreira, Peter Lanjouw và Berk Özler. 2008. "Local Inequality and Project Choice: Theory and Evidence from Ecuador." *Journal of Public Economics* 92 (5–6): 1022–46.

- Athey, Susan và Guido Imbens. 2006. "Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models." *Econometrica* 74 (2): 431–97.
- Bitler, Marianne P., Jonah B. Gelbach và Hilary W. Hoynes. 2008. "Distributional Impacts of the Self-Sufficiency Project." *Journal of Public Economics* 92 (3–4): 748–65.
- Bourguignon, François và Luiz A. Pereira da Silva, ấn bản 2003. *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution: Evaluation Techniques and Tools*. Washington, DC: Ngân hàng Thế giới và Nhà in Đại học Oxford.
- Buchinsky, Moshe. 1998. "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guide for Empirical Research." *Journal of Human Resources* 33 (1): 88–126.
- Chamberlain, Gary. 1982. "Multivariate Regression Models for Panel Data." *Journal of Econometrics* 18 (1): 5–46.
- . 1984. "Panel Data." In *Handbook of Econometrics, Tập 2*, ấn bản Zvi Griliches và Michael D. Intriligator, 1247–318. Amsterdam: North-Holland.
- Emran, M. Shahe, Virginia Robano và Stephen C. Smith. 2009. "Assessing the Frontiers of Ultra-Poverty Reduction: Evidence from CFPR/TUP, an Innovative Program in Bangladesh." Tài liệu công vụ, Đại học George Washington, Washington, DC.
- Essama-Nssah, Boniface. 1997. "Impact of Growth and Distribution on Poverty in Madagascar." *Review of Income and Wealth* 43 (2): 239–52.
- Galasso, Emanuela và Nithin Umaphathi. 2009. "Improving Nutritional Status through Behavioral Change: Lessons from Madagascar." *Journal of Development Effectiveness* 1 (1): 60–85.
- Gugerty, Mary Kay và Michael Kremer. 2008. "Outside Funding and the Dynamics of Participation in Community Associations." *American Journal of Political Science* 52 (3): 585–602.
- Heckman, James J., Jeffrey Smith và Nancy Clements. 1997. "Making the Most out of Programme Evaluations and Social Experiments: Accounting for Heterogeneity in Programme Impacts." *Review of Economic Studies* 64 (4): 487–535.
- Hirano, Keisuke, Guido W. Imbens và Geert Ridder. 2003. "Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score." *Econometrica* 71 (4): 1161–89.
- Jacoby, Hanan. 2002. "Is There an Intrahousehold 'Flypaper Effect?' Evidence from a School Feeding Programme." *Economic Journal* 112 (476): 196–221.
- Jalan, Jyotsna và Martin Ravallion. 2003. "Estimating the Benefit Incidence for an Antipoverty Program by Propensity-Score Matching." *Journal of Business and Economic Statistics* 21 (1): 19–30.
- Khandker, Shahidur R., Zaid Bakht và Gayatri B. Koolwal. 2009. "The Poverty Impact of Rural Roads: Evidence from Bangladesh." *Economic Development and Cultural Change* 57 (4): 685–722.
- King, Elizabeth M. và Jere R. Behrman. 2009. "Timing and Duration of Exposure in Evaluations of Social Programs." *World Bank Research Observer* 24 (1): 55–82.
- Koenker, Roger và Gilbert Bassett. 1978. "Regression Quantiles." *Econometrica* 46 (1) 33–50.
- Lanjouw, Peter. 2003. "Estimating Geographically Disaggregated Welfare Levels and Changes." In *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution: Evaluation Techniques and Tools*, ấn bản François Bourguignon và Luiz A. Pereira da Silva, 85–102. Washington, DC: Ngân hàng Thế giới và Nhà in Đại học Oxford.
- Mansuri, Ghazala và Vijayendra Rao. 2004. "Community-Based and -Driven Development: A Critical Review." *World Bank Research Observer* 19 (1): 1–39.
- Platteau, Jean-Philippe. 2004. "Monitoring Elite Capture in Community-Driven Development." *Development and Change* 35 (2): 223–46.
- Ravallion, Martin và Shaohua Chen. 2007. "China's (Uneven) Progress against Poverty." *Journal of Development Economics* 82 (1): 1–42.
- van de Walle, Dominique. 2009. "Impact Evaluation of Rural Road Projects." *Journal of Development Effectiveness* 1 (1): 15–36.

9. Sử dụng Mô hình Kinh tế trong đánh giá chính sách

Tóm tắt

Các mô hình kinh tế giúp tìm hiểu những sự tương tác có thể có, cũng như sự phụ thuộc lẫn nhau của một chương trình với các chính sách hiện hành và hành vi của cá nhân. Khác với những tính toán dạng giản lược chỉ tập trung vào một chiều, mối quan hệ trực tiếp giữa can thiệp chương trình và các kết quả cuối cùng trên nhóm dân cư mục tiêu, các phương pháp tính toán có cấu trúc xác định cụ thể sự tương quan giữa các biến nội sinh (như thu nhập hộ gia đình) và các biến hay nhân tố ngoại sinh. Các phương pháp có cấu trúc giúp xây dựng cơ chế diễn giải tác động của chính sách từ các hồi quy, nhất là khi có nhiều yếu tố tham gia.

Các đánh giá tiên nghiệm, như đã thảo luận trong chương 2, cũng xây dựng những mô hình kinh tế để dự báo tác động của chương trình trong số các yếu tố khác. Những đánh giá này còn giúp giảm chi phí bằng cách tập trung sự chú ý của các cấp hoạch định chính sách vào những khu vực có khả năng tác động lớn hơn. Các đánh giá cũng tạo cơ chế để tìm hiểu xem chương trình hay chính sách vận hành như thế nào trong một môi trường kinh tế khác nếu một số tham số (như tỉ lệ lợi suất trên vốn hay các mức giá) thay đổi.

Chương này sẽ trình bày các nghiên cứu điểm về những phương thức lập mô hình khác nhau để dự báo các hiệu quả chương trình cũng như so sánh những dự báo này với dữ liệu về kết quả sau triển khai chương trình.

Mục tiêu bài học

Sau khi hoàn thành chương này, độc giả sẽ có thể thảo luận về:

- Sự khác biệt giữa các phương pháp tính toán dạng giản lược và cấu trúc
- Những mô hình khác nhau trong đánh giá chương trình tiên nghiệm và những phương pháp dựa trên kinh nghiệm để so sánh những dự báo tiên nghiệm này với các kết quả chương trình hồi cứu.

Đặt vấn đề

Cho tới nay, các phần trình bày trong cẩm nang này đã tập trung vào đánh giá chương trình hồi cứu dựa trên dữ liệu. Tuy nhiên, các chương trình thường được triển khai trong khi có một số thay đổi về chính sách có tác động đến cách thức phản ứng của đối tượng. Xây dựng mô hình khái niệm về môi trường kinh tế và lựa chọn của quần thể dân cư cần quan tâm sẽ giúp ta hiểu được những quan hệ tương tác có thể có, cũng như sự phụ thuộc lẫn nhau của chương trình với các yếu tố khác. Ở cấp vĩ mô, những yếu tố này bao gồm những thay đổi kinh tế hay chính sách xã hội khác (xem Essama-Nssah 2005), và cấp độ hộ gia đình hay cá nhân, những yếu tố này còn bao gồm những ưu tiên hay yếu tố hành vi khác.

Đầu tiên chương này sẽ trình bày so sánh các phương pháp cấu trúc với phương pháp dựa trên kinh nghiệm dạng giản lược trong đánh giá tác động nhân quả của chính sách. Sau đó chương sẽ trình bày về các mô hình kinh tế trong bối cảnh vĩ mô, cũng như những mô hình tập trung hơn trong đó hộ gia đình được tiếp nhận can thiệp bằng một chính sách để khảo sát tác động của thay đổi chính sách trong một môi trường kinh tế nhất định. Do việc xây dựng các mô hình kinh tế phụ thuộc vào hoàn cảnh nên trọng tâm sẽ là các nghiên cứu điểm về những cơ chế xây dựng mô hình khác nhau đã được áp dụng vào nhiều chương trình. Khi được hình thành trước khi chương trình được triển khai, các mô hình kinh tế giúp định hướng và hoàn thiện thiết kế chương trình cũng như hướng sự chú ý của các cấp hoạch định chính sách vào những tác động bổ sung, có lẽ là không mong muốn của can thiệp.

So sánh Phương pháp cấu trúc với phương pháp giản lược

Những tài liệu về tác động can thiệp trình bày trong sách này tập trung vào mối quan hệ đơn nhất, trực tiếp giữa can thiệp chương trình và các kết quả cuối cùng trên nhóm quần thể mục tiêu. Sai số lựa chọn và vấn đề phản thực không được quan sát là những vấn đề chính về xác định đối tượng để cập đến thông qua những con đường khác nhau, cả thực nghiệm và phi thực nghiệm. Tác động một chiều này là ví dụ về phương pháp tính toán dạng giản lược. Chẳng hạn, phương pháp dạng giản lược xác định thu nhập của hộ gia đình hay cá nhân Y_i là một hàm số của chương trình T_i và các biến ngoại sinh khác X_i :

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (9.1)$$

Trong phương trình 9.1, chương trình và các biến khác X_i được giả định là ngoại sinh. *Phương pháp hiệu quả can thiệp* là một trường hợp đặc biệt của phương pháp tính toán dạng giản lược, trong bối cảnh mà T_i tương ứng với một tiểu hệ dân cư còn Y_i và X_i cũng được quan sát cho các nhóm đối chiếu riêng (xem Heckman và Vytlacil 2005). Mối quan hệ chính cần quan tâm là giữa can thiệp chính sách và kết quả, cũng như trong xác lập tính hợp lý nội tại của hiệu quả chương trình (xem chương 3).

Tuy nhiên, trong một số trường hợp, ta có thể quan tâm đến việc xây dựng mô hình trên những yếu tố khác có ảnh hưởng đến chính sách và Y_i trong một cơ chế tổng hợp hơn. Các mô hình cấu trúc giúp tạo ra một giản đồ để diễn giải các tác động chính sách từ hồi quy, đặc biệt là khi có nhiều yếu tố tham gia. Những mô hình này xác định mối quan hệ qua lại giữa các biến nội sinh (như các kết quả Y) và các biến yếu tố ngoại sinh.

Một ví dụ về mô hình cấu trúc là cơ chế phương trình song song sau (xem Wooldridge 2001):

$$Y_{1i} = \alpha_1 + \delta_1 Y_{2i} + \rho_1 Z_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad (9.2a)$$

$$Y_{2i} = \alpha_2 + \delta_2 Y_{1i} + \rho_2 Z_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (9.2b)$$

Các phương trình 9.2a và 9.2b là các phương trình cấu trúc có biến nội sinh Y_{1i} , Y_{2i} . Trong phương trình 9.2a và 9.2b, Y_{2i} và Z_{1i} là các vectơ dao động biến ngoại sinh, chẳng hạn như các đặc điểm của hộ gia đình và cá nhân, với $E[Z' \varepsilon] = 0$. Bản thân chính sách Ti cũng có thể là ngoại sinh và do vậy sẽ bao gồm một trong những vectơ Z_{ki} , $k = 1, 2$. Áp đặt hạn chế ngoại lệ như loại trừ một số biến ra khỏi mỗi phương trình, sẽ cho phép ta tính toán α_k , δ_k , ρ_k trong mô hình. Chẳng hạn, ta có thể đưa một biến ngoại sinh vào Z_{1i} (như chính sách T_i nếu cho rằng tham số này là ngoại sinh) không có trong Z_{2i} và một biến ngoại sinh vào Z_{2i} không có trong Z_{1i} .

Chú ý rằng ta có thể giải phương trình cấu trúc 9.2a và 2b để hình thành một phương trình dạng giản lược. Chẳng hạn, nếu phương trình 9.2b được sắp xếp lại để Z_{1i} nằm ở vế trái còn Y_{2i} nằm ở vế phải thì có thể phân biệt phương trình 9.2a và 9.2b để có thể viết Y_{2i} thành một hàm số của các biến ngoại sinh Z_{1i} và Z_{2i} :

$$Y_{2i} = \pi_0 + \pi_1 Z_{1i} + \pi_2 Z_{2i} + v_{2i}. \quad (9.3)$$

Trong phương trình 9.3, π_0 , π_1 , và π_2 là các hàm số của các tham số cấu trúc α_k , δ_k , ρ_k trong các phương trình 9.2a và 9.2b, còn v_{2i} là sai số ngẫu nhiên và là hàm số của ε_{1i} , ε_{2i} và δ_k . Sự khác biệt chính giữa các phương pháp cấu trúc và giản lược là nếu ta khởi đầu bằng một mô hình giản lược như trong phương trình 9.3 thì sẽ bỏ qua những mối liên hệ quan trọng giữa Y_{1i} và Y_{2i} đã trình bày trong các phương trình cấu trúc.

Mô hình của Heckman (1974) về chọn mẫu cung cấp một ví dụ đáng quan tâm về tình huống này. Dưới dạng cơ bản của mô hình này (xem Heckman 2001), có 3 hàm số kết quả có thể có là Y_0 , Y_1 , và Y_2 :

$$Y_0 = g_0(X) + U_0 \quad (9.4b)$$

$$Y_0 = g_0(X) + U_0 \quad (9.4b)$$

$$Y_1 = g_1(X) + U_1 \quad (9.4c)$$

Trong những phương trình này, Y_0 , Y_1 , và Y_2 được coi là những biến tiềm ẩn có thể không được quan sát đầy đủ (ta có thể quan sát các biến này trực tiếp hay quan sát các lựa chọn dựa trên những biến này). Các kết quả ngược lại là một hàm số của các đặc điểm có quan sát (X) và không quan sát (U), trong đó về sau giải thích vì sao các cá nhân tương đồng trong quan sát lại đưa ra những lựa chọn và quyết định khác nhau.

Trong trường hợp mô hình cung ứng lao động, $Y_0 = \ln R$ được ký hiệu là lôga mức lương sinh tồn của cá nhân, còn $Y_1 = \ln W$ là lôga mức lương thị trường. Cá nhân nhận làm việc nếu mức lương thị trường ít nhất bằng với mức lương sinh tồn, $Y_1 \geq Y_0$. Nếu Y_2 biểu diễn số giờ làm việc và nếu những ưu tiên của cùng một cá nhân này (và theo đó là các tham số) định hướng cho Y_2 và Y_0 , thì Y sẽ được viết dưới dạng:

$$Y_2 = \frac{\ln W - \ln R}{\gamma}, \gamma > 0. \quad (9.5)$$

Do vậy, số giờ làm việc quan sát được H sẽ có giá trị $(\ln W - \ln R) / \gamma$ nếu $\ln W \geq \ln R$, nếu không sẽ bị bỏ qua. Khi đó các mức lương chỉ được quan sát nếu cá nhân có làm việc – có nghĩa là $\ln W \geq \ln R$. Công thức này là một cách biểu diễn đơn giản mô hình chọn mẫu của Heckman, trong đó việc chọn mẫu lựa chọn các kết quả có thể có dẫn tới sai số lựa chọn.

Dựa trên kinh nghiệm, ta có thể tính toán mô hình này (Heckman 1979) như sau:

$$Y_1^* = \beta X + \varepsilon_1 \quad (9.6a)$$

$$Y_2^* = \gamma Z + \varepsilon_2. \quad (9.6b)$$

Trong đó, X và Z là vectơ của các biến đồng thời có thể gồm các biến chung, còn sai số ε_1 và ε_2 là các biến kép chung phân bố bình thường với trung vị 0 và dao động Σ . Biến tiềm ẩn Y_1^* cần quan tâm nhưng Y_1 là tham số quan sát được (tác là không bị bỏ qua) chỉ khi $Y_2^* > 0$. Đặc trưng toán kinh tế của mô hình này trong quy trình hai giai đoạn là phổ biến và có thể thực hiện trực tiếp trong điều kiện biến phụ thuộc hạn chế (ví dụ xem Maddala 1986).

Tuy vậy, tính toán các tham số cấu trúc trong các hoàn cảnh khác có thể không trực tiếp. Ta có thể quan tâm đến những mối liên hệ phức tạp hơn giữa các biến nội sinh khác $Y_{3i}, Y_{4i}, \dots, Y_{Ki}$ và các biến ngoại sinh $Z_{3i}, Z_{4i}, \dots, Z_{Ki}$. Để bổ sung các phương trình cấu trúc của các mối liên hệ này đòi hỏi phải tăng cường hạn chế loại trừ cũng như có các giả định phân bố để xác định được các tham số cấu trúc.

Sau cùng, ta có thể chọn cách bỏ qua các tham số ước tính từ mô hình kinh tế để ưu tiên mô hình hiệu quả can thiệp nếu chỉ quan tâm đến việc xác định mối liên hệ trực tiếp đơn thuần giữa chính sách T và các kết quả liên quan Y trong một nhóm dân cư mục tiêu, tách biệt với các yếu tố khác. Tuy vậy, một ưu điểm trong xây dựng mô hình kinh tế là những mô hình này cho biết một chính sách nhất định sẽ vận hành ra

sao trong môi trường kinh tế khác với bối cảnh hiện hành – hoặc thậm chí trước khi chính sách được triển khai (Heckman 2001). Đánh giá chương trình tiên nghiệm, như đã trình bày trong chương 2 và chi tiết hơn trong chương này, cung cấp bao gồm việc xây dựng mô hình kinh tế để dự báo tác động chương trình. Lưu ý rằng các đánh giá tiên nghiệm không cần thiết phải có cấu trúc.

Xây dựng mô hình Hiệu quả chính sách

Do tác động của chính sách phụ thuộc nhiều vào hoàn cảnh nên không thể áp dụng phương pháp đơn nhất trong xây dựng mô hình hiệu quả chính sách trong một cơ cấu kinh tế. Tuy nhiên, chương trình sẽ trình bày một số thông tin cơ bản giúp giải thích cách thức xây dựng những mô hình này và so sánh với dữ liệu thực tế. Tuy có một số phương pháp xây dựng mô hình khác nhau nhưng trọng tâm ở đây sẽ là những mô hình khảo sát tác động về giá có thể có từ các chính sách và những biến động trong vấn đề tối đa hóa lợi ích cho hộ gia đình.

Phần này sẽ phỏng theo nghiên cứu của Bourguignon và Ferreira (2003) trong đó cung cấp phương pháp chi tiết, từng bước về xây dựng mô hình lựa chọn cung ứng lao động hộ gia đình trong bối cảnh có những thay đổi về thuế. Nói chung, ưu tiên của hộ gia đình (hay cá nhân) được biểu diễn dưới dạng một hàm lợi ích U , thường phụ thuộc vào các lựa chọn về tiêu dùng (c) và cung ứng lao động (L): $U = U(c, L)$. Vấn đề của hộ gia đình hay cá nhân là tối đa hóa lợi ích trong khuôn khổ ngân sách hạn chế: $pc \leq y + wL + \tau$. Có nghĩa là, hạn chế ngân sách đòi hỏi mức chi tiêu pc (trong đó p là giá cả tiêu dùng thị trường) không được vượt quá thu nhập phi lao động (y), các thu nhập khác từ việc làm (wL , trong đó w là tỉ lệ mức lương thị trường trên lao động), và chuyển khoản để xuất τ từ can thiệp chương trình.¹ Giải pháp cho vấn đề tối đa hóa này là các lựa chọn tối ưu c^* và L^* (có nghĩa là mức tiêu dùng và cung ứng lao động tối ưu). Những lựa chọn này về phần mình lại là một hàm số của chương trình τ cũng như các biến ngoại sinh w , y , và p .

Tính toán mô hình và những thay đổi phái sinh trong c và L từ chương trình đòi hỏi phải có dữ liệu về c , L , w , y , p , và τ giữa các hộ gia đình i . Có nghĩa là từ mô hình trên, ta có thể xác định mô hình toán kinh tế cho L , chẳng hạn giữa các hộ gia đình i , dưới dạng hàm số của mức giá và can thiệp chương trình:

$$L_i = f(w_i, y_i, p_i; \tau). \quad (9.7)$$

Trong phương pháp mô hình hóa, ta cũng có thể cho tham số tiến ích U phụ thuộc vào các đặc trưng kinh tế, xã hội hộ gia đình ngoại sinh X cũng như $U = U(c, L; X)$ để các lựa chọn tối ưu về cung ứng lao động và tiêu dùng trong mô hình toán kinh tế cũng là một hàm số của X . Tính toán phương trình 9.4 không nhất thiết phải trực tiếp, tùy thuộc vào dạng hàm số của U . Tuy nhiên, các giả định về phương pháp chọn đối tượng chương trình cũng quyết định phương trình được xây dựng như thế nào, như sẽ trình bày trong các nghiên cứu điểm ở chương này.

Đánh giá Tác động chính sách trong cơ chế kinh tế vĩ mô

Xây dựng mô hình tác động chính sách kinh tế vĩ mô như thuế, tự do hóa thương mại hay các quy định tài chính có thể rất phức tạp vì những chính sách này thường được ban hành đồng thời và có những tác động khác nhau đối với hành vi của hộ gia đình. Những đột biến kinh tế như tăng giá tiêu dùng hay hạn chế thanh khoản bắt nguồn từ cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu gần đây cũng góp phần ảnh hưởng đến việc triển khai các chính sách này và các kết quả ở hộ gia đình; tác động phân bổ của những biến cố này cũng phụ thuộc vào mức độ mô hình hóa yếu tố không đồng nhất giữa các tác nhân kinh tế (Essama-Nssah 2005).

Một số nghiên cứu (như Chen và Ravallion 2004; Dixit 1990; Lokshin và Ravallion 2004) đã xây dựng những mô hình cân bằng chung để khảo sát tác động của các thay đổi chính sách kinh tế vĩ mô và các biến động đối với hành vi của các tác nhân kinh tế (hộ gia đình và doanh nghiệp) trong các ngành kinh tế.

Bourguignon, Bussolo và Pereira da Silva (2008), cũng như Essama-Nssah (2005), đã cung cấp một luận điểm hữu ích về các mô hình kinh tế vĩ mô. Một lần nữa, trọng tâm ở đây lại là tác động giá của chính sách đối với mức lợi ích của hộ gia đình và lợi nhuận của doanh nghiệp. Khung 9.1 trình bày một nghiên cứu liên quan của Chen và Ravallion (2004), trong đó sử dụng phân tích cân bằng chung để mô hình hóa tác động giảm nghèo hộ gia đình của cải cách thương mại ở Trung Quốc.

KHUNG 9.1 Nghiên cứu điểm: Tác động của đói nghèo đối với cải cách thương mại ở Trung Quốc

Chen và Ravallion (2004) khảo sát việc Trung Quốc gia nhập Tổ chức Thương mại Quốc tế năm 2001 và việc giảm nhẹ các hạn chế về thương mại sau đó (như hạ thấp thuế nhập khẩu và trợ cấp xuất khẩu) đối với phúc lợi của hộ gia đình. Cụ thể, các nhà nghiên cứu đã xây dựng mô hình về tác động của mức lương và giá cả của hộ gia đình sau đó ứng dụng mô hình vào dữ liệu từ các điều tra hộ gia đình ở nông thôn và thành thị Trung Quốc để tính toán tác động về phúc lợi.

Mô hình

Trong mô hình này, lợi ích hộ gia đình hay các ưu tiên U là hàm số của tiêu dùng q^d (một vectơ của hàng hóa $j = 1, \dots, m$ được hộ gia đình tiêu dùng) và mức cung ứng lao động L (bao gồm công việc bên ngoài và việc làm từ các hoạt động sản xuất của riêng hộ gia đình). Hộ gia đình chọn q^d và L dựa trên ngân sách hay hạn chế ngân sách hiện có, làm một hàm số của giá cả hàng tiêu dùng p^d , mức lương thị trường đối với lao động w , và lợi nhuận từ hoạt động kinh doanh riêng của hộ gia đình π , tương đương với doanh thu trừ chi phí. Cụ thể, $\pi = p^s q^s - p^d z - wL^d$, trong đó p^s là vectơ j của giá cung ứng từng loại hàng hóa, q^s là vectơ của số lượng cung ứng, w là vectơ của tỉ suất lương, L^d là vectơ của đầu vào lao động trong hoạt động tự sản xuất hàng hóa j trong hộ gia đình, còn z là vectơ của các hàng hóa đầu vào được sử dụng trong sản xuất các đầu ra của hộ gia đình. Không định suất ở cấp độ hộ gia đình.

KHUNG 9.1 Nghiên cứu điểm: Tác động của đói nghèo đối với cải cách thương mại ở Trung Quốc (tiếp theo)

Theo cách ký hiệu của Chen và Ravallion's (2004), quá trình ra quyết định của hộ gia đình được viết thành $\max_{(q^d, L)} U(q^d, L)$, phụ thuộc vào hạn chế $p^d q^d = wL + \pi$. Hạn chế này phản ánh mức tiêu dùng $\{q^d\}$ ứng với tổng thu nhập của hộ gia đình.

Lợi nhuận của hộ gia đình π được tính toán từ phương trình tối đa hóa $\max_{(z, L^0)} [p^s q^s - p^d z - wL^0]$ phụ thuộc vào các hạn chế $q_j^s \leq f_j(z_j, L_j^0)$, $j = 1, \dots, m$; $\sum_j z_j \leq z$; $\sum_j L_j^0 \leq L^0$. Các hạn chế này phản ánh số lượng cung ứng của hàng hóa j thấp hơn hay bằng sản lượng hàng hóa j ; tổng số đầu vào z và lao động trong hộ gia đình L^0 được sử dụng trong sản xuất hàng hóa j không lớn hơn tổng số đầu vào tương ứng của hộ gia đình.

Sau đó, Chen và Ravallion (2004) giải quyết hai bài toán về tối đa hóa trên để xây dựng phương trình tín toán tác động của thay đổi giá đối với cải cách thương mại theo giá trị tiền tệ của thay đổi trong lợi ích hộ gia đình i :

$$\frac{dU}{v_\pi} = \sum_{j=1}^m \left[p_j^s q_j^s \frac{dp_j^s}{p_j^s} - p_j^d (q_j^d + z_j) \frac{dp_j^d}{p_j^d} \right] + \sum_{k=1}^n \left[w_k \frac{L_k^s}{w_k} \frac{dw_k}{w_k} \right].$$

Ở đây, v_π là lợi ích cận biên của thu nhập hộ gia đình i , còn $L_k^s = L_k - L_k^0$ là mức cung lao động k ngoài hộ gia đình trong hoạt động k . Để cho đơn giản, hệ số i được loại trừ khỏi các tham số.

Tính toán

Để tính toán dựa trên kinh nghiệm tác động đối với hộ gia đình trên cơ sở mô hình trên, Chen và Ravallion (2004) sử dụng dữ liệu từ các Điều tra Hộ gia đình Nông thôn và Điều tra Hộ gia đình Thành thị Trung Quốc năm 1999 (giả định rằng việc nổi lũng chính sách thương mại sẽ bắt đầu từ giai đoạn gần thời điểm Trung Quốc gia nhập năm 2001) cũng như những tính toán trong nghiên cứu của lanchovichina và Martin (2004) về biến động giá trong thời kỳ 1995-2001 và 2001-07. Cuối cùng, dựa trên một mẫu gồm 85.000 hộ gia đình từ cả hai cuộc điều tra, Chen và Ravallion chỉ phát hiện thấy những tác động nhỏ đối với phạm vi ảnh hưởng về giảm nghèo, bất bình đẳng và thu nhập của hộ gia đình của việc nổi lũng các hạn chế thương mại. Tuy nhiên, các hộ gia đình ở khu vực thành thị có phản ứng tích cực hơn trong môi trường mới so với khu vực nông thôn. Chen và Ravallion cũng trình bày trong phân tích của mình giá trị tiềm tàng của một mô hình động trong hoàn cảnh này ngoài mô hình tĩnh được sử dụng trong nghiên cứu.

Mô hình hóa Hành vi của hộ gia đình trong trường hợp can thiệp đơn: Nghiên cứu điểm về các chương trình trợ cấp trường học

Như đã trình bày trong chương 2, các đánh giá tiên nghiệm xây dựng mô hình kinh tế để dự báo tác động chương trình trước khi triển khai thực tế có nhiều tác dụng trong định hướng thiết kế chương trình cũng như các đánh giá hồi cứu sau đó. Các đánh giá này giúp giảm chi phí bằng cách tập trung sự chú ý của các cấp hoạch định chính sách vào những lĩnh vực có khả năng tác động cao hơn, cũng như tạo cơ chế để tìm hiểu cách thức vận hành của chương trình hay chính sách trong một môi trường kinh tế khác nếu một số tham số (như tỉ lệ lợi suất trên vốn hay các mức giá khác) thay đổi.

Các mô phỏng phản thực là một phần quan trọng trong đánh giá tiên nghiệm. Có nghĩa là người nghiên cứu phải xây dựng một mẫu phản thực đại diện cho những kết quả và các đặc trưng khác của nhóm đối chứng nếu được tiếp nhận chính sách phản thực. Để xây dựng được mẫu này đòi hỏi phải có mô hình diễn tả phản ứng của nhóm này đối với chính sách.

Ví dụ như nghiên cứu của Todd và Wolpin (2006a, 2006b), như đã trình bày trong chương 2, trong đó khảo sát tác động đối với tỉ lệ đi học của trẻ em của các hoạt động trợ cấp trường học trong chương trình PROGRESA (Programa de Educación, Salud y Alimentación, hay Chương trình Giáo dục, Y tế, Dinh dưỡng) ở Mêhicô (nay gọi là chương trình Oportunidades). Trong quá trình xây dựng các mô hình cấu trúc làm cơ sở dự báo tiên nghiệm, Todd và Wolpin (2006b) đã xây dựng và tính toán mô hình hành vi động về chỉ số học hành và mức sinh được sử dụng để dự báo hiệu quả của chương trình Oportunidades đối với những kết quả này, sau đó các nhà nghiên cứu so sánh những kết quả này với tác động hồi cứu thực tế của chương trình. Mô hình này được trình bày chi tiết trong khung 9.2. Todd và Wolpin (2006a) xây dựng một mô hình hộ gia đình đơn giản hơn cũng với chủ đề này, như thảo luận trong khung 9.3.

KHUNG 9.2 **Nghiên cứu điểm: Tác động của chính sách trợ cấp trường học đối với tỉ lệ đi học của trẻ em trong chương trình PROGRESA (Oportunidades) ở Mêhicô: So sánh dự báo tiên nghiệm và tính toán hồi cứu – Phần 1**

Trong mô hình khảo sát tác động của trợ cấp trường học theo chương trình Oportunidades đối với tỉ lệ đi học của học sinh, Todd và Wolpin (2006b) mô hình hóa quá trình ra quyết định của hộ gia đình trong đó phụ huynh ra các quyết định liên tiếp trong một thời kỳ không xác định về cách thức con cái họ (6–15 tuổi) phân bổ thời gian giữa đi học và đi làm, cũng như tỉ lệ sinh đẻ của cha mẹ. Mức lương của người trưởng thành và trẻ em được coi là yếu tố ngoại sinh với giả định quan trọng trong mô hình này là mức lương của trẻ phụ thuộc vào khoảng cách đến thành phố lớn gần nhất. Phụ huynh hưởng lợi ích từ con cái mình, trong đó có cả học hành và vui chơi, nhưng mức tiêu dùng của hộ gia đình (cũng là yếu tố làm tăng lợi ích) tăng theo thu nhập của trẻ. Những đặc điểm không quan sát có ảnh hưởng đến các ưu tiên, cũng như thu nhập của người trưởng thành và trẻ em trong các hộ gia đình; những tham số này cũng chịu ảnh hưởng của các biến động biến thiên theo thời gian.

Sau đó mô hình tính toán các đặc điểm ban đầu của nhóm đối chứng, cũng như mô phỏng triển khai trợ cấp. Tỉ lệ đi học dự báo của trẻ tính toán được ở nhóm đối chứng sau đó được so sánh với tỉ lệ đi học của đối tượng tham gia hồi cứu trong thực nghiệm ngẫu nhiên. Trong nghiên cứu này, Todd và Wolpin (2006b) phát hiện thấy mô hình sẽ dự báo tốt hơn tỉ lệ đi học liên quan của trẻ em gái hơn là trẻ em trai. Các nhà nghiên cứu cũng tiến hành thực nghiệm phản thực về các dạng trợ cấp thay thế và phát hiện thấy một lịch biểu trợ cấp khác, với mức chi phí tương tự, cho tỉ lệ đi học dự báo cao hơn lịch biểu hiện hành.

KHUNG 9.3 Nghiên cứu điểm: Tác động của chính sách trợ cấp trường học đối với tỉ lệ đi học của trẻ em trong chương trình PROGRESA (Oportunidades) ở Mêhicô: So sánh dự báo tiên nghiệm và tính toán hồi cứu – Phần 2

Đối với cùng bài toán đánh giá nêu trong khung 9.2, Todd và Wolpin (2006a) xác lập một mô hình hộ gia đình đơn giản hơn để khảo sát tác động của trợ cấp trường học đối với tỉ lệ đi học của trẻ.

Mô hình

Trong mô hình này, hộ gia đình ra quyết định một giai đoạn về việc sẽ cho con cái đi học hay đi làm. Theo cách ký hiệu của các nhà nghiên cứu, lợi ích hộ gia đình U là một hàm của tiêu dùng (c) và điều kiện trẻ có được đi học hay không (s). Nếu trẻ không được đi học thì sẽ được giả định là đi làm ở bên ngoài với mức lương w . Sau đó hộ gia đình sẽ giải quyết bài toán $\max_{\{s\}} U(c, s)$, với hạn chế ngân sách $c = y + w(1 - s)$, trong đó y là thu nhập của hộ gia đình. Quyết định đi học tối ưu s^* khi đó là một hàm số của thu nhập hộ gia đình và mức lương của trẻ, $s^* = \phi(y, w)$. Nếu trợ cấp v được đưa vào tính toán nếu hộ gia đình có cho con đi học, thì hạn chế ngân sách sẽ được biểu diễn thành $c = y + w(1 - s) + vs$, và có thể được viết lại thành $c = (y + v) + (w - v)(1 - s)$. Sau đó là xác định $y_n = (y + v)$ and $w_n = (w - v)$, quyết định đi học tối ưu trong kịch bản mới này là $s^{**} = \phi(y_n, w_n)$. Quyết định về học hành của gia đình có thu nhập y và mức lương dự tính của trẻ w , được nhận trợ cấp do đó sẽ bằng với lựa chọn về đi học của hộ gia đình có thu nhập y_n và mức lương dự kiến của trẻ là w_n .

Tính toán

Như vậy, với phương pháp dựa trên kinh nghiệm, hiệu quả của chương trình trợ cấp đối với tỉ lệ đi học sẽ được tính bằng cách đối chiếu trẻ em ở những gia đình có thu nhập và mức lương dự kiến của trẻ em (y_n, w_n) với những gia đình có hệ tham số tương ứng (y, w) trong vùng hỗ trợ chung (xem chương 4). Todd và Wolpin (2006a) tính toán các kết quả đối xứng theo phương pháp không tham số bằng phương trình hồi quy hạt nhân. Lưu ý rằng không cần xác định dạng hàm số U nào để tính toán tác động dự báo của chương trình. Như đã thảo luận trong khung 2.5 ở chương 2, Todd và Wolpin phát hiện thấy các tính toán dự báo ở trẻ 12-15 tuổi là tương tự với các tính toán thực nghiệm hồi cứu ở cùng độ tuổi. Đối với các độ tuổi khác, mô hình tính toán tỉ lệ đi học thấp hơn so với kết quả thực tế ở đối tượng tham gia.

Trong một đánh giá tiên nghiệm khác về chương trình trợ cấp trường học, Bourguignon, Ferreira và Leite (2003) sử dụng một mô hình lợi ích ngẫu nhiên gián lược để dự báo tác động của chương trình Bolsa Escola ở Brazil. Bolsa Escola được triển khai từ tháng 4/2001 để trợ cấp cho các gia đình có thu nhập dưới 30 \$, dựa trên một số điều kiện. Thứ nhất, mọi trẻ em 6-15 tuổi trong hộ gia đình phải được nhập học. Thứ hai, tỉ lệ đi học phải đạt ít nhất 85% ở một tháng bất kỳ. Khung 9.4 trình bày chi tiết về phương pháp tiên nghiệm này.

Kết luận

Chương này cung cấp thông tin tổng quát về các mô hình kinh tế cho biết cơ chế tác động của chương trình đối với lựa chọn và thu nhập của hộ gia đình. Bằng cách xây dựng mô hình kinh tế sẽ giúp giảm chi phí nhờ tập trung sự chú ý của các cấp hoạch định chính sách về những lĩnh vực có khả năng đạt được tác động cao hơn. Các mô hình kinh tế cũng cung cấp cơ chế tiên nghiệm để tìm hiểu cách thức vận hành của chương trình hay chính sách trong một môi trường kinh tế khác nếu một số tham số (như tỉ lệ lợi suất trên vốn hay các mức giá khác) thay đổi. Tuy nhiên, tính toán mô hình kinh tế không nhất thiết phải thực hiện trực tiếp; việc cân nhắc kỹ lưỡng các giả định và dạng hàm số phương trình trong mô hình sẽ ảnh hưởng đến phương pháp áp dụng.

KHUNG 9.4 Nghiên cứu điểm: Tác động của trợ cấp trường học đối với tỉ lệ đi học của học sinh trong chương trình Bolsa Escola ở Brazil

Trong đánh giá tiên nghiệm về chương trình Bolsa Escola, Bourguignon, Ferreira và Leite (2003) xem xét 3 kịch bản khác nhau về các quyết định đi học hay đi làm của trẻ.

Mô hình

Kịch bản một ($k = 1$) là trẻ đang có thu nhập từ thị trường lao động và không đi học; kịch bản hai ($k = 2$) là trẻ đang đi làm và đi học; và kịch bản ba ($k = 3$) là trẻ chỉ đi học. Theo ký hiệu riêng, lợi ích hộ gia đình của trẻ i được tính là $U_k^i = z_i \beta^k + \alpha^k (Y_i + y_i^k) + \epsilon_i^k$, $k = \{1, 2, 3\}$. Trong đó, z_i biểu diễn vectơ các đặc điểm của trẻ và hộ gia đình, Y_i là thu nhập của hộ gia đình trừ đi thu nhập của trẻ, y_i^k là thu nhập của trẻ (tùy thuộc vào kịch bản k), và ϵ_i^k là giới hạn ngẫu nhiên biểu diễn các ưu tiên đặc trưng.

Thu nhập của trẻ y_i^k được giản lược trong hàm lợi ích hộ gia đình bằng cách thay thế giá trị thực trong các kịch bản khác nhau. Với $k = 1$, y_i^k bằng w_i hay thu nhập quan sát được ở trẻ. Với $k = 2$, một phần M thời gian của trẻ được sử dụng vào làm việc, do đó y_i^k bằng với Mw_i . Cuối cùng, với $k = 3$, thu nhập thị trường của trẻ là 0 nhưng trẻ vẫn được giả định là có tham gia một số hoạt động sản xuất tại nhà, ký hiệu là Λw_i , trong đó Λ không được quan sát. Lợi ích hộ gia đình U do vậy được viết dưới dạng hàm số tương tự như lựa chọn hữu hạn mô hình cung ứng lao động, $U_k^i = z_i \beta^k + \alpha^k Y_i + \rho^k w_i + \epsilon_i^k$, where $\rho^1 = \alpha_1$, $\rho^2 = \alpha_2$, M , $\rho^3 = \alpha_3$, Λ

Tính toán

Sau đó, bằng phương pháp dựa trên kinh nghiệm, Bourguignon, Ferreira và Leite (2003) sử dụng công thức lợi ích này để xây dựng mô hình logit đa thức để tính toán tác động của chương trình trên biến lựa chọn đi học S_i . Cụ thể là, $S_i = 0$ nếu trẻ không đi học (làm việc toàn bộ thời gian ở nhà hay ngoài thị trường lao động), $S_i = 1$ nếu trẻ đi học và làm việc ngoài nhà, và $S_i = 2$ nếu trẻ chỉ đi học. Bằng dữ liệu điều tra hộ gia đình quốc gia năm 1999 về trẻ 10-15 tuổi và tính toán lại $\beta^k, \alpha^k, \epsilon_i^k$ về xác suất tham số thay thế k , $k = \{1, 2, 3\}$, Bourguignon, Ferreira và Leite mô phỏng hiệu quả của chương trình trợ cấp đối với quyết định về trẻ đi học hay đi làm bằng cách chọn hàm số có mức lợi ích cao nhất trong 3 kịch bản. Giá trị ước tính được M , tính được từ so sánh thu nhập ở trẻ đi làm và không đi học với trẻ đi học được xác định là khoảng 70%. Giá trị tính được Λ là 75%. Các nhà nghiên cứu cũng phát hiện thấy tỉ lệ trẻ cả đi học và đi làm có xu hướng tăng, cho thấy chương trình có ít tác động đối với việc chọn đi làm khi trẻ đã đi học. Bourguignon, Ferreira và Leite cũng phát hiện thấy mức giảm nghèo đáng kể ở trẻ 10-15 tuổi từ mô hình giả lập này.

Chú thích

1. Ở đây cũng vậy, mặc dù mô hình kinh tế phải càng đơn giản càng tốt và vẫn giữ lại được đầy đủ thông tin để mô tả những yếu tố liên quan có ảnh hưởng đến hành vi của hộ gia đình và cá nhân nhưng mô hình ở đây có dạng rất cơ bản. Thông tin chi tiết về việc đưa biến nào vào lợi ích và hạn chế ngân sách, cũng như những giả định kèm theo phụ thuộc vào tình huống của hộ gia đình. Các nghiên cứu điểm trong chương này cho biết sự biến thiên của các tình huống này theo các bối cảnh kinh tế khác nhau.

Tài liệu tham khảo

- Bourguignon, François, Maurizio Bussolo và Luiz A. Pereira da Silva, eds. 2008. *The Impact of Macroeconomic Policies on Poverty and Income Distribution: Macro-Micro Evaluation Techniques and Tools*. Washington, DC: Ngân hàng Thế giới và Palgrave Macmillan.
- Bourguignon, François và Francisco H. G. Ferreira. 2003. “Ex Ante Evaluation of Policy Reforms Using Behavioral Models.” In *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution: Evaluation Techniques and Tools*, ấn bản François Bourguignon và Luiz A. Pereira da Silva, 123–41. Washington, DC: Ngân hàng Thế giới và Nhà in Đại học Oxford.
- Bourguignon, François, Francisco H. G. Ferreira và Philippe Leite. 2003. “Conditional Cash Transfers, Schooling, and Child Labor: Micro-simulating Brazil’s Bolsa Escola Program.” *World Bank Economic Review* 17 (2): 229–54.
- Chen, Shaohua và Martin Ravallion. 2004. “Welfare Impacts of China’s Accession to the World Trade Organization.” *World Bank Economic Review* 18 (1): 29–57.
- Dixit, Avinash K. 1990. *Optimization in Economic Theory*. Oxford, U.K.: Oxford University Press.
- Essama-Nssah, Boniface. 2005. “Simulating the Poverty Impact of Macroeconomic Shocks and Policies.” Policy Research Working Paper 3788, World Bank, Washington, DC.
- Heckman, James J. 1974. “Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply.” *Econometrica* 42 (4): 679–94.
- . 1979. “Sample Selection Bias as a Specification Error.” *Econometrica* 47 (1): 153–61.
- . 2001. “Micro Data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy: Nobel Lecture.” *Journal of Political Economy* 109 (4): 673–748.
- Heckman, James J. và Edward J. Vytlacil. 2005. “Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation.” *Econometrica* 73 (3): 669–738.
- Ianchovichina, Elena và Will Martin. 2004. “Impacts of China’s Accession to the World Trade Organization.” *World Bank Economic Review* 18 (1): 3–27.
- Lokshin, Michael và Martin Ravallion. 2004. “Gainers and Losers from Trade Reform in Morocco.” Policy Research Working Paper 3368, World Bank, Washington, DC.
- Maddala, G. S. 1986. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- Todd, Petra và Kenneth Wolpin. 2006a. “Ex Ante Evaluation of Social Programs.” PIER Working Paper 06-122, Viện Nghiên cứu Kinh tế Penn, Đại học Pennsylvania, Philadelphia.
- . 2006b. “Using a Social Experiment to Validate a Dynamic Behavioral Model of Child Schooling and Fertility: Assessing the Impact of School Subsidy Program in Mexico.” *American Economic Review* 96 (5): 1384–417.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2001. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

10. Kết luận

Các phương pháp đánh giá tác động khảo sát khả năng *xác định* hiệu quả của chương trình. Có nghĩa là tìm hiểu xem những thay đổi trong các kết quả như tiêu dùng và sức khỏe có xuất phát từ chính chương trình hay không chứ không phải nguyên nhân nào khác. Cẩm nang này trình bày các phương pháp định lượng chính thường sử dụng trong đánh giá hồi cứu tác động của các chương trình và chính sách. Cuốn sách cũng trình bày cách tính toán tác động phân bổ, cũng như các phương pháp tiên nghiệm cho phép dự báo kết quả của chương trình và các cơ chế qua đó chương trình tác động đến khu vực đối tượng.

Đánh giá ngẫu nhiên tìm cách xác định hiệu quả chương trình bằng cách xác định một nhóm đối tượng có chung những đặc điểm được quan sát (chẳng hạn như giữa các cơ hội thu nhập) và gán can thiệp ngẫu nhiên cho một phân hệ trong nhóm này. Những đối tượng không được can thiệp khi đó sẽ là nhóm đối chiếu mô phỏng các kết quả phản thực. Phương pháp này tránh được vấn đề sai số lựa chọn từ các đặc trưng không được quan sát.

Tuy nhiên, đánh giá ngẫu nhiên không phải lúc nào cũng khả thi. Trong những trường hợp đó, các nhà nghiên cứu sẽ áp dụng các phương pháp được gọi là phi thực nghiệm. Vấn đề cơ bản trong thiết kế phi thực nghiệm là ở chỗ phần lớn các cá nhân không được gán ngẫu nhiên vào chương trình và kết quả là gây ra sai số lựa chọn trong đánh giá tác động chương trình. Cuốn sách trình bày một số phương pháp giải quyết vấn đề này. Chẳng hạn, những phương pháp đối chiếu điểm xu hướng tìm cách giảm sai số bằng cách đối chiếu các hộ gia đình can thiệp và đối chứng dựa trên các biến đồng thời quan sát được. Như vậy, phương pháp đối chiếu điểm xu hướng giả định rằng sai số lựa chọn chỉ dựa trên các đặc điểm được quan sát và không thể tính đến yếu tố không đồng nhất không được quan sát trong lựa chọn tham gia.

Ta có thể tìm hiểu được nhiều điều hơn nếu xem xét các kết quả của cả đối tượng tham gia và không tham gia trong một thời kỳ nhất định được coi là đủ dài để xác định tác động của can thiệp. Một phương pháp thông dụng trong đánh giá phi thực nghiệm là phương pháp sai biệt kép (hay sai biệt trong sai biệt), tuy phương pháp này cũng có thể được sử dụng trong các phương thức thực nghiệm. Phương pháp này đưa ra định đề rằng nếu các kết quả của cả đối tượng tham gia và không tham gia được xem xét trong một thời kỳ nhất định thì sẽ tạo cơ sở vững chắc để xác định hiệu quả của chương trình. Như vậy với sai biệt kép, các thay đổi được quan sát trong thời kỳ ở đối tượng

không tham gia sẽ cho ta phản thực của đối tượng tham gia. Phương pháp sai biệt kép giả định rằng yếu tố không đồng nhất không được quan sát hiện hữu và không đổi theo thời gian – hiệu quả của can thiệp được xác định bằng cách lấy sai biệt trong các kết quả giữa đơn vị can thiệp và đối chứng trước và sau can thiệp chương trình.

Phương pháp biến công cụ xác định biến thiên ngoại sinh trong can thiệp bằng cách sử dụng một biến thứ ba chỉ có ảnh hưởng đến can thiệp chứ không ảnh hưởng đến các yếu tố không quan sát có tương quan với kết quả cần quan tâm. Các phương pháp biến công cụ loại bỏ giả định về tính chất không đổi theo thời gian của yếu tố không đồng nhất không được quan sát. Những phương pháp này có thể được ứng dụng cho dữ liệu cắt ngang hay tổng quát, trong trường hợp sau sẽ cho phép sai số lựa chọn đối với các đặc trưng không quan sát biến thiên theo thời gian. Có thể hình thành các công cụ từ thiết kế chương trình (chẳng hạn, nếu chương trình cần quan tâm được lựa chọn ngẫu nhiên hay theo các quy luật ngoại sinh khi xác định ai đủ điều kiện tham gia chương trình), cũng như từ các biến động ngoại sinh không tương quan với các kết quả cần quan tâm.

Các phương pháp gián đoạn hồi quy và tuần tự là những hình thức phát triển của các phương pháp biến công cụ và thực nghiệm trong đó khai thác các quy tắc ngoại sinh chương trình (như điều kiện tham gia chương trình) để so sánh giữa đối tượng tham gia và không tham gia nằm gần phạm vi xung quanh điểm giới hạn của quy luật. Đặc biệt, các phương pháp tuần tự xây dựng một nhóm đối chiếu từ các đối tượng đủ điều kiện tham gia chương trình nhưng chưa được tiếp nhận chương trình.

Tuy các phương pháp thực nghiệm trên lý thuyết là cách lý tưởng để đánh giá tác động nhưng các phương pháp phi thực nghiệm thường được sử dụng trên thực tế do các nhà quản lý chương trình quá quan tâm đến việc loại trừ ngẫu nhiên các bộ phận dân cư ra khỏi can thiệp hoặc do phương pháp ngẫu nhiên không phù hợp với hoàn cảnh của dự án phản ứng nhanh không đủ thời gian để tiến hành thực nghiệm. Ngay cả với thiết kế thực nghiệm, chất lượng phân tích tác động rút cuộc cũng phụ thuộc vào việc phân tích đó được thiết kế và triển khai như thế nào. Thông thường, các vấn đề tuân thủ, lan tỏa và sai số mẫu không quan sát sẽ cản trở việc xác định tác động thuần của chương trình nhờ chọn mẫu ngẫu nhiên. Tuy nhiên, các phương pháp phi thực nghiệm như đối chiếu điểm xu hướng, sai biệt kép và sử dụng các biến công cụ có ưu điểm và nhược điểm riêng và vì vậy có khả năng dẫn đến sai số vì nhiều lý do như khiếm khuyết trong thiết kế khung đánh giá.

Cẩm nang này cũng trình bày các phương pháp khảo sát tác động phân bố của chương trình, cũng như những phương pháp mô hình hóa làm nổi bật cơ chế (như các lực lượng thị trường trung gian) mà chương trình có tác động đến. Có thể đánh giá

mức phúc lợi ở nhiều cấp độ khác nhau, chẳng hạn như các cá nhân hay hộ gia đình, cũng như những khu vực địa lý như thôn bản, tỉnh hay thậm chí toàn bộ đất nước. Cũng có thể phân biệt các tác động nhỏ hơn nữa theo giới, bách phân vị thu nhập hay các đặc điểm kinh tế, xã hội hay nhân khẩu khác. Tính toán đến những sắc thái trong tác động chương trình, hoặc qua phân bổ thu nhập hay các mô hình tương tác thị trường sẽ giúp tìm hiểu những cơ chế tác động của chương trình cũng như giảm chi phí bằng cách hướng sự chú ý của các cấp hoạch định chính sách vào những lĩnh vực có khả năng đạt tác động cao hơn.

Trên thực tế, không một phương pháp chọn mẫu hay đánh giá nào là hoàn hảo nên cần kiểm tra các kết quả bằng nhiều phương pháp khác nhau. Có thể kết hợp nhiều phương pháp đánh giá tiên nghiệm và hồi cứu cũng như các phương pháp định lượng và định tính. Bài học chính từ thực tế đánh giá tác động là việc ứng dụng các phương pháp cụ thể trong đánh giá chương trình phụ thuộc nhiều vào việc hiểu rõ thiết kế và triển khai can thiệp, mục tiêu và cơ chế để đạt được mục tiêu chương trình, cũng như những đặc điểm chi tiết của các khu vực đối tượng và ngoài đối tượng. Bằng cách đánh giá tác động chính xác trong quá trình triển khai chương trình và bắt đầu sớm quá trình thiết kế và triển khai dự án, ta cũng có thể quyết định được có cần thay đổi một số lĩnh vực của chương trình để tăng cường hiệu quả hay không.

PHẦN 2

Bài tập Stata

11. Giới thiệu về Stata

Các hệ dữ liệu sử dụng trong bài tập Stata

Phần này chủ yếu liên quan đến Stata, với phân nhóm thông tin lấy từ Điều tra Hộ gia đình Bangladesh 1991/92-1998/99 do Viện Nghiên cứu Phát triển Bangladesh và Ngân hàng Thế giới đồng thực hiện. Các thông tin được thu thập ở cấp độ cá nhân, hộ gia đình và cộng đồng. Sau đó là mô tả các hệ dữ liệu và cấu trúc tệp tin sử dụng trong các bài tập này. Có thể tải về các tệp dữ liệu sử dụng trong bài tập từ trang web của Ngân hàng Thế giới, và như đã nêu trên, thể hiện các phân nhóm dữ liệu thực tế chỉ sử dụng trong các bài tập này. Có thể truy cập trang web trên theo các bước sau:

1. Vào trang <http://econ.worldbank.org>
1. Ở góc dưới bên phải, dưới mục *Resources* kích chuột vào: *People and Bios*
2. Kích vào: *Research Staff (alphabetical list)*
3. Dưới vắn “K”, chọn: *Shahidur R. Khandker*
4. Kích vào liên kết dẫn đến cuốn sách: *Cẩm nang Đánh giá Tác động*.
5. Hoặc có thể truy cập trang web tại <http://go.worldbank.org/FE8098BI60>.

Tại địa chỉ này còn có hệ dữ liệu đầy đủ ban đầu và phân nhóm tệp tin liên quan đến bài tập.

Cấu trúc tệp tin

Những bài tập này sử dụng và tạo ra nhiều tệp tin. Có 3 loại tệp tin Stata chính. Một số tệp có các hệ dữ liệu (xác định bằng đuôi .dta), số khác chứa chương trình Stata (xác định bằng đuôi .do), một số khác nữa chứa bản ghi và kết quả tính toán trong Stata (xác định bằng đuôi .log). Để bảo đảm trật tự các tệp tin, cần tạo cấu trúc thư mục như sau:

```
c:\eal
c:\eval\data
c:\eval\do
c:\eval\log
```

Mô tả tệp tin

Những tệp dữ liệu nằm trong thư mục `c:\eval\data`. Có 3 tệp dữ liệu là:

1. *hh_91.dta*. Tệp tin này chứa dữ liệu hộ gia đình năm 1991 gồm 826 hộ gia đình (quan sát). Các dữ liệu này có 24 biến dựa trên thông tin ở cấp độ hộ gia đình

(học vấn của chủ hộ, sở hữu đất đai, chi tiêu, v.v) và thôn bản (hạ tầng, thông tin về giá cả các mặt hàng tiêu dùng chính v.v).

2. *hh_98.dta*. Tập tin này là phiên bản tổng quát năm 1998 của *hh_91.dta*, gồm 303 hộ gia đình mới, nâng tổng số hộ gia đình (quan sát) lên 1.129. Dữ liệu chứa cùng các biến ở cấp độ hộ gia đình và thôn bản như trong *hh_91.dta*.
3. *hh_9198.dta*. Đây là hệ dữ liệu tổng quát hạn chế trong 826 hộ gia đình được phỏng vấn trong cả 2 năm. Dữ liệu được trình bày dưới dạng chuỗi thời gian.

Danh mục các biến trong hệ dữ liệu được trình bày trong Hình 11.1.

Thư mục *.do* có các tệp tin chương trình (*.do*) gắn với các kỹ thuật đánh giá tác động khác nhau. Những tệp tin này chứa đựng toàn bộ mã Stata cần để thực hiện các ví dụ về các chương tương ứng (định dạng Microsoft Word) được sử dụng xuyên suốt các bài tập thực tế. Có thể chạy một phần tệp *.do* cho một ví dụ hay trường hợp nhất định, hay toàn bộ tệp tin *.do* để thực hiện tất cả các ví dụ trong các chương.

Thư mục *.log* chứa toàn bộ kết quả tạo ra do chạy các tệp *.do*.

Bắt đầu bài tập: Giới thiệu Stata

Stata là một gói phần mềm thống kê cho phép áp dụng một loạt các quy trình tính toán thống kê và toán kinh tế. Với Stata, ta có thể dễ dàng quản lý dữ liệu và áp dụng các phương pháp thống kê và toán kinh tế thông thường như phân tích hồi quy và phân tích biến phụ thuộc giới hạn dựa trên dữ liệu cắt ngang và cắt dọc.

Khởi động

Chạy chương trình Stata bằng cách kích đúp vào biểu tượng Stata trên màn hình nền. Môi trường điện toán Stata gồm 4 cửa sổ chính. Kích cỡ và hình dạng của các cửa sổ này có thể thay đổi được cũng như di chuyển trong màn hình. Hình 11.2 cho biết hình dạng và mô tả chung về các cửa sổ.

Ngoài những cửa sổ này, chương trình Stata còn có một trình đơn và thanh công cụ ở trên cùng (để thực hiện các lệnh Stata) và một thanh trạng thái thư mục ở phía dưới (cho biết thư mục hiện hành). Ta có thể sử dụng trình đơn và thanh công cụ để thực hiện các lệnh Stata (như mở và lưu tệp dữ liệu), tuy trong hầu hết thời gian, sử dụng cửa sổ lệnh Stata để thực hiện các tác vụ này sẽ thuận tiện hơn. Nếu tạo tệp tin lôga (sẽ thảo luận chi tiết hơn), nội dung có thể được hiển thị trên màn hình và đôi khi cũng hữu ích nếu ta muốn quay trở lại để xem những kết quả trước trong phiên làm việc hiện hành.

Mở hệ dữ liệu

Ta có thể mở hệ dữ liệu Stata bằng cách nhập lệnh sau vào cửa sổ lệnh Stata:

```
use c:\eval\data\hh_98.dta
```

Hình 11.1 Các biến trong hệ dữ liệu 1998/99

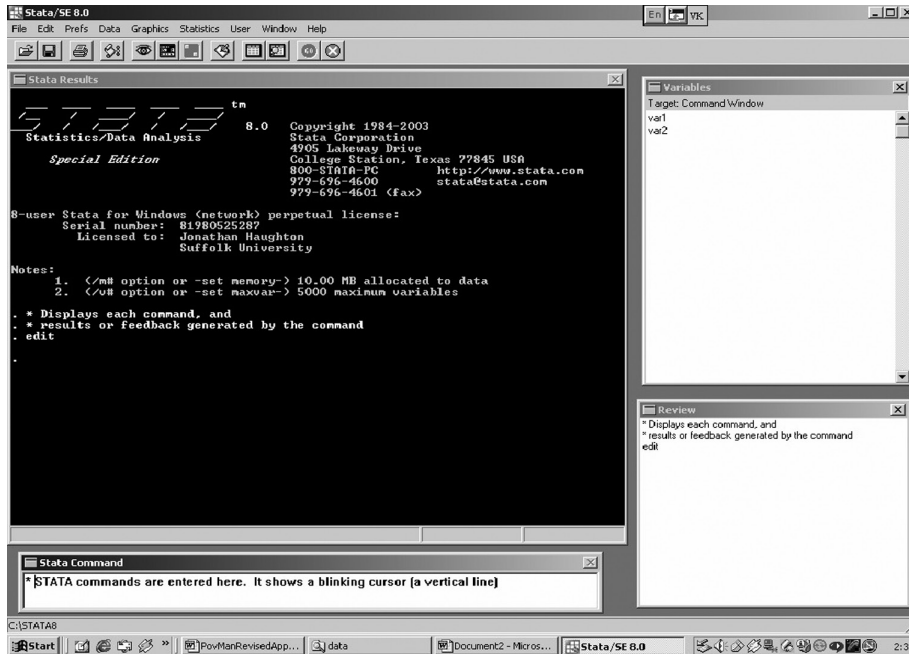
```

Contains data from hh_98.dta
  obs:          1,129
  vars:          24                      1 Apr 2009 12:04
  size:         119,674 (99.9% of memory free)
-----
                storage  display  value
variable name  type    format   label    variable label
-----
nh              double  %7.0f   HH ID
year            float  %9.0g   Year of observation
villid          double  %9.0g   Village ID
thanaid         double  %9.0g   Thana ID
agehead        float  %3.0f   Age of HH head: years
sexhead        float  %2.0f   Gender of HH head: 1=M, 0=F
educhead       float  %2.0f   Education of HH head: years
famsize        float  %9.2f   HH size
hhland         float  %9.0g   HH land: decimals
hhasset        float  %9.0g   HH total asset: Tk.
expfd          float  %9.0g   HH per capita food expenditure:
                Tk/year
expnfd         float  %9.0g   HH per capita nonfood
                expenditure: Tk/year
exptot         float  %9.0g   HH per capita total
                expenditure: Tk/year
dmmfd          byte   %8.0g   HH has male microcredit
                participant: 1=Y, 0=N
dfmfd          byte   %8.0g   HH has female microcredit
                participant: 1=Y, 0=N
weight         float  %9.0g   HH sampling weight
vaccess        float  %9.0g   Village is accessible by road
                all year: 1=Y, 0=N
pcirr          float  %9.0g   Proportion of village land
                irrigated
rice           float  %9.3f   Village price of rice: Tk./kg
wheat          float  %9.3f   Village price of wheat: Tk./kg
milk           float  %9.3f   Village price of milk: Tk./liter
potato         float  %9.3f   Village price of potato: Tk./kg
egg            float  %9.3f   Village price of egg: Tk./4
                counts
oil            float  %9.3f   Village price of edible oil:
                Tk./kg
-----
Sorted by:  nh

```

Nguồn: Điều tra Hộ gia đình của Viện Nghiên cứu phát triển Bangladesh – Ngân hàng Thế giới 1998/99.

Hình 11.2 Môi trường điện toán Stata



Nguồn: Ảnh màn hình của số Stata.

Ta cũng có thể kích vào File, sau đó là Open và tìm chọn tệp tin cần mở. Stata sẽ đáp ứng bằng cách hiển thị cửa sổ kết quả Stata sau:

```
. c:\eval\data\hh_98.dta
```

Dòng đầu sẽ lặp lại lệnh ta vừa nhập. Nếu không có thông báo lỗi trong dòng thứ hai thì chúng tỏ lệnh đã được thực hiện thành công. Từ giờ trở đi, chỉ có cửa sổ kết quả Stata sẽ được hiển thị để cho biết các lệnh Stata. Cần lưu ý những điểm sau:

- Stata nhận tệp tin có định dạng Stata với đuôi.dta. Do vậy, nếu nhập “hh_98” thì cũng giống như “hh_98.dta.”
- Chỉ mở được từng hệ dữ liệu một trong Stata. Chẳng hạn, trong trường hợp này, nếu một hệ dữ liệu hh_91.dta được mở thì sẽ thay thế hh_98.dta bằng hh_91.dta.
- Lệnh trước coi tệp hh_98.dta không nằm trong thư mục hiện hành. Để biến c:\eval\data thành thư mục hiện hành để mở tệp như trên, ta nhập các lệnh sau:

```
. cd c:\eval\data
. use hh_98
```

Nếu bộ nhớ phân bổ cho Stata (mặc định là 1.000 kilobyte hay 1 megabyte) quá nhỏ để mở tệp dữ liệu như thường thấy khi mở các hệ dữ liệu hộ gia đình lớn thì sẽ xuất hiện thông báo lỗi sau:


```
. use hh_98
no room to add more observations
r(901);
```

Dòng thứ 3 hiển thị mã của thông báo lỗi. Tất cả các thông báo lỗi trong Stata đều có mã đi kèm như mã này; xem hướng dẫn thêm trong sổ tay Stata. Trong trường hợp này, ta phải phân bổ thêm bộ nhớ cho Stata. Các lệnh sau sẽ phân bổ 30 megabyte cho Stata, sau đó có thể mở lại tệp tin:

```
. set memory 30m
[This generates a table with memory information]
. use hh_98
```

Vì tệp tin đã được mở thành công nên bộ nhớ đã được phân bổ đầy đủ. Nếu tiếp tục gặp thông báo lỗi, ta cần sử dụng dung lượng bộ nhớ lớn hơn tuy có thể làm máy tính chạy chậm đi một chút. Cần nhớ rằng lệnh “định bộ nhớ” chỉ hoạt động nếu không mở hệ dữ liệu (trong bộ nhớ). Nếu không, ta sẽ gặp thông báo lỗi sau:

```
. use hh_98
. set memory 10m
no; data in memory would be lost
r(4);
```

Ta có thể xóa sạch bộ nhớ bằng một trong hai lệnh sau: “clear” hay “drop _all.” Sau đây là ví dụ về lệnh thứ nhất:

```
. use hh_98
. set memory 10m
no; data in memory would be lost r(4);
. clear
. set memory 10m
```

Lưu hệ dữ liệu

Nếu ta thay đổi một tệp dữ liệu Stata đang mở và muốn lưu những thay đổi này, ta có thể làm việc này bằng lệnh Stata “save”. Chẳng hạn, lệnh sau sẽ lưu tệp hh_98.dta:

```
. save hh_98, replace
file hh_98.dta saved
```

Ta có thể lựa chọn bỏ qua tên tệp ở đây (chỉ cần “save, replace” là đủ). Nếu ta không dùng lựa chọn thay thế thì Stata sẽ không lưu dữ liệu mà sẽ đưa ra thông báo lỗi sau:

```
. save hh_98
file hh_98.dta already exists
r(602);
```

Lựa chọn thay thế cho Stata biết tuy không rõ ràng rằng cần ghi đè phiên bản gốc đã có bằng phiên bản mới. Nếu ta không muốn mất phiên bản gốc thì phải đặt tên tệp khác trong lệnh “save”.

Thoát khỏi Stata

Cách đơn giản để thoát khỏi Stata là dùng lệnh “exit”. Tuy nhiên, nếu ta có một hệ dữ liệu chưa lưu đang mở thì Stata sẽ cho thông báo lỗi sau:

```
. exit
no; data in memory would be lost
r(4)
```

Để khắc phục lỗi này, ta có thể lưu tệp dữ liệu sau đó thực hiện lệnh “exit”. Nếu ta thực sự muốn thoát khỏi Stata mà không lưu tệp dữ liệu thì đầu tiên ta cần xóa sạch bộ nhớ (bằng lệnh “clear” hay “drop_all” như nêu trên) và thực hiện lệnh “exit”. Ta cũng có thể giản tiện quy trình bằng cách kết hợp hai lệnh:

```
. exit, clear
```

Trợ giúp trong Stata

Stata có một bộ sách hướng dẫn nhiều tập hoàn hảo. Tuy nhiên, tính năng trợ giúp trên máy tính trong Stata cũng phong phú và rất hữu ích; nếu ta truy cập được web thì còn có thể sử dụng nhiều macro và các thông tin hữu ích khác nữa.

Từ trong chương trình Stata, nếu ta biết lệnh hay từ khóa nào để tìm thông tin trợ giúp thì ta có thể thực hiện lệnh “help” sau tên hay từ khóa lệnh. Lệnh này chỉ có tác dụng nếu gõ tên hay từ khóa lệnh đầy đủ không viết tắt. Chẳng hạn, lệnh sau sẽ có hiệu lực:

```
. help mem
help for mem not found
try help contents or search mem
```

Tuy nhiên, lệnh này sẽ

```
. help memory
[output omitted]
```

Nếu ta không thể gọi lại tên hay từ khóa lệnh đầy đủ hoặc nếu không biết chắc cần dùng lệnh nào, ta có thể dùng lệnh “lookup” hay “search” sau tên hay từ khóa lệnh. Như vậy, lệnh sau sẽ có hiệu lực:

```
. search mem
[output omitted]
```

Lệnh này sẽ liệt kê tất cả các lệnh liên quan đến từ khóa này và hiển thị mô tả vắn tắt từng lệnh một. Sau đó ta có thể chọn lệnh phù hợp và sử dụng trợ giúp để tra cứu.

Trang web Stata (<http://www.stata.com>) có tính năng trợ giúp hoàn hảo như hướng dẫn trực tuyến và phần câu hỏi thường gặp.

Lưu ý về lệnh Stata

Dưới đây là một số nhận xét chung về lệnh Stata:

- Lệnh Stata được gõ bằng chữ thường.
- Toàn bộ tên, kể cả lệnh hay tên biến, đều có thể viết tắt miễn bảo đảm không tối nghĩa. Chẳng hạn, “describe”, “des” hay “d” cũng đều được vì không gây nhầm lẫn.
- Ngoài việc gõ lệnh, có thể sử dụng một số phím tắt để thực hiện một số lệnh hay chuỗi lệnh Stata. Những phím quan trọng nhất là phím PageUp và PageDown. Để hiển thị lệnh trước trong cửa sổ Lệnh Stata, ta có thể bấm phím PageUp. Ta có thể làm như vậy liên tục cho đến khi lệnh đầu tiên trong phiên làm việc hiện ra. Tương tự, phím PageDown hiển thị lệnh theo sau lệnh đang hiển thị trong cửa sổ lệnh Stata.
- Kích một lần vào lệnh trong cửa sổ Review sẽ chuyển lệnh vào cửa sổ Lệnh Stata; kích đúp sẽ khiến Stata thực hiện lệnh. Tính năng này rất hữu dụng khi cần lặp lại lệnh hay chỉnh sửa một chút trong cửa sổ Lệnh Stata.

Làm việc với tệp dữ liệu: mở nội dung dữ liệu

Để làm bài tập này, ta mở tệp hh_98.dta; ví dụ từ tệp dữ liệu này được sử dụng rộng rãi.

Liệt kê các biến

Để xem được tất cả các biến trong hệ dữ liệu, ta sử dụng lệnh “describe” (đầy đủ hay gõ tắt):

```
. describe
```

Lệnh này cho biết thông tin về hệ dữ liệu (tên, quy mô, số quan sát) và liệt kê tất cả các biến (tên, định dạng lưu trữ, định dạng hiển thị, nhãn).

Nếu chỉ xem một biến hay danh mục biến, ta sử dụng lệnh describe sau tên biến:

```
. desc nh villid
```

variable name	storage type	display format	value label	variable label
nh	double	%7.0f		HH ID
villid	double	%9.0g		Village ID

Như đã thấy, lệnh describe cũng hiển thị cả loại biến và độ dài, cũng như mô tả ngắn gọn về biến đó (nếu có). Cần chú ý các điểm sau:

- Ta có thể viết tắt danh mục biến bằng cách chỉ gõ các tên biến đầu và cuối, ngăn cách bằng dấu gạch ngang (-); cửa sổ biến cho biết thứ tự lưu trữ các biến. Chẳng hạn, để xem tất cả các biến từ “nh” đến “famsize”, ta gõ:

- . describe nh-famsize
- Ký tự sao (*) giúp tiết kiệm công gõ lệnh. Chẳng hạn, để xem tất cả các biến bắt đầu bằng “exp”, ta gõ:
 - . describe exp*
- Ta có thể viết tắt một biến hay danh mục biến theo cách này trong lệnh Stata bất kỳ (nếu có nghĩa) chứ không chỉ trong lệnh “describe”.

Liệt kê dữ liệu

Để xem dữ liệu thực tế được lưu trong các biến, ta sử dụng lệnh “list” (viết tắt là “l”). Nếu chỉ gõ lệnh “list” thì Stata sẽ hiện giá trị của tất cả các biến và mọi quan sát, và như vậy có thể không đúng theo yêu cầu thực tế (ta có thể cần dùng kết hợp phím Ctrl-Break để dữ liệu không chạy liên tục từ trên xuống dưới trên màn hình). Thông thường, ta cần xem dữ liệu của một số biến và quan sát nào đó. Để làm như vậy, ta gõ lệnh “list” với danh mục biến và điều kiện.

Lệnh sau sẽ liệt kê tất cả các biến của 3 quan sát đầu tiên:

```
. list in 1/3
```

Khi đó, Stata sẽ hiển thị tất cả các quan sát bắt đầu từ quan sát 1 và kết thúc bằng quan sát 3. Stata cũng có thể hiển thị dữ liệu dưới dạng bảng tính. Để làm việc này, ta sử dụng hai biểu tượng trên thanh công cụ là Data Editor và Data Browser (thứ 4 và 3 từ bên phải). Kích vào một biểu tượng sẽ mở ra một cửa sổ mới trong đó dữ liệu được hiển thị dưới dạng bảng, với các quan sát ở các hàng và các biến ở các cột. Lệnh Data Browser sẽ chỉ hiển thị dữ liệu, còn lệnh Data Editor cho phép chỉnh sửa dữ liệu. Lệnh “edit” và “browse” cũng sẽ mở cửa sổ dạng bảng.

Lệnh sau liệt kê quy mô hộ gia đình và học vấn của chủ hộ ở các hộ có phụ nữ dưới 45 tuổi làm chủ:

```
. list famsize educhead if (sexhead==0 & agehead<45)
```

Biểu thức trước sử dụng hai toán tử liên hệ (== và <) và một toán tử lôgích (&). Các toán tử liên hệ áp đặt điều kiện trên biến, còn các toán tử lôgích kết hợp hai hay nhiều toán tử liên hệ. Bảng 11.1 cho biết các toán tử liên hệ và lôgích sử dụng trong Stata.

Ta có thể sử dụng các toán tử liên hệ và lôgích trong bất kỳ lệnh Stata nào (nếu có nghĩa) chứ không chỉ trong lệnh “list”.

Tóm tắt dữ liệu

Lệnh “summarize” (viết tắt là “sum”) rất hữu dụng và cho phép tính toán và hiển thị một số số liệu thống kê vắn tắt, kể cả trung vị và độ lệch chuẩn. Nếu không xác định

biến thì số liệu thống kê tóm tắt được tính toán cho tất cả các biến trong hệ dữ liệu. Lệnh sau tóm tắt quy mô hộ gia đình và học vấn của chủ hộ:

```
. sum famsize educhead
```

Stata loại trừ mọi quan sát thiếu giá trị biến được tóm tắt trong tính toán này (các giá trị còn thiếu sẽ được thảo luận sau). Nếu muốn biết điểm giữa và bách phân vị của biến, ta cần thêm tham số “detail” (viết tắt là “d”):

```
. sum famsize educhead, d
```

Một ưu điểm lớn của Stata là chương trình này cho phép sử dụng quyền số. Lựa chọn quyền số sẽ có ích nếu xác suất chọn mẫu của một quan sát khác với một quan sát khác. Trong phần lớn các điều tra hộ gia đình, khung chọn mẫu được phân làm nhiều tầng, trong đó các đơn vị chọn mẫu sơ cấp đầu tiên (thường là thôn bản) được chọn mẫu, và tùy thuộc vào lựa chọn đơn vị chọn mẫu sơ cấp, đơn vị chọn mẫu thứ cấp (thường là hộ gia đình) sẽ được chọn. Các điều tra hộ gia đình thường dùng quyền số để hiệu chỉnh sai biệt trong thiết kế chọn mẫu và đôi khi là cả các vấn đề về thu thập dữ liệu. Tính toán trên Stata là tính toán trực tiếp:

```
. sum famsize educhead [aw=weight]
```

Bảng 11.1 Các toán tử liên hệ và lôgích sử dụng trong Stata

Toán tử liên hệ	Toán tử lôgích
> (lớn hơn)	~ (không)
< (nhỏ hơn)	(hoặc)
== (bằng)	& (và)
>= (lớn hơn hoặc bằng)	
<= (nhỏ hơn hoặc bằng)	
!= hoặc ~= (khác)	

Nguồn: tổng hợp của tác giả.

Ở đây, biến “weight” chứa thông tin về quyền số gán cho mỗi quan sát và “aw” là lựa chọn trong Stata để tích hợp quyền số vào phép tính. Cách dùng quyền số sẽ được thảo luận thêm trong các bài tập sau trong chương.

Đối với các biến dạng chuỗi, lệnh “summarize” sẽ không thể cho biết số liệu thống kê mô tả nào ngoại trừ số lượng quan sát bằng 0. Đồng thời, đối với các biến có phân loại (như mù chữ = 1, trình độ tiểu học = 2, học vấn cao hơn = 3), việc diễn giải kết quả lệnh “summarize” có thể sẽ khó khăn. Trong cả hai trường hợp, phân bảng toàn bộ sẽ hợp lý hơn và là nội dung trình bày tiếp theo đây.

Thông thường, ta sẽ muốn xem số liệu thống kê tổng hợp theo nhóm biến nhất định, chứ không chỉ toàn bộ hệ dữ liệu. Giả sử ta muốn xem trung vị quy mô gia đình

và học vấn của chủ hộ ở đối tượng tham gia và không tham gia. Đầu tiên, sắp xếp dữ liệu theo biến nhóm (trong trường hợp này là `dfmfd`). Ta có thể kiểm tra lệnh sắp xếp này bằng cách làm lệnh “describe” sau khi mở từng tệp tin. Lệnh “describe”, sau khi liệt kê tất cả các biến, cho biết hệ dữ liệu có được sắp xếp theo bất kỳ biến nào không. Nếu không thông tin sắp xếp nào được liệt kê hay hệ dữ liệu được sắp xếp theo một biến khác với biến ta muốn, ta có thể sử dụng lệnh “sort”, sau đó lưu hệ dữ liệu dưới dạng này. Các lệnh sau sắp xếp hệ dữ liệu theo biến “dfmfd” và cho biết thống kê tóm tắt về quy mô gia đình và học vấn của chủ hộ ở đối tượng tham gia và không tham gia:

```
. sort dfmfd
. by dfmfd: sum famsize educhead [aw=weight]
```

Một phương án hữu ích khác ngoài lệnh “summary” là lệnh “tabstat”, cho phép xác định danh mục số liệu thống kê ta muốn hiển thị trong một bảng đơn. Lệnh này có thể đặt điều kiện theo một biến khác. Lệnh sau hiển thị giá trị trung vị và độ lệch chuẩn về quy mô gia đình và học vấn của chủ hộ theo biến “dfmfd”:

```
. tabstat famsize educhead, statistics(mean sd) by(dfmfd)
```

Phân bố tần suất (Lập bảng)

Phân bố tần suất và lập bảng theo chiều ngang thường cần thiết. Lệnh “tabulate” (viết tắt là “tab”) được sử dụng để thực hiện:

```
. tab dfmfd
```

Lệnh sau cho biết phân bố theo giới của chủ hộ ở đối tượng tham gia:

```
. tab sexhead if dfmfd==1
```

Nhân tiện, ta cũng cần lưu ý cách dùng dấu hiệu == ở đây. Dấu này cho biết nếu biến khu vực có bằng 1 thì tiến hành lập bảng.

Lệnh “tabulate” có thể được sử dụng để trình bày phân bố hai chiều. Chẳng hạn, ta có thể muốn kiểm tra xem có sai số về giới nào trong trình độ học vấn của chủ hộ. Lệnh sau được sử dụng:

```
. tab educhead sexhead
```

Để xem tỉ lệ theo hàng hoặc cột, ta điền thêm các tham số vào lệnh “tabulate”:

```
. tab dfmfd sexhead, col row
```

Phân bố thống kê mô tả (Lệnh Table)

Một lệnh rất tiện lợi khác là “table”, trong đó kết hợp những đặc tính của lệnh “sum” và “tab”. Ngoài ra, lệnh này còn hiển thị kết quả dưới dạng dễ hiểu hơn. Lệnh “table” sau đây cho biết giá trị trung vị của quy mô gia đình và học vấn của chủ hộ, theo tình trạng tham gia vào chương trình tài chính vi mô:

```
. table dfmfd, c(mean famsize mean educhead)
```

```
-----
```

HH has female microcred it participa nt: 1=Y, 0=N	mean(educhead)	mean(famsize)
0	5.41	3
1	5.21	2

```
-----
```

Các kết quả trên đều đúng dự tính. Nhưng vì sao trung vị “educhead” lại được hiển thị dưới dạng số nguyên chứ không phải phân số? Điều này xảy ra vì biến “educhead” được lưu dưới dạng số nguyên, và các số giản lược Stata sau dấu thập phân. Ta hãy quan sát biến sau:

```
. d educhead
```

variable name	storage type	display format	value label	variable label
educhead	float	%2.0f	Education (years) of HH Head	

Lưu ý “educhead” là một biến thả nổi: định dạng của biến (%2.0f) cho thấy các con số của biến chiếm hai vị trí, không có số nào sau dấu thập phân. Ta có thể buộc Stata định dạng lại cách thức hiển thị. Giả sử ta muốn hiển thị hai vị trí sau dấu thập phân để tạo định dạng 3 con số. Lệnh sau thể hiện lệnh trên và lệnh “table” theo sau:

```
. format educhead %3.2f
```

```
. table dfmfd, c(mean famsize mean educhead)
```

```
-----
```

HH has female microcred it participa nt: 1=Y, 0=N	mean(famsize)	mean(educhead)
0	5.41	2.95
1	5.21	1.75

```
-----
```

Dạng hiển thị này tốt hơn nhiều. Định dạng chỉ thay đổi cách hiển thị biến, chứ không phải biểu hiện nội tại của biến trong bộ nhớ. Lệnh “table” có thể hiển thị tối đa 5 số liệu thống kê và biến ngoài trung vị (như tổng hay tối thiểu, tối đa). Có thể hiển thị các bảng 2 chiều, 3 chiều hay thậm chí nhiều chiều hơn.

Dưới đây là một ví dụ về bảng 2 chiều phân biệt học vấn của chủ hộ không chỉ theo khu vực mà còn theo giới tính của chủ hộ:

```
. table dfmfd sexhead, c(mean famsize mean educhead)
```

```
-----  
HH has      |  
female      |  
microcred   |  
it          |      Gender of  
participa   |      HH head:  
nt: 1=Y,    |      1=M, 0=F  
0=N         |      0    1  
-----+-----  
          0 |      4.09 5.53  
          |      1.18 3.11  
          |  
          1 |      4.25 5.31  
          |      0.59 1.88  
-----
```

Các giá trị bị thiếu trong Stata

Trong Stata, giá trị bị thiếu được thể hiện bằng dấu chấm (.). Giá trị bị thiếu được coi là lớn hơn bất kỳ số nào. Lệnh “summarize” bỏ qua các quan sát có giá trị bị thiếu, còn lệnh “tabulate” cũng có tác dụng tương tự, trừ khi bị ép chấp nhận các giá trị bị thiếu.

Đếm số quan sát

Lệnh “count” được sử dụng để đếm số lượng quan sát trong hệ dữ liệu:

```
. count  
1129  
.
```

Có thể sử dụng lệnh “count” với điều kiện. Lệnh sau cho biết số lượng hộ gia đình có chủ hộ trên 50 tuổi:

```
. count if agehead>50  
354  
.
```


Sử dụng quyền số

Trong hầu hết các khảo sát hộ gia đình, các quan sát được lựa chọn thông qua quy trình ngẫu nhiên và có thể có xác suất lựa chọn khác nhau. Vì vậy, ta phải sử dụng quyền số bằng với nghịch đảo xác suất được chọn mẫu. Quyền số w_j của các trung vị quan sát thứ j , nói chung cho biết quan sát thứ j biểu diễn yếu tố w_j trong quần thể sử dụng để chọn mẫu. Bỏ qua quyền số chọn mẫu trong phân tích thường gây sai số trong tính toán khác xa so với giá trị thật.

Các hiệu chỉnh sau chọn mẫu trên quyền số thường cần thiết. Quyền số chọn mẫu hộ gia đình được cung cấp trong hh.dta chính là quyền số cần sử dụng khi tóm tắt dữ liệu có liên quan đến hộ gia đình.

Stata có 4 loại quyền số:

- Quyền số tần suất (“fweight”), cho biết có bao nhiêu quan sát trong quần thể được biểu diễn bằng từng quan sát trong mẫu và phải nhận giá trị nguyên.
- Quyền số phân tích (“aweight”) đặc biệt thích hợp khi làm việc với dữ liệu chứa giá trị bình quân (chẳng hạn, thu nhập đầu người bình quân trong hộ gia đình). Biến gia quyền tỉ lệ với số người có giá trị bình quân được tính toán (chẳng hạn, số người trong hộ gia đình). Về lý thuyết, quyền số phân tích tỉ lệ nghịch với biến thiên trong quan sát (có nghĩa là quyền số cao hơn có nghĩa là quan sát dựa trên nhiều thông tin hơn và đáng tin cậy hơn theo nghĩa ít biến thiên hơn).
- Quyền số chọn mẫu (“pweight”) là nghịch đảo của xác suất lựa chọn do thiết kế mẫu.
- Quyền số tầm quan trọng (“iweight”) cho thấy tầm quan trọng tương đối của quan sát.

Các quyền số được sử dụng nhiều nhất là “pweight” và “aweight”. Có thể tìm thêm thông tin thêm về quyền số bằng cách gõ lệnh “help weight.”

Các lệnh sau cho biết cách ứng dụng quyền số:

```
. tabstat famsize [aweight=weight], statistics(mean sd by(dfmfd))
. table dfmfd [aweight=weight], contents(mean famsize sd famsize)
```

	Mẫu đầy đủ		Tham gia		Không tham gia	
	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn
Quy mô HGĐ	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Chỉ tiêu đầu người	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Chỉ tiêu lương thực đầu người	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Chỉ tiêu ngoài lương thực đầu người	_____	_____	_____	_____	_____	_____

Bình quân gia quyền có khác nhiều so với các giá trị không gia quyền không?

Thay đổi hệ dữ liệu

Cho đến nay, nội dung chương mới giới hạn ở các lệnh Stata hiển thị thông tin về dữ liệu theo nhiều cách khác nhau mà không làm thay đổi dữ liệu. Trên thực tế, các phiên làm việc Stata thường đòi hỏi thực hiện thay đổi trong dữ liệu (chẳng hạn, tạo ra biến mới hay thay đổi giá trị của các biến hiện có). Bài tập sau cho biết cách tích hợp những thay đổi này vào Stata.

Tạo biến mới

Trong Stata, lệnh “generate” (viết tắt là “gen”) có tác dụng tạo biến mới, còn lệnh “replace” thay đổi giá trị của biến hiện có. Các lệnh sau sẽ tạo một biến mới là “oldhead” sau đó định giá trị là 1 nếu chủ hộ hơn 50 tuổi và 0 cho trường hợp còn lại:

```
. gen oldhead=1 if agehead>50  
(775 missing values generated)  
. replace oldhead=0 if agehead<=50  
(775 real changes made)
```

Trong trường hợp này, đối với mỗi quan sát, lệnh “gen” sẽ kiểm tra điều kiện (xem chủ hộ có trên 50 tuổi hay không) và gán giá trị biến “oldhead” là 1 cho quan sát đó nếu điều kiện đúng và là giá trị thiếu trong trường hợp còn lại. Lệnh “replace” cũng có tác dụng tương tự. Sau lệnh “generate”, Stata cho biết 775 quan sát không thỏa mãn điều kiện, còn sau lệnh “replace”, Stata cho biết 775 quan sát này có giá trị mới (trong trường hợp này là 0). Cần lưu ý các điểm sau:

- Nếu lệnh “gen” hay “replace” được thực hiện không có điều kiện thì lệnh này sẽ áp dụng cho tất cả các quan sát trong tệp dữ liệu.
- Khi sử dụng lệnh generate, ta cần chú ý xử lý chính xác các giá trị bị thiếu.
- Vế phải dấu = trong lệnh “gen” hay “replace” có thể là bất kỳ biểu thức nào có tên biến, chứ không chỉ giá trị biến. Vì vậy, lệnh “gen young = (agehead<=32)” chẳng hạn sẽ tạo ra một biến gọi là “young” nhận giá trị là 1 nếu chủ hộ 32 tuổi trở xuống (có nghĩa là nếu biểu thức trong ngoặc đúng) và giá trị 0 cho trường hợp khác.
- Lệnh “replace” có thể được sử dụng để thay đổi giá trị của bất kỳ biến hiện hành nào và độc lập với lệnh “generate”.

Một dạng phát triển của lệnh “generate” là “egen”. Cũng như lệnh “gen”, lệnh “egen” có thể tạo ra các biến để lưu trữ số liệu thống kê mô tả, như trung vị, tổng, tối đa, tối thiểu. Tính năng mạnh hơn của lệnh “egen” là khả năng tạo số liệu thống kê gồm nhiều quan sát. Chẳng hạn, lệnh sau tạo ra biến “avgage” chứa tuổi bình quân của chủ hộ trên toàn bộ dữ liệu:

```
. egen avgage=mean( agehead )
```

Mọi quan sát trong hệ dữ liệu sẽ nhận cùng giá trị đối với “avgage”. Lệnh sau tạo ra cùng số liệu thống kê, nhưng lần này tách riêng cho các hộ có chủ hộ là nam hay nữ:

```
. egen avgagemf=mean( agehead ) , by( sexhead )
```

Gán nhãn biến

Ta có thể gán nhãn các biến để cung cấp thông tin mô tả. Chẳng hạn, biến “oldhead” hiện chưa có nhãn. Ta có thể gán nhãn cho biến này bằng cách gõ

```
. label variable oldhead "HH Head is over 50: 1=Y, 0=N"
```

Trong lệnh “label”, ta có thể rút gọn biến thành “var.” Để xem nhãn mới, ta gõ lệnh sau:

```
. des oldhead
```

Gán nhãn dữ liệu

Ta cũng có thể tạo các loại nhãn khác. Để gán nhãn cho toàn bộ hệ dữ liệu và hiển thị trên cùng trong danh mục “describe”, ta dùng:

```
. label data "Bangladesh HH Survey 1998"
```

Để xem nhãn này, ta gõ:

```
. des
```

Gán nhãn cho giá trị biến

Các biến dạng phân loại, như trong “sexhead (1 = male, 0 = female),” có thể nhận các nhãn để giúp ta nhớ loại biến. Chẳng hạn, sử dụng hh_98.dta, lập bảng biến “sexhead” sẽ chỉ cho giá trị 0 và 1:

```
. tab sexhead
```

Gender of HH head: 1=M, 0=F	Freq.	Percent	Cum.
0	104	9.21	9.21
1	1,025	90.79	100.00
Total	1,129	100.00	

Để gán nhãn cho các giá trị biến, ta phải làm hai việc. Thứ nhất là định nghĩa nhãn giá trị. Sau đó là gán nhãn này vào biến. Bằng các loại mới của sexhead, ta gõ:

```
. label define sexlabel 0 "Female" 1 "Male"  
. label values sexhead sexlabel
```

Để xem nhãn, gõ:

```
. tab sexhead
```

Nếu ta muốn xem giá trị thực của biến “sexhead”, vẫn là 0 và 1, ta có thể thêm một tham số để không hiển thị nhãn gán cho các giá trị của biến. Chẳng hạn, ta có thể gõ:

```
. tab sexhead, nolabel
```

Giữ lại và loại bỏ biến và quan sát

Ta có thể lựa chọn các biến và quan sát trong hệ dữ liệu bằng cách sử dụng các lệnh “keep” hay “drop”. Giả sử ta có hệ dữ liệu gồm 6 biến, var1, var2, ..., var6. Ta muốn

giữ lại một tệp tin chỉ có 3 biến (chẳng hạn var1, var2 và var3). Khi đó ta có thể sử dụng một trong hai lệnh sau:

- “keep var1 var2 var3” (hay “keep var1-var3” nếu các biến có thứ tự này)
- “drop var4 var5 var6” (hay “drop var4-var6” nếu các biến có thứ tự này)

Chú ý sử dụng dấu gạch ngang (-) trong cả hai lệnh. Nên sử dụng lệnh có ít biến và câu lệnh ngắn (để giảm rủi ro lỗi). Ta cũng có thể sử dụng các toán tử liên hệ hay lôgích. Chẳng hạn, lệnh sau sẽ loại trừ các quan sát có chủ hộ từ 80 tuổi trở lên:

```
. drop if agehead>=80
```

Còn lệnh này sẽ giữ lại những quan sát có quy mô hộ gia đình gồm 6 người trở xuống:

```
. keep if famsize<=6
```

Hai lệnh trên loại trừ hay giữ lại tất cả các biến tùy vào điều kiện. Ta không thể đưa vào một danh mục biến trong lệnh “drop” hay “keep” có điều kiện. Chẳng hạn, lệnh sau sẽ không thực hiện được:

```
. keep nh famsize if famsize<=6  
invalid syntax  
r(198)
```

Ta phải sử dụng hai lệnh để làm công việc sau:

```
. keep if famsize<=6  
. keep nh famsize
```

Ta cũng có thể sử dụng từ khóa trong lệnh “drop” hay “keep”. Chẳng hạn, để loại trừ 20 quan sát đầu tiên:

```
. drop in 1/20
```

Vẽ biểu đồ

Stata có tính năng tạo đồ thị cơ bản rất tốt, tuy cần luyện tập đáng kể để có được những biểu đồ đẹp. Lệnh sau cho biết mức phân bố độ tuổi của chủ hộ trong biểu đồ dạng thanh (biểu đồ tần số):

```
. histogram agehead
```

Trong nhiều trường hợp, cách dễ nhất để vẽ biểu đồ là bằng trình đơn; khi đó, kích vào Graphics, sau đó vào Histogram và làm theo chỉ dẫn. Một cách đơn giản để lưu biểu đồ là kích chuột phải vào biểu đồ và copy – paste vào Microsoft Word hay Excel.

Đây là lệnh vẽ biểu đồ điểm của hai biến:

```
. twoway (scatter educhead agehead), ytitle(Education of head)
xtitle(Age of head) title(Education by Age)
```

Kết hợp các hệ dữ liệu

Trong Stata, ta chỉ có thể làm việc được với từng tệp dữ liệu một – có nghĩa là, trong bộ nhớ chỉ có thể có một hệ dữ liệu ở một thời điểm. Tuy nhiên, những thông tin hữu ích thường dàn trải trên nhiều tệp dữ liệu và cần phải được truy cập đồng thời. Để sử dụng những thông tin này, Stata có các lệnh kết hợp những tệp tin đó. Tùy thuộc vào tình trạng dàn trải thông tin giữa các tệp tin mà ta có thể trộn hay nối người tệp tin.

Trộn hệ dữ liệu

Trộn các tệp tin được thực hiện khi ta cần sử dụng các biến rải rác trên hai tệp tin trở lên. Một ví dụ về trộn tệp là hh_98.dta sẽ được chia làm hai hệ dữ liệu trong đó một hệ chứa một biến hay nhiều biến còn hệ kia không chứa biến, sau đó các hệ dữ liệu sẽ được kết hợp (trộn) để lấy lại tệp tin ban đầu hh_98.dta. Mở tệp hh_98.dta, loại bỏ các biến tham gia chương trình, lưu tệp dữ liệu với tên hh_98_1.dta.

```
. use hh_98, clear
. drop dmmfd dfmfd
. save hh_98_1.dta, replace
```

Ta muốn cho tệp tin này tên mới (hh_98_1.dta) vì không muốn thay đổi vĩnh viễn tệp tin gốc hh_98.dta. Khi đó, ta sẽ mở lại tệp tin hh_98.dta. Lần này, chỉ giữ lại các biến tham gia chương trình. Lưu tệp tin này thành hh_98_2.dta.

```
. use hh_98, clear
. keep nh dmmfd dfmfd
. save hh_98_2.dta, replace
```

Lưu ý rằng ta giữ lại các yếu tố định dạng hộ gia đình (“nh”) ngoài các biến tham gia chương trình. Đây là việc cần thiết vì việc trộn tệp đòi hỏi phải có ít nhất một biến xác định chung giữa hai tệp cần trộn. Ở đây, “nh” là biến chung này giữa hai tệp tin. Bây

giờ, ta đã có hai hệ dữ liệu – một có các biến tham gia chương trình của hộ gia đình (hh_98_2.dta), còn một không có những biến này (hh_98_1.dta). Nếu ta cần sử dụng các biến từ cả hai tệp tin, ta sẽ phải trộn hai tệp tin. Tuy nhiên, trước khi trộn hai tệp tin này, ta cần bảo đảm rằng hai tệp tin đã được sắp xếp thứ tự theo biến xác định. Có thể thực hiện nhanh việc này như sau:

```
. use hh_98_1, clear
. sort nh
. save, replace
. use hh_98_2, clear
. sort nh
. save, replace
```

Bây giờ ta đã sẵn sàng trộn hai tệp tin. Một trong hai tệp tin phải được mở (tệp nào cũng được). Mở tệp hh_98_1.dta, sau đó trộn tệp hh_98_2.dta với tệp này:

```
. use hh_98_1, clear
. merge nh using hh_98_2
```

Trong trường hợp này, hh_98_1.dta được gọi là tệp chủ (tệp được lưu lại trong bộ nhớ trước khi thực hiện trộn tệp) còn hh_98_2.dta được gọi là *tệp sử dụng*. Để biết hoạt động trộn tệp diễn ra thế nào, ta gõ lệnh sau:

```
. tab _merge
```

Stata tạo ra biến mới “_merge” này trong quá trình trộn. Thao tác trên biến này hiển thị các giá trị khác của “_merge” và từ đó là tình trạng của quá trình trộn.

_merge	Freq.	Percent	Cum.
3	1129	100.00	100.00
Total	1129	100.00	

Cho dù trong trường hợp này, “_merge” chỉ có một giá trị (3), nhưng biến này có thể có tới 3 giá trị, tùy thuộc vào tính chất của quá trình trộn:

- Giá trị 1 cho biết số quan sát chỉ có từ *tệp chủ*.
- Giá trị 2 cho biết số quan sát chỉ có từ *tệp sử dụng*.
- Giá trị 3 cho biết số quan sát chung ở cả hai tệp.

Tổng số quan sát trong hệ dữ liệu kết quả là tổng của 3 tần suất “_merge” này. Chẳng hạn, trong ví dụ này, mỗi quan sát (hộ gia đình) trong tệp hh_98_1.dta có một quan sát đối xứng chính xác trong tệp hh_98_2.dta, vì vậy mà ta nhận được “_merge=3” chứ không phải 1 hay 2 (rõ ràng, do hai tệp được tạo ra từ một tệp chung). Nhưng trong các ví dụ thực tế, các giá trị 1 và 2 vẫn tồn tại sau khi trộn tệp. Trường hợp thường gặp nhất là ta sẽ muốn làm việc với các quan sát chung ở cả hai tệp (có nghĩa là “_merge=3”). Việc này được thực hiện bằng cách thực hiện lệnh sau sau quá trình trộn tệp:

```
. keep if _merge==3
```

Ngoài ra, cần loại trừ biến “_merge” khỏi hệ dữ liệu sau quá trình trộn tệp “_merge”. Bây giờ ta đã có một hệ dữ liệu giống với tệp hh_98.dta về nội dung.

Nối hệ dữ liệu

Nối hệ dữ liệu sẽ cần thiết khi ta cần kết hợp hai hệ dữ liệu có cùng (hay gần giống) các biến, nhưng các đơn vị quan sát (như hộ gia đình) lại loại trừ lẫn nhau. Để minh họa cho quá trình nối tệp này, ta cũng sẽ chia tách tệp hh_98.dta. Nhưng lần này, thay vì loại bỏ các biến, ta sẽ loại một số quan sát. Mở tệp hh_98.dta, loại bỏ các quan sát từ 1 đến 700 rồi lưu tệp thành hh_98_1.dta:

```
. use hh_98, clear
. drop in 1/700
. save hh_98_1.dta, replace
```

Tiếp theo, ta mở lại tệp hh_98.dta nhưng giữ nguyên các quan sát từ 1 đến 700, rồi lưu tệp thành hh_98_2.dta.

```
. use hh_98, clear
. keep in 1/700
. save hh_98_2.dta, replace
```

Bây giờ, ta đã có hai hệ dữ liệu; cả hai đều có các biến giống nhau nhưng có hệ hộ gia đình khác nhau. Trong tình huống này, ta cần nối hai tệp lại. Một lần nữa, một tệp sẽ phải lưu trữ trong bộ nhớ (tệp nào cũng được). Mở tệp hh_98_1.dta, sau đó nối tệp hh_98_2.dta vào.

```
. use hh_98_1, clear
. append using hh_98_2
```

Lưu ý rằng các tệp tin riêng lẻ không cần phải sắp xếp thứ tự trước khi nối, đồng thời Stata cũng không tạo thêm biến mới nào như “_merge” sau khi nối tệp. Ta có thể kiểm tra xem quá trình nối tệp có thành công hay không bằng cách thực hiện lệnh “count” trong Stata để biết số quan sát trong hệ dữ liệu tạo ra, biết rằng số này phải là tổng các quan sát trong hai tệp riêng lẻ (tức là 1.129).

Làm việc với các tệp tin .log và .do

Phần này sẽ thảo luận cách sử dụng hai loại tệp tin cực kỳ hiệu quả trong ứng dụng Stata. Một loại tệp lưu trữ các lệnh Stata và kết quả để xem lại sau (tệp .log), còn loại kia chứa các lệnh để thực hiện lặp lại sau. Hai loại tệp tin này có thể làm việc tương tác với nhau và đây là đặc điểm rất có ích trong các lệnh sửa lỗi và để “cảm nhận” tốt dữ liệu.

Tệp .log

Ta thường muốn lưu kết quả của các lệnh Stata và có thể là cả in ra giấy. Ta làm việc này bằng cách tạo một tệp .log. Tệp này được tạo ra bằng lệnh “log using” và đóng lại

Bằng lệnh “log close”; mọi lệnh được thực hiện giữa hai lệnh này, cũng như kết quả tương ứng (trừ biểu đồ) đều được lưu trong tệp .log. Sử dụng tệp hh_98.dta. Giả sử ta chỉ muốn lưu thông tin tóm tắt về học vấn của chủ hộ theo giới tính. Ta có các lệnh sau:

```
. log using educm.log  
. by sexhead, sort:sum educhead  
. log close
```

Quá trình diễn ra ở đây là Stata tạo ra một tệp văn bản có tên là educm.log trong thư mục hiện hành và lưu kết quả tóm tắt trong tệp này. Nếu muốn lưu tệp .log trong một thư mục khác thư mục hiện hành thì ta có thể xác định đường dẫn đầy đủ của thư mục đó trong lệnh tạo tệp .log. Ta cũng có thể sử dụng mục File trong trình đơn, tiếp đó là Log và Begin.

Nếu đã có tệp .log rồi thì ta có thể thay thế tệp này bằng lệnh “log using educm.log” hay thay thế hoặc nối các kết quả mới vào tệp đó bằng lệnh “log using educm.log, append.” Nếu ta thực sự muốn giữ tệp .log không đổi hiện có thì ta có thể đổi tên tệp này hay tệp trong lệnh tạo .log. Nếu muốn loại bớt một phần trong tệp .log, ta có thể làm lệnh “log off” trước phần dữ liệu đó, sau đó là lệnh “log on” cho phần ta muốn lưu. Ta phải đóng tệp .log trước khi mở một tệp mới; nếu không, ta sẽ gặp thông báo lỗi.

Tệp .do

Cho tới nay, ta đã biết cách sử dụng tương tác các lệnh Stata, là việc làm có lợi cho các lệnh sửa lỗi và cảm nhận tốt dữ liệu. Mỗi lần, ta gõ một dòng lệnh và Stata sẽ xử lý dòng lệnh đó, hiện kết quả (nếu có) và chờ lệnh tiếp theo. Tuy phương pháp này có lợi ích riêng nhưng để sử dụng nâng cao Stata là cần thực hiện các lệnh theo gói – tức là, nhóm các lệnh lại và chuyển cả gói đến Stata cùng một lúc.

Nếu phải sử dụng cùng một loạt lệnh liên tục, ta sẽ tiết kiệm được số câu lệnh trong một tệp tin và chạy đồng thời các lệnh bất cứ khi nào cần. Những tệp lệnh này được gọi là các tệp .do; đây là hình thức lệnh Stata tương đương như macro. Ta có thể tạo tệp .do ít nhất theo 3 cách:

1. Chỉ cần gõ các lệnh vào một tệp văn bản, đặt tên là “educm.do” (cần có đuôi .do), và chạy tệp này bằng lệnh “do educm” trong cửa sổ Lệnh Stata.
2. Kích chuột phải vào bất kỳ đâu trong cửa sổ Review để lưu tất cả các lệnh được sử dụng tương tác. Tệp tin lưu các lệnh có thể chỉnh sửa, gán nhãn và sử dụng dưới dạng tệp .do.
3. Sử dụng trình chỉnh sửa tệp .do có sẵn trong Stata. Trình này được khởi động bằng cách kích vào biểu tượng (thứ 5 từ phải sang, ở đầu trang). Sau đó có thể gõ các lệnh vào trình chỉnh sửa.

Chạy các lệnh này bằng cách chọn lệnh và sử dụng đúng biểu tượng (thứ 2 từ phải qua) trong trình chỉnh sửa .do. Qua luyện tập, quá trình này sẽ trở nên rất nhanh và tiện lợi khi làm việc với Stata.

Dưới đây là ví dụ về tệp .do:

```
log using educm.log use hh_98
sort nh
save, replace sort sexhead
by sexhead:sum educhead log close
```

Ưu điểm chính khi sử dụng tệp .do thay vì gõ từng dòng lệnh một là khả năng phổ biến và lặp lại. Bằng tệp .do, ta có thể phổ biến các kết quả đã tạo ra từ hàng tuần hay hàng tháng trước. Hơn nữa, các tệp .do sẽ đặc biệt hữu ích khi cần lặp lại các tập lệnh – chẳng hạn, với các hệ dữ liệu hay nhóm khác nhau.

Cần dùng một số lệnh trong tệp .do. Các lệnh này được thảo luận trong tệp .do mẫu dưới đây.

```
*This is a Stata comment that is not executed
/*****This is a do file that shows some very useful
commands used in do files. In addition, it creates a
log file and uses some basic Stata commands   ***/

#delimit ; set more 1; drop _all;
cap log close;
log using c:\eval\log\try.log, replace;

use c:\eval\data\hh_98.dta ;
describe ;
list in 1/3 ;
list nh famsize educhead if sexhead==0 & agehead<45;
summarize famsize;
summarize famsize, detail;
sum famsize educhead [aw=weight], d;
tab sexhead;
tab educhead sexhead, col row;
tab educhead, summarize(agehead);
label define sexlabel 1 "MALE" 0 "FEMALE";
label values sexhead sexlabel;
tabulate sexhead;
label variable sexhead "Gender of Head: 1=M, 0=F";
save c:\eval\data\temp.dta, replace;
#delimit cr
use c:\eval\data\hh_91.dta
append using temp
tab year
log close
```

Dòng đầu tiên trong tệp là lời giải thích. Stata coi tất cả các dòng bắt đầu bằng dấu sao (*) là những chú giải và bỏ qua không thực hiện lệnh. Ta có thể viết một câu chú giải trên nhiều dòng bằng cách sử dụng dấu xô hay sao (/*) ở đầu dòng và kết thúc lời chú giải bằng một dấu sao và xô (*). Các lời chú giải sẽ rất có ích khi tổng hợp tài liệu và ta cần đưa ít nhất những thông tin sau vào lời chú giải trong tệp .do: mục đích chung của tệp .do và ngày giờ hiệu chỉnh gần nhất. Ta có thể đưa vào các lời chú giải ở bất cứ đâu trong tệp .do, chứ không nhất thiết ở đầu tệp.

Các lệnh sử dụng trong tệp .do mẫu như sau:

- | | |
|----------------------------|---|
| <code>#delimit;</code> | Mặc định, Stata giả định rằng mỗi lệnh kết thúc bằng cách xuống dòng (tức là bấm phím Enter). Tuy nhiên, nếu một lệnh quá dài không vừa một dòng thì ta có thể kéo dài lệnh ra trên một dòng. Ta làm việc này bằng cách cho Stata biết dấu phân cách lệnh là gì. Lệnh trong ví dụ cho biết dấu chấm phẩy (;) kết thúc một lệnh. Mỗi lệnh sau lệnh “delimit” đều phải kết thúc bằng dấu chấm phẩy. Mặc dù đối với tệp .do này, lệnh “#delimit” là không cần thiết (mọi lệnh đều ngắn), nhưng cần biết nội dung này để giải thích lệnh. |
| <code>set more 1</code> | Stata thường hiển thị kết quả trên từng màn hình một và đợi người sử dụng ấn phím bất kỳ. Nhưng quá trình này sẽ nhanh chóng trở nên nhàm chán nếu, sau khi chạy một tệp .do, ta phải bấm một phím đối với mỗi màn hình cho đến khi chương trình kết thúc. Lệnh này hiển thị toàn bộ kết quả, và tự động bỏ qua trang. |
| <code>drop _all</code> | Lệnh này làm trống bộ nhớ. |
| <code>cap log close</code> | Lệnh này đóng bất kỳ tệp .log đang mở nào. Nếu không có tệp .log nào mở thì Stata sẽ bỏ qua lệnh này. |
| Exercise: | Chạy tệp mẫu .do có chứa kết quả trong try.log. Khi ta thấy “end of .do file,” mở c:\eval\log\try.log trong Microsoft Word (hay Notepad) và kiểm tra kết quả. |

Tệp .ado

Các tệp .ado là các chương trình Stata dùng để thực hiện một số tác vụ cụ thể. Nhiều lệnh Stata được thực hiện bằng tệp .ado (chẳng hạn, lệnh “summarize”). Để chạy một chương trình như vậy, chỉ cần gõ tên chương trình vào dòng lệnh. Người sử dụng có thể viết chương trình .ado riêng để đáp ứng những yêu cầu cụ thể. Trên thực tế, người sử dụng và phát triển Stata liên tục phải viết những chương trình như vậy và thường phổ biến những chương trình này cho cộng đồng người sử dụng Stata trên Internet. Ta sẽ sử dụng những câu lệnh này thông qua những bài tập về kỹ thuật đánh giá tác động khác nhau. Chẳng hạn, kỹ thuật đối chiếu điểm xu hướng được thực hiện bằng tệp .ado có tên *pscore.ado*. Để tải về phiên bản mới nhất của lệnh này, gõ lệnh sau vào dòng lệnh:

```
. findit pscore
```

Stata đáp ứng với một danh mục tệp .ado trong chương trình. Kích một trong số các tệp sẽ cho biết chi tiết tệp và hiện lựa chọn cho phép cài đặt. Khi Stata cài đặt một chương trình .ado, chương trình cũng cài đặt cả các tệp tin trợ giúp đi kèm.

Bài tập thực hành

Nhìn vào hệ dữ liệu năm 1998 sẽ được sử dụng thường xuyên trong bài tập đánh giá tác động.

a. Các đặc điểm của hộ gia đình

Nhìn vào sự khác biệt giữa các đặc điểm của hộ gia đình giữa đối tượng tham gia và không tham gia chương trình tài chính vi mô. Mở tệp `c:\eval\data\hh_98.dta`, là tệp chứa các biến cấp độ hộ gia đình. Điền vào bảng sau. Ta có thể sử dụng lệnh “tabstat” hay “table” trong Stata.

```
. tabstat famsize, statistics(mean sd) by(dfmfd)
. table dfmfd, contents(mean famsize sd famsize)
```

	Mẫu đầy đủ		Người tham gia là nữ		Các hộ không có người tham gia là nữ	
	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn
Quy mô hộ gia đình bình quân	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Tài sản HGD bình quân	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Số hữu đất đai HGD bình quân	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Độ tuổi bình quân của chủ hộ	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Số năm đi học bình quân của chủ hộ	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Tỉ lệ HGD có chủ hộ là nam	_____	_____	_____	_____	_____	_____

Các hộ được chọn mẫu có khác nhau nhiều giữa mẫu đầy đủ, người tham gia và không tham gia không?

Giới tính của chủ hộ cũng có thể ảnh hưởng đến các đặc điểm của hộ gia đình.

```
. tabstat famsize, statistics(mean sd) by(sexhead)
. table sexhead, contents(mean famsize sd famsize)
```

Cẩm nang Đánh giá Tác động

	HGD có chủ hộ là nam		HGD có chủ hộ là nữ	
	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn
Quy mô HGD bình quân	_____	_____	_____	_____
Số năm đi học bình quân của chủ hộ	_____	_____	_____	_____
Tuổi bình quân của chủ hộ	_____	_____	_____	_____
Tài sản HGD bình quân	_____	_____	_____	_____
Sở hữu đất đai HGD bình quân	_____	_____	_____	_____

Các hộ gia đình chọn mẫu có chủ hộ là nam có khác biệt nhiều với những hộ gia đình có chủ hộ là nữ không?

b. Đặc điểm thôn bản

	Trung vị	Độ lệch chuẩn
Thôn bản có đường xá	_____	_____
Tỉ lệ đất trong thôn được tưới tiêu	_____	_____

c. Giá cả

	Mẫu đầy đủ		Tham gia		Không tham gia	
	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn
Gạo	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Lúa mỳ	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Dầu ăn	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Sữa	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Khoai tây	_____	_____	_____	_____	_____	_____

d. Chi tiêu

Mở tệp c:\eval\data\hh_98.dta. Tệp tin này có thông tin về chi tiêu tiêu dùng ở cấp độ hộ gia đình. Nhìn vào mô hình tiêu dùng.

	Chi tiêu đầu người		Chi tiêu lương thực đầu người		Chi tiêu ngoài lương thực đầu người	
	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn
<i>Theo giới tính chủ hộ</i>						
HGD có chủ hộ là nam						
HGD có chủ hộ là nữ						
<i>Theo trình độ học vấn của chủ hộ</i>						
Chủ hộ có một chút học vấn						
Chủ hộ không học hành gì						
<i>Theo quy mô HGD</i>						
HGD lớn (> 5)						
HGD nhỏ (<= 5)						
<i>Theo sở hữu đất đai</i>						
Sở hữu đất lớn (> 50/người)						
Sở hữu đất nhỏ hay không có đất đai						

	Mẫu đầy đủ		Người tham gia là nữ		Các hộ không có người tham gia là nữ	
	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Độ lệch chuẩn
Chi tiêu đầu người						
Chi tiêu lương thực đầu người						
Chi tiêu ngoài lương thực đầu người						

Tóm tắt kết quả so sánh chi tiêu đầu người.

12. Đánh giá tác động ngẫu nhiên

Chọn mẫu ngẫu nhiên sẽ phát huy tác dụng trong tình huống lý tưởng trong đó các cá nhân hay hộ gia đình được gán ngẫu nhiên vào can thiệp, nhờ đó loại trừ được sai số lựa chọn. Khi tính toán tác động của một chương trình nào đó, việc so sánh cùng những cá nhân được tham gia can thiệp trong thời kỳ không cho phép tính toán thống nhất tác động của chương trình vì các yếu tố khác ngoài chương trình có thể ảnh hưởng đến kết quả. Tuy nhiên, so sánh kết quả của các cá nhân có can thiệp với nhóm đối chứng tương tự có thể cho phép tính toán tác động chương trình. Sự so sánh này sẽ có hiệu quả cao khi có chọn mẫu ngẫu nhiên vì việc chỉ định cá nhân hay nhóm đối tượng vào các nhóm can thiệp hay đối chiếu là ngẫu nhiên. Có thể tính toán không sai số tác động của chương trình trong mẫu khi thiết kế và triển khai đánh giá ngẫu nhiên được thực hiện phù hợp. Bài tập này minh họa cách tính toán tác động ngẫu nhiên với những kịch bản khác nhau. Trong chương này, đánh giá tác động ngẫu nhiên được trình bày từ trên xuống – có nghĩa là từ lựa chọn địa điểm chương trình đến tham gia chương trình.

Tác động của việc lựa chọn địa điểm chương trình ở thôn bản

Giả sử các chương trình tín dụng vi mô được chỉ định ngẫu nhiên tới thôn bản, 1 đồng thời giả định không có khác biệt nào giữa các thôn bản can thiệp và đối chứng. Ta muốn tính toán tác động của việc lựa chọn địa điểm chương trình đối với tổng chi tiêu hàng năm đầu người của hộ gia đình.

Trong bài tập này ta dùng dữ liệu hộ gia đình năm 1998 từ hh_98.dta. Các lệnh sau mở hệ dữ liệu và tạo dạng lôga của hai biến – kết quả (“exptot”) và đất đai của hộ gia đình trước khi tham gia chương trình tín dụng vi mô (“hhland,” được đổi thành cơ từ dấu thập phân bằng cách chia cho 100).

```
use ..\data\hh_98;  
gen lexptot=ln(1+exptot);  
gen lnland=ln(1+hhland/100);
```

Sau đó, một biến giả được tạo ra cho việc lựa chọn địa điểm chương trình tín dụng vi mô ở thôn bản. Hai biến lựa chọn địa điểm chương trình được tạo ra: một biến cho các chương trình dành cho nam giới và biến kia cho các chương trình dành cho nữ giới.

```
gen vill=thanaid*10+villid;  
egen progvillm=max(dmmfd), by(vill);  
egen progvillf=max(dfmfd), by(vill);
```

Đầu tiên, ta sử dụng phương pháp đơn giản nhất để tính tác động can thiệp bình quân của việc lựa chọn địa điểm chương trình ở thôn bản. Ta thực hiện việc này bằng lệnh “ttest” trong Stata để so sánh kết quả giữa các thôn bản can thiệp và đối chứng. Lệnh sau cho biết hiệu quả của việc lựa chọn địa điểm chương trình dành cho nữ ở thôn bản:

```
ttest lexptot, by(progwillf);
```

Kết quả cho thấy khác biệt trong kết quả giữa các thôn bản can thiệp và đối chứng là đáng kể. Có nghĩa là, việc lựa chọn địa điểm chương trình nữ giới ở thôn bản đã cải thiện mức chi tiêu đầu người.²

Two-sample t-test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]
0	67	8.328525	.0644093	.5272125	8.199927 8.457122
1	1062	8.458371	.0157201	.5122923	8.427525 8.489217
combined	1129	8.450665	.0152934	.5138679	8.420659 8.480672
diff		-.1298466	.0646421		-.2566789 -.0030142

Degrees of freedom: 1127

Ho: mean(0) – mean(1) = diff = 0

Ha: diff < 0	Ha: diff != 0	Ha: diff > 0
t = -2.0087	t = -2.0087	t = -2.0087
P < t = 0.0224	P > t = 0.0448	P > t = 0.9776

Một phương án khác là chạy phương trình đơn giản nhất tính hồi quy mức chi tiêu đầu người so sánh với biến giả chương trình ở thôn bản:

```
reg lexptot progwillf;
```

Kết quả này cho cùng một hiệu quả (0.130) ở mức đáng kể.

Source	SS	df	MS	Number of obs =	1129
Model	1.06259118	1	1.06259118	F(1, 1127) =	4.03
Residual	296.797338	1127	.263351676	Prob > F =	0.0448
Total	297.85993	1128	.264060221	R-squared =	0.0036
				Adj R-squared =	0.0027
				Root MSE =	.51318

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
progwillf	.1298466	.0646421	2.01	0.045	.0030142 .2566789
_cons	8.328525	.0626947	132.84	0.000	8.205513 8.451536

Hồi quy trên tính toán tác động chung của các chương trình thôn bản về chi tiêu đầu người của hộ gia đình. Tác động này có thể khác với tác động về chi tiêu sau khi cho các yếu tố khác không đổi – có nghĩa là, xác định mô hình điều chỉnh đối với các biến đồng thời có ảnh hưởng đến các kết quả cần quan tâm. Tiếp đến, ta tính hồi quy cùng kết quả này (lôga chi tiêu hộ gia đình đầu người) so với biến giả chương trình thôn bản cùng với các yếu tố khác có thể ảnh hưởng đến chi tiêu:

```
reg lexptot progvillf sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight];
```

Sau khi điều chỉnh các biến đồng thời khác, ta vẫn không phát hiện thấy tác động đáng kể của việc chọn địa điểm chương trình đối với biến kết quả:

```
Regression with robust standard errors          Number of obs =   1129
                                                F( 12, 1116) =  20.16
                                                Prob > F      =  0.0000
                                                R-squared    =  0.2450
                                                Root MSE    =  .46179
```

	Robust					
lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
progvillf	-.0455621	.1046759	-0.44	0.663	-.2509458	.1598217
sexhead	-.0373236	.0643335	-0.58	0.562	-.1635519	.0889047
agehead	.0030636	.0012859	2.38	0.017	.0005405	.0055867
educhead	.0486414	.0057184	8.51	0.000	.0374214	.0598614
lnland	.1912535	.0389079	4.92	0.000	.1149127	.2675943
vaccess	-.0358233	.0498939	-0.72	0.473	-.1337197	.0620731
pcirr	.1189407	.0608352	1.96	0.051	-.0004236	.238305
rice	.0069748	.0110718	0.63	0.529	-.0147491	.0286987
wheat	-.029278	.0196866	-1.49	0.137	-.0679049	.009349
milk	.0141328	.0072647	1.95	0.052	-.0001211	.0283867
oil	.0083345	.0038694	2.15	0.031	.0007424	.0159265
egg	.1115221	.0612063	1.82	0.069	-.0085702	.2316145
_cons	7.609248	.2642438	28.80	0.000	7.090777	8.127718

Tác động của việc tham gia chương trình

Cho dù có gán ngẫu nhiên chương trình tín dụng vi mô giữa các thôn bản thì lựa chọn tham gia cũng có thể không phải ngẫu nhiên. Chỉ có những hộ gia đình có dưới 50 số thập phân đất đai có thể tham gia vào các chương trình tín dụng vi mô (gọi là các nhóm đối tượng).

Cũng như trên, ta bắt đầu bằng phương pháp đơn giản nhất khi tính toán tác động can thiệp bình quân của việc tham gia chương trình với nữ giới. Việc này được thực hiện bằng lệnh “ttest” trong Stata để so sánh kết quả giữa các thôn bản can thiệp và đối chứng

```
ttest lexptot, by(dfmfd);
```

Kết quả cho thấy sự khác biệt giữa các đối tượng tham gia và không tham gia là không đáng kể.

Two-sample t-test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]
0	534	8.447977	.023202	.5361619	8.402398 8.493555
1	595	8.453079	.0202292	.4934441	8.413349 8.492808
combined	1129	8.450665	.0152934	.5138679	8.420659 8.480672
diff		-.005102	.0306448		-.0652292 .0550253

Degrees of freedom: 1127

Ho: mean(0) - mean(1) = diff = 0

Ha: diff < 0	Ha: diff != 0	Ha: diff > 0
t = -0.1665	t = -0.1665	t = -0.1665
P < t = 0.4339	P > t = 0.8678	P > t = 0.5661

Một lần nữa, ta có thể chọn cách chạy một mô hình hồi quy đơn giản – kết quả so với việc tham gia của phụ nữ:

reg lexptot dfmfd;

Hồi quy trên minh họa tác động của việc phụ nữ tham gia trong chương trình tín dụng vi mô không khác với 0.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1129
Model	.007325582	1	.007325582		F(1, 1127)	= 0.03
Residual	297.852604	1127	.264288025		Prob > F	= 0.8678
					R-squared	= 0.0000
					Adj R-squared	= -0.0009
Total	297.85993	1128	.264060221		Root MSE	= .51409

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
dfmfd	.005102	.0306448	0.17	0.868	-.0550253 .0652292
_cons	8.447977	.0222468	379.74	0.000	8.404327 8.491626

Tiếp đến, cũng như hồi quy về chọn địa điểm chương trình ở thôn bản, ta thêm các biến đồng thời cấp h gia đình và thôn bản khác vào phương trình tính mức tham gia của nữ giới:

```
reg lexptot dmfmd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr
rice wheat milk oil egg [pw=weight];
```

Tác động của việc nữ giới tham gia đối với chi tiêu hộ gia đình đã chuyển từ không đáng kể sang đáng kể (ở mức 10%).

```
Regression with robust standard errors      Number of obs =   1129
                                           F( 12, 1116) =  19.72
                                           Prob > F      =  0.0000
                                           R-squared    =  0.2478
                                           Root MSE    =  .46093
```

	Robust					
lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dmfmd	.0654911	.0348852	1.88	0.061	-.0029569	.133939
sexhead	-.0331386	.0647884	-0.51	0.609	-.1602593	.0939822
agehead	.0031133	.001314	2.37	0.018	.000535	.0056915
educhead	.0493265	.0060583	8.14	0.000	.0374395	.0612134
lnland	.2058408	.0421675	4.88	0.000	.1231043	.2885774
vaccess	-.0295222	.0501813	-0.59	0.556	-.1279825	.0689381
pcirr	.1080647	.0610146	1.77	0.077	-.0116515	.2277809
rice	.0057045	.0112967	0.50	0.614	-.0164607	.0278696
wheat	-.0295285	.0195434	-1.51	0.131	-.0678744	.0088174
milk	.0136748	.0073334	1.86	0.062	-.0007139	.0280636
oil	.0079069	.0038484	2.05	0.040	.000356	.0154579
egg	.1129842	.0612986	1.84	0.066	-.0072893	.2332577
_cons	7.560953	.278078	27.19	0.000	7.015339	8.106568

Tính toán chung lựa chọn địa điểm và mức tham gia chương trình

Hai bài tập trên cho biết tác động của lựa chọn địa điểm và mức tham gia chương trình trong các phép hồi quy riêng. Tuy nhiên, có thể kết hợp hai tác động này trong cùng một hồi quy, nhờ đó cho phép tính toán ít sai số hơn.

```
reg lexptot dmfmd progvillf sexhead agehead educhead lnland
vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight];
```

Kết quả cho thấy không có tác động đáng kể nào từ việc chọn địa điểm chương trình nhưng có tác động tích cực đáng kể (7,3%) đối với đối tượng tham gia chương trình là nữ ($t = 2.05$).

```
Regression with robust standard errors      Number of obs =   1129
                                           F( 13, 1115) =  18.34
                                           Prob > F      =  0.0000
                                           R-squared    =  0.2490
                                           Root MSE    =  .46079
```

lexptot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dfmfd	.0737423	.0359919	2.05	0.041	.0031228	.1443618
progwillf	-.0747142	.107158	-0.70	0.486	-.2849682	.1355397
sexhead	-.0377076	.0641847	-0.59	0.557	-.1636439	.0882288
agehead	.0030077	.0012831	2.34	0.019	.0004901	.0055254
educhead	.0499607	.0057753	8.65	0.000	.038629	.0612924
lnland	.2040906	.040482	5.04	0.000	.1246611	.2835201
vaccess	-.0348664	.0494669	-0.70	0.481	-.1319252	.0621924
pcirr	.1071558	.0609133	1.76	0.079	-.0123617	.2266734
rice	.0053896	.011106	0.49	0.628	-.0164013	.0271806
wheat	-.028722	.0196859	-1.46	0.145	-.0673476	.0099036
milk	.0137693	.0072876	1.89	0.059	-.0005297	.0280683
oil	.0077801	.0038339	2.03	0.043	.0002576	.0153025
egg	.1137676	.0614016	1.85	0.064	-.0067082	.2342433
_cons	7.64048	.2627948	29.07	0.000	7.124852	8.156108

Tác động của việc tham gia chương trình ở các thôn bản có chương trình

Bây giờ ta sẽ xem xét yếu tố tham gia chương trình có ý nghĩa đối với các hộ gia đình ở các thôn bản tham gia chương trình hay không. Bắt đầu bằng mô hình đơn giản và giới hạn mẫu ở các thôn bản tham gia chương trình:

```
reg lexptot dfmfd if progwillf==1 [pw=weight];
```

Kết quả cho thấy tác động của việc nữ giới tham gia chương trình tín dụng vi mô về chi tiêu hộ gia đình ở các thôn bản có chương trình trên thực tế là âm. Mức tham gia của nữ giới hạ thấp chi tiêu đầu người hộ gia đình ở các thôn bản chương trình 7,0%.

```

egression with robust standard errors      Number of obs =   1062
                                           F(1, 1060)     =    3.57
                                           Prob > F       =   0.0590
                                           R-squared     =   0.0044
                                           Root MSE     =   .51788
    
```

lexptot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dfmfd	-.0700156	.0370416	-1.89	0.059	-.1426987	.0026675
_cons	8.519383	.0294207	289.57	0.000	8.461653	8.577112

Bây giờ ta tính hồi quy mô hình mở rộng (có nghĩa là cả các biến có ảnh hưởng đến tổng chi tiêu):

```
reg lexptot dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr
rice wheat milk oil egg if progwillf==1 [pw=weight];
```

Bằng cách giữa không đổi tất cả các biến khác, ta có thể thấy mức tham gia của nữ giới sẽ chuyển thành dương và đáng kể ở mức 10%.

```
Regression with robust standard errors      Number of obs = 1062
                                             F(12, 1049)   = 18.69
                                             Prob > F      = 0.0000
                                             R-squared    = 0.2567
                                             Root MSE    = .4498
```

	Robust				[95% Conf. Interval]	
lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t		
dfmfd	.0670471	.0354779	1.89	0.059	-.0025687	.1366629
sexhead	-.050392	.0656695	-0.77	0.443	-.1792505	.0784666
agehead	.0025747	.001273	2.02	0.043	.0000768	.0050727
educhead	.0542814	.0056875	9.54	0.000	.0431212	.0654416
lnland	.1641575	.0337974	4.86	0.000	.0978392	.2304758
vaccess	-.0389844	.0498359	-0.78	0.434	-.1367739	.0588051
pcirr	.1246202	.0592183	2.10	0.036	.0084203	.2408201
rice	.0006952	.0103092	0.07	0.946	-.0195338	.0209243
wheat	-.0299271	.0214161	-1.40	0.163	-.0719504	.0120963
milk	.0150224	.0068965	2.18	0.030	.0014899	.0285548
oil	.0076239	.0038719	1.97	0.049	.0000263	.0152215
egg	.105906	.0598634	1.77	0.077	-.0115597	.2233717
_cons	7.667193	.2737697	28.01	0.000	7.129995	8.204392

Tính toán tác động lan tỏa của việc lựa chọn địa điểm chương trình tín dụng vi mô

Bài tập này sẽ tìm hiểu xem việc lựa chọn địa điểm chương trình ở các thôn bản có tác động nào đối với những người không tham gia hay không. Bài kiểm tra này cũng tương tự với những gì đã làm ngay từ đầu nhưng không có đối tượng tham gia chương trình. Bắt đầu bằng mô hình đơn giản và giới hạn mẫu ở các thôn bản tham gia chương trình:

```
reg lexptot progvillf if dfmfd==0 [pw=weight];
```

Kết quả không cho thấy tác động lan tỏa nào.

```
Regression with robust standard errors      Number of obs = 534
                                             F(1, 532)    = 0.00
                                             Prob > F     = 0.9525
                                             R-squared   = 0.0000
                                             Root MSE   = .55686
```

	Robust				[95% Conf. Interval]	
lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t		
progvillf	-.0074135	.1243228	-0.06	0.952	-.2516373	.2368103
_cons	8.526796	.1207848	70.59	0.000	8.289523	8.76407

Tiếp đến, ta chạy hồi quy mô hình mở rộng.

```
reg lexptot progvillf sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat milk oil egg if dmmfd==0 [pw=weight];
```

Như đã thấy từ kết quả dưới đây, việc lựa chọn địa điểm chương trình thôn bản cho thấy không có tác động lan tỏa nào sau khi đã tính đến các biến khác:

```
Regression with robust standard errors          Number of obs =    534
                                                F( 12, 521)    =   17.48
                                                Prob > F       =   0.0000
                                                R-squared     =   0.3254
                                                Root MSE     =   .46217
```

	Robust					
lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
progvillf	-.0667122	.1048541	-0.64	0.525	-.272701	.1392766
sexhead	-.0308585	.0919099	-0.34	0.737	-.2114181	.1497011
agehead	.0037746	.0017717	2.13	0.034	.0002941	.0072551
educhead	.0529039	.0068929	7.68	0.000	.0393625	.0664453
lnland	.2384333	.0456964	5.22	0.000	.1486614	.3282053
vaccess	.0019065	.0678193	0.03	0.978	-.1313265	.1351394
pcirr	.0999683	.0876405	1.14	0.255	-.0722039	.2721405
rice	.0118292	.0171022	0.69	0.489	-.0217686	.045427
wheat	-.0111823	.0263048	-0.43	0.671	-.0628588	.0404942
milk	.0084113	.0096439	0.87	0.384	-.0105344	.027357
oil	.0077888	.0050891	1.53	0.127	-.0022089	.0177866
egg	.1374734	.0815795	1.69	0.093	-.0227918	.2977386
_cons	7.347734	.3449001	21.30	0.000	6.670168	8.0253

Bài tập bổ sung

Làm bài tập tương tự thay bằng bằng tham gia của nam giới (“dmmfd”). Thảo luận kết quả.

Chú thích

1. Trên thực tế, việc chọn mẫu ngẫu nhiên trên không được thực hiện. Giả định này được đưa ra chỉ để cho biết quá trình triển khai đánh giá tác động ngẫu nhiên.
2. Ngay cả khi sai biệt trong kết quả là âm thì tác động vẫn được diễn giải là dương. Dấu âm chỉ có nghĩa là kết quả ở các thôn bản có chương trình (“progvillf=1”) cao hơn kết quả các thôn bản không có chương trình (“progvillf=0”), cho thấy tác động của việc tham gia trên thực tế là dương.

13. Kỹ thuật so sánh điểm xu hướng

Ý tưởng cơ bản đằng sau đối chiếu điểm xu hướng (PSM) là so khớp từng đối tượng tham gia với một đối tượng không tham gia tương tự, sau đó tính toán sai biệt bình quân trong biến kết quả giữa đối tượng tham gia và không tham gia. Bài tập này sẽ minh họa cách thực hiện PSM trong chương trình Stata.

Lệnh tính toán trong Stata là “pscore.ado,” do Becker và Ichino xây dựng (2002). Lệnh “pscore” tính toán điểm xu hướng, là xác suất tiếp nhận can thiệp của từng hộ gia đình, và kiểm tra thuộc tính cân bằng – có nghĩa là, các quan sát có cùng điểm xu hướng phải có cùng phân bố đặc trưng quan sát được không phụ thuộc vào tình trạng can thiệp. Sau khi được cân bằng, ta có thể sử dụng các lệnh khác nhau để thực hiện các dạng so sánh, sau đó tính toán tác động can thiệp bình quân.

Phương trình điểm xu hướng: thỏa mãn thuộc tính cân bằng

Bước đầu tiên trong PSM là xác định điểm xu hướng và thỏa mãn thuộc tính cân bằng. Việc này được thực hiện bằng lệnh “pscore” trong Stata. Sử dụng dữ liệu năm 1998 trong tệp hh_98.dta. Bắt đầu bằng biến tham gia chương trình “dmmfd” coi là biến can thiệp. Lệnh sau cho biết cách sử dụng lệnh “pscore”:

```
pscore dmmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice  
wheat milk oil egg [pw=weight], pscore(ps98) blockid(blockf1)  
comsup level(0.001);
```

Kết quả bao gồm cả đầu ra hồi quy probit, ước tính và mô tả điểm xu hướng, số lượng các khối và phân tầng sử dụng điểm xu hướng và phép thử thuộc tính cân bằng. Khu vực hỗ trợ chung là những điểm xu hướng nằm trong dải giá trị ước tính thấp nhất và cao nhất ở các hộ gia đình thuộc nhóm can thiệp.

Kết quả sau cho thấy khu vực hỗ trợ chung xác định là [.00180123, .50022341], số lượng khối cuối cùng là 4, và thuộc tính cân bằng không được thỏa mãn. Yếu tố quan trọng nhất cần tìm trong kết quả này là danh mục biến khiến thuộc tính cân bằng không được thỏa mãn. Kết quả cho thấy biến số “egg” không được cân bằng trong khối 2. Giải pháp cho vấn đề này là sử dụng một hệ biến đồng thời khác và chạy lại lệnh “pscore”.

```
*****  
Algorithm to estimate the propensity score  
*****
```

Cẩm nang Đánh giá Tác động

The treatment is dmmfd

HH has male microcredit participant : 1=Y, 0=N	Freq.	Percent	Cum.
0	909	80.51	80.51
1	220	19.49	100.00
Total	1,129	100.00	

Estimation of the propensity score

(sum of wgt is 1.1260e+03)
 Iteration 0: log pseudolikelihood = -424.61883
 Iteration 1: log pseudolikelihood = -390.85321
 Iteration 2: log pseudolikelihood = -389.10243
 Iteration 3: log pseudolikelihood = -389.05511
 Iteration 4: log pseudolikelihood = -389.05501

Probit estimates	Number of obs	=	1129
	Wald chi2(11)	=	64.36
	Prob > chi2	=	0.0000
Log pseudolikelihood = -389.05501	Pseudo R2	=	0.0838

dmmfd	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
sexhead	.915108	.2432905	3.76	0.000	.4382675 1.391949
agehead	-.0036952	.0046186	-0.80	0.424	-.0127475 .005357
educhead	.0161662	.0170125	0.95	0.342	-.0171777 .04951
lnland	-.3341691	.1113146	-3.00	0.003	-.5523417 -.1159965
vaccess	-.0752904	.1770457	-0.43	0.671	-.4222935 .2717128
pcirr	.2088394	.1753383	1.19	0.234	-.1348174 .5524961
rice	.145771	.0384417	3.79	0.000	.0704268 .2211153
wheat	.0465751	.0648087	0.72	0.472	-.0804475 .1735977
milk	-.0017358	.023861	-0.07	0.942	-.0485026 .045031
oil	-.0249797	.0135856	-1.84	0.066	-.051607 .0016476
egg	-.7687454	.2311995	-3.33	0.001	-1.221888 -.3156028
_cons	-1.188481	.8358266	-1.42	0.155	-2.826671 .4497088

Note: the common support option has been selected
 The region of common support is [.00180123, .50022341]

Description of the estimated propensity score
 in region of common support

Estimated propensity score

Percentiles		Smallest		
1%	.0055359	.0018012		
5%	.0170022	.0020871		
10%	.0346036	.0026732	Obs	1127
25%	.069733	.0028227	Sum of Wgt.	1127
50%	.1206795		Mean	.1339801
		Largest	Std. Dev.	.0850809
75%	.1811405	.4698302		
90%	.2527064	.472444	Variance	.0072388
95%	.2965199	.4735467	Skewness	.8931864
99%	.3903884	.5002234	Kurtosis	3.942122

 Step 1: Identification of the optimal number of blocks
 Use option detail if you want more detailed output

The final number of blocks is 4

This number of blocks ensures that the mean propensity score is not different for treated and controls in each blocks

 Step 2: Test of balancing property of the propensity score
 Use option detail if you want more detailed output

Biến egg không được cân bằng trong khối 2

The balancing property is not satisfied

Try a different specification of the propensity score

Inferior of block of pscore	HH has male microcredit participant: 1=Y, 0=N		Total
	0	1	
0	380	49	429
.1	382	97	479
.2	140	70	210
.4	5	4	9
Total	907	220	1,127

Note: the common support option has been selected

 End of the algorithm to estimate the pscore

Sau một số lần lặp lại, ta sẽ thấy khi loại bỏ “egg” và “Inland” thì sẽ có thể chạy lại lệnh “pscore” với thuộc tính cân bằng được thỏa mãn. Vì vậy, lệnh “pscore” trên “dfmfd” sẽ được chạy lại, lần này không có các biến “egg” và “Inland”. Trước khi chạy lại lệnh “pscore”, ta cần loại bỏ các biến “ps98” và “blockf1” được tạo ra từ lần làm lệnh trước. Do mức tham gia chương trình của nữ giới là yếu tố đáng quan tâm nhất nên lệnh “pscore” sẽ chỉ được trình bày ở đây dựa trên sự tham gia của nữ giới mà thôi.

```
pscore dfmfd sexhead agehead educhead inland vaccess pcirr rice
wheat milk oil egg [pw=weight], pscore(ps98) blockid(blockf1)
comsup level(0.001);
```

Lần này, thuộc tính cân bằng đã được thỏa mãn, như thể hiện dưới đây:

```
*****
Algorithm to estimate the propensity score
*****
```

The treatment is dfmfd

	HH has			
	female			
	microcredit			
	participant			
	: 1=Y, 0=N	Freq.	Percent	Cum.
-----+-----				
	0	534	47.30	47.30
	1	595	52.70	100.00
-----+-----				
	Total	1,129	100.00	

Estimation of the propensity score

(sum of wgt is 1.1260e+03)

Iteration 0: log pseudolikelihood = -750.38718

Iteration 1: log pseudolikelihood = -682.82636

Iteration 2: log pseudolikelihood = -680.63459

Iteration 3: log pseudolikelihood = -680.62452

Iteration 4: log pseudolikelihood = -680.62452

Probit estimates	Number of obs	=	1129
	Wald chi2(11)	=	85.21
	Prob > chi2	=	0.0000
Log pseudolikelihood = -680.62452	Pseudo R2	=	0.0930

		Robust				
dmmfd	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
sexhead	-.037986	.1662857	-0.23	0.819	-.3639	.287928
agehead	.0013931	.0037305	0.37	0.709	-.0059185	.0087047
educhead	-.0465567	.0151559	-3.07	0.002	-.0762618	-.0168516
inland	-.6662184	.101586	-6.56	0.000	-.8653232	-.4671136

vaccess		-.1173796	.13358	-0.88	0.380	-.3791916	.1444323
pcirr		.4304416	.154365	2.79	0.005	.1278917	.7329915
rice		.0571981	.0307982	1.86	0.063	-.0031652	.1175615
wheat		-.0055393	.056959	-0.10	0.923	-.1171769	.1060982
milk		.015395	.0184184	0.84	0.403	-.0207044	.0514944
oil		.0235048	.01239	1.90	0.058	-.000779	.0477887
egg		-.1114687	.1647319	-0.68	0.499	-.4343373	.2113999
_cons		-1.483823	.7367316	-2.01	0.044	-2.927791	-.0398558

Note: the common support option has been selected
 The region of common support is [.02576077, .7155996]

-----OUTPUT OMITTED-----

 Step 2: Test of balancing property of the propensity score
 Use option detail if you want more detailed output

Thuộc tính cân bằng đã thỏa mãn

-----OUTPUT OMITTED-----

 End of the algorithm to estimate the pscore

Với điểm xu hướng đã có, các kết quả cần quan tâm (như tổng chi tiêu đầu người) giữa nhóm can thiệp và đối chiếu giờ đây sẽ được so sánh để xem chương trình tín dụng vi mô có ảnh hưởng đến kết quả cần quan tâm hay không. Những phần nội dung sau sẽ tính toán hiệu quả can thiệp của việc tham gia chương trình tín dụng vi mô bằng những kỹ thuật so sánh khác nhau hiện có.

Tính tác động can thiệp bình quân bằng so sánh cận gần nhất

Lệnh tính toán tác động can thiệp bình quân trên nhóm can thiệp bằng so sánh cận gần nhất là “attnd.” Sau đây là cách áp dụng lệnh “attnd” để tính toán hiệu quả can thiệp của sự tham gia của nữ giới trong các chương trình tín dụng vi mô đối với tổng mức chi tiêu đầu người bằng cách so sánh cận gần nhất:

```
attnd lexptot dfmfd [pweight=weight], pscore(ps98) comsup;
```

Tính toán bằng lệnh “attnd” dù có hay không có quyền số cũng sẽ không ảnh hưởng đến kết quả. Trong ví dụ riêng của bài tập này, lệnh “attnd” được trình bày trong tính toán có quyền số.

Như ta thấy trong kết quả sau, việc tham gia của nữ giới vào chương trình tín dụng vi mô thực sự có tác động đáng kể đối với mức chi tiêu đầu người của hộ gia đình theo phương pháp đối chiếu cận gần nhất ($t = 3.256$). Can thiệp bình quân trên đối tượng can thiệp (ATT) đối với chi tiêu đầu người dựa trên sự tham gia của nữ giới vào chương trình là 13,6%.

ATT estimation with Nearest Neighbor Matching method
(random draw version)
Analytical standard errors

n. treat.	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
595	293	0.136	0.042	3.256

Note: the numbers of treated and controls refer to actual nearest-neighbor matches

Tính hiệu quả can thiệp bình quân bằng so sánh phân tầng

Lệnh “atts” tính toán hiệu quả can thiệp bình quân trên đối tượng can thiệp bằng phương pháp so sánh phân tầng. Để tính toán hiệu quả can thiệp bình quân của việc nữ giới tham gia trên đối tượng can thiệp về tổng mức chi tiêu đầu người, ta sử dụng lệnh sau:

```
atts lexptot dfmfd, pscore(ps98) blockid(blockfl) comsup
```

Kết quả có được cho thấy chi tiêu đầu người tăng 9,9% nh phụ nữ tham gia chương trình tín dụng vi mô. Tác động này đáng kể ở mức 5% ($t = 3.320$).

ATT estimation with the Stratification method
Analytical standard errors

n. treat.	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
595	529	0.099	0.030	3.320

Tính hiệu quả can thiệp bình quân bằng so sánh bán kính

Lệnh “attr” tính toán hiệu quả can thiệp bình quân trên đối tượng can thiệp bằng so sánh bán kính. Sau đây là một ví dụ:

```
. attr lexptot dfmfd, pscore(ps98) radius(0.001) comsup
```

Kết quả cho thấy tác động tăng (14,6%) với mức ý nghĩa của việc phụ nữ tham gia vào chương trình tín dụng vi mô trên chi tiêu đầu người cao ($t = 3.793$):

ATT estimation with the Radius Matching method
Analytical standard errors

n. treat.	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
478	386	0.146	0.039	3.793

Note: the numbers of treated and controls refer to actual matches within radius

Tính toán hiệu quả can thiệp bình quân bằng so sánh hạt nhân

Lệnh “attk” tính toán hiệu quả can thiệp bình quân bằng phương pháp so sánh dựa trên hạt nhân. Tham số “reps” thực hiện bẫy kích hoạt 50 lần.

```
attk lextot dfmfd, pscore(ps98) comsup bootstrap reps(50)
```

Kết quả phù hợp với những nhận định ở phần trên. Sự tham gia của phụ nữ làm mức chi tiêu đầu người tăng 4% với mức ý nghĩa 5%.

ATT estimation with the Kernel Matching method
Bootstrapped standard errors

n. treat.	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
595	529	0.107	0.032	3.331

Kiểm tra độ tin cậy của hiệu quả can thiệp bình quân

Có một số cách để kiểm tra độ tin cậy của các kết quả. Một cách là tính toán phương trình điểm xu hướng, sau đó sử dụng các phương pháp so sánh khác nhau đã trình bày ở trên để so sánh kết quả. Các kết quả nhờ sử dụng các kỹ thuật so sánh khác nhau đều rất phù hợp.

Một cách khác để kiểm tra độ tin cậy là sử dụng so sánh cận gần nhất *trực tiếp* thay vì trước tiên tính toán điểm xu hướng. Stata đã có lệnh (“nnmatch”) để làm việc này. Nếu cả hai phương pháp cho cùng một kết quả thì các kết quả sẽ được coi là có độ tin cậy cao hơn.

Lệnh Stata sau sẽ tính toán hiệu quả can thiệp bình quân trên kết quả cần quan tâm bằng cách so sánh cận gần nhất trực tiếp với một đối tượng so sánh cho từng đối tượng can thiệp. Tham số “m” xác định số lượng đối tượng so sánh gần nhất với các quan sát can thiệp.

```
nnmatch lexptot dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess  
pcirr rice wheat milk oil egg, tc(att) m(1);
```

Một lần nữa các kết quả lại khớp với những nhận định ở trên, cho thấy tác động dương 13,6% nhờ tham gia chương trình tín dụng vi mô với mức ý nghĩa 5%.

Matching estimator: Average Treatment Effect for the Treated

```
Weighting matrix: inverse variance      Number of obs      = 1129  
                                           Number of matches (m) = 1
```

```
-----  
lexptot |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|   [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
      SATT |   .1360462   .0377988    3.60  0.000   .061962   .2101304  
-----
```

```
Matching variables: sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice  
wheat milk oil egg
```

Bài tập bổ sung

Làm bài tập tương tự với trường hợp nam giới tham gia (“dfmfd”). Thảo luận kết quả.

Tài liệu tham khảo

Becker, Sascha và Andrea Ichino. 2002. “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores.” *Stata Journal* 2 (4): 358–77.

14. Phương pháp sai biệt kép

Các phương pháp so sánh đã trình bày trong các bài tập trước có mục tiêu giảm sai số bằng cách chọn ra các nhóm can thiệp và đối chiếu dựa trên những đặc điểm quan sát được. Các phương pháp này thường được thực hiện sau khi chương trình đã đi vào hoạt động được một thời gian nhất định và số liệu điều tra đã được thu thập. Một cách hiệu quả khác để tính toán tác động của chương trình là bằng cách sử dụng dữ liệu tổng quát thu thập được từ điều tra ban đầu trước khi chương trình được triển khai và sau khi chương trình đã hoạt động được một thời gian. Hai điều tra này cần đảm bảo khả năng so sánh về các câu hỏi và phương pháp điều tra được sử dụng và phải được áp dụng cho cả đối tượng tham gia và không tham gia. Sử dụng dữ liệu tổng quát cho phép loại trừ sai số trên biến được quan sát, với điều kiện biến này không thay đổi theo thời gian.¹

Phương pháp sai biệt kép này (DD, hay còn gọi là sai biệt trong sai biệt) là một phương pháp phổ biến trong đánh giá phi thực nghiệm. Phương pháp DD tính toán sai biệt trong kết quả trong thời kỳ sau can thiệp giữa nhóm can thiệp và đối chiếu tương ứng với các kết quả quan sát được trong điều tra ban đầu trước can thiệp.

Cách thực hiện đơn giản nhất: So sánh đơn giản bằng lệnh “ttest”

Cách đơn giản nhất để tính toán DD là xác định sai biệt trong kết quả giữa đối tượng can thiệp và đối chứng một cách thủ công giữa các điều tra. Dữ liệu tổng quát hh_9198.dta được sử dụng cho mục đích này. Lệnh sau sẽ mở tệp dữ liệu và tạo một biến kết quả mức năm 1991 mới (chi tiêu đầu người) để sử dụng trong quan sát ở cả hai năm. Khi đó, chỉ có các quan sát của năm 1998 là được giữ lại, đồng thời lôga về biến chi tiêu đầu người được tạo ra; chênh lệch giữa các mức chi tiêu đầu người năm 1998 và 1991 (dưới dạng lôga) được tạo ra.

```
use ..\data\hh_9198;  
gen exptot0=exptot if year==0;  
egen exptot91=max(exptot0), by(nh);  
keep if year==1;  
gen lexptot91=ln(1+exptot91);  
gen lexptot98=ln(1+exptot);  
gen lexptot9891=lexptot98-lexptot91;
```

Lệnh sau (“ttest”) lấy biến sai biệt trên kết quả được tạo ra trước đó (“lexptot9891”) để so sánh giữa đối tượng tham gia và không tham gia chương trình tín dụng vi mô. Về cơ bản, biến này tạo ra một mức chênh lệch thứ hai của “lexptot9891” đối với những đối tượng có dfmfd=1 và những đối tượng có dfmfd=0. Sai biệt thứ hai này cho biết kết quả tính toán tác động của việc tham gia chương trình tín dụng vi mô của nữ giới trên mức chi tiêu đầu người.

```
ttest lexptot9891, by(dfmfd);
```

Kết quả cho thấy việc tham gia chương trình tín dụng vi mô của phụ nữ làm tăng mức tiêu dùng đầu người lên 11,1%, cũng như tác động này là có ý nghĩa ở mức dưới 1%.²

Two-sample t-test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	391	.1473188	.0269923	.5337372	.0942502	.2003873
1	435	.2586952	.024194	.5046057	.2111432	.3062472
combined	826	.2059734	.018137	.5212616	.1703733	.2415735
diff		-.1113764	.03614		-.1823136	-.0404392

Degrees of freedom: 824

Ho: mean(0) - mean(1) = diff = 0
 Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
 t = -3.0818 t = -3.0818 t = -3.0818
 P < t = 0.0011 P > |t| = 0.0021 P > t = 0.998

Thực hiện hồi quy

Thay vì tính toán thủ công chênh lệch trong kết quả, DD có thể được thực hiện bằng hồi quy. Dựa trên nội dung nghiên cứu của Ravallion (2008), ta có thể tính toán DD từ hồi quy sau:

$$Y_{it} = a + DD.T_i t + \beta T_i + \delta t + \varepsilon_{it},$$

trong đó T là biến can thiệp, t là biến giả thời gian, còn hệ số tương tác là T và t (DD) cho kết quả tính toán tác động của can thiệp trên kết quả Y.

Các lệnh sau sẽ mở tệp dữ liệu tổng quát, tạo lôga biến kết quả và tạo ra một biến tham gia ở mức năm 1998 có thể sử dụng cho cả hai năm – có nghĩa là, những người tham gia các chương trình tín dụng vi mô năm 1998 được coi là nhóm can thiệp.

```
use hh_9198,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen dfmfd1=dfmfd==1 & year==1;
egen dfmfd98=max(dfmfd1), by(nh);
```


Lệnh sau sẽ tạo ra một biến tương tác can thiệp và biến giả thời gian (trong trường hợp này là năm, với giá trị 0 cho năm 1991 và 1 cho năm 1998).

```
gen dfmfdyr=dfmfd98*year;
```

Lệnh sau sẽ chạy hồi quy thực tế được dùng để thực hiện phương pháp DD:

```
reg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr;
```

Kết quả cho thấy cùng một mức tác động của việc nữ giới tham gia trong các chương trình tài chính vi mô đối với mức chi tiêu đầu người hàng năm của hộ gia đình như trong bài tập trước:

Source	SS	df	MS	Number of obs = 1652		
Model	20.2263902	3	6.74213005	F(3, 1648)	=	32.18
Residual	345.321048	1648	.209539471	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0553
				Adj R-squared	=	0.0536
Total	365.547438	1651	.221409714	Root MSE	=	.45775

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
year	.1473188	.0327386	4.50	0.000	.0831052	.2115323
dfmfd98	-.1145671	.0318999	-3.59	0.000	-.1771358	-.0519984
dfmfdyr	.1113764	.0451133	2.47	0.014	.0228909	.1998619
_cons	8.310481	.0231497	358.99	0.000	8.265075	8.355887

Giả định cơ bản đằng sau tính toán DD đơn giản này là các biến đồng thời khác không thay đổi giữa các năm. Nhưng nếu những biến này thực sự có thay đổi thì cũng sẽ được tính đến trong phép hồi quy để tính được tác động thuần của việc tham gia chương trình trên kết quả. Do vậy, mô hình hồi quy sẽ được phát triển bằng cách thêm vào các biến đồng thời khác có thể có ảnh hưởng đến kết quả cần quan tâm:

```
reg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr sexhead agehead educhead  
Inland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight];
```

Bằng cách cho các yếu tố khác không đổi, ta sẽ thấy được tác động của các chương trình tài chính vi mô có thay đổi từ mức đáng kể đến không đáng kể ($t = 0.97$).

Regression with robust standard errors				Number of obs = 1652		
				F(14, 1637)	=	24.90
				Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.2826
				Root MSE	=	.42765

lexptot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
year	.2768099	.0679939	4.07	0.000	.1434456	.4101741
dfmfd98	.0012122	.0326585	0.04	0.970	-.0628446	.0652691
dfmfdyr	.0514655	.0530814	0.97	0.332	-.0526491	.1555802

Cẩm nang Đánh giá Tác động

sexhead	-.0455035	.053903	-0.84	0.399	-.1512296	.0602227
agehead	.0017445	.0011041	1.58	0.114	-.0004212	.0039102
educhead	.0385333	.0049841	7.73	0.000	.0287575	.0483092
lnland	.226467	.0309236	7.32	0.000	.165813	.2871209
vaccess	-.011292	.0498495	-0.23	0.821	-.1090674	.0864835
pcirr	.0628715	.0453625	1.39	0.166	-.0261031	.1518461
rice	-.0023961	.0109958	-0.22	0.828	-.0239634	.0191712
wheat	.0071376	.0120905	0.59	0.555	-.0165769	.0308521
milk	.0158481	.005106	3.10	0.002	.0058332	.025863
oil	.0011434	.0031013	0.37	0.712	-.0049395	.0072263
egg	.1458875	.0475718	3.07	0.002	.0525794	.2391956
_cons	7.399387	.2715525	27.25	0.000	6.86676	7.932014

Kiểm tra độ tin cậy của DD bằng hồi quy hiệu quả ẩn định

Một cách khác để tính toán DD là sử dụng hồi quy hiệu quả ẩn định thay cho bình phương thường nhỏ nhất (OLS). Hồi quy hiệu quả ẩn định tính đến những đặc điểm không được quan sát và không đổi theo thời gian của hộ gia đình có thể ảnh hưởng đến biến kết quả. Lệnh Stata “xtreg” được sử dụng để chạy hồi quy hiệu quả ẩn định. Cụ thể, với tham số “fe”, lệnh này phù hợp với các mô hình hiệu quả ẩn định.

Sau đây là ví dụ về hồi quy hiệu quả ẩn định bằng một mô hình đơn giản:

```
xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr, fe i(nh)
```

Kết quả một lần nữa cho thấy tác động dương đáng kể của việc phụ nữ tham gia:

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	1652
Group variable (i): nh	Number of groups	=	826
R-sq: within = 0.1450	Obs per group: min	=	2
between = 0.0061	avg	=	2.0
overall = 0.0415	max	=	2
	F(2, 824)	=	9.90
corr(u_i, Xb) = -0.0379	Prob > F	=	0.0000

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
year	.1473188	.0262266	5.62	0.000	.0958399 .1987976
dfmfd98	(dropped)				
dfmfdyr	.1113764	.03614	3.08	0.002	.0404392 .1823136
_cons	8.250146	.0127593	646.60	0.000	8.225101 8.27519

sigma_u	.38132289
sigma_e	.36670395
rho	.51953588 (fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0:	F(825, 824) =	2.11	Prob > F = 0.0000
------------------------	---------------	------	-------------------

Bằng cách đưa các biến đồng thời khác vào phép hồi quy, mô hình hiệu quả ẩn định có thể được phát triển theo cách sau:

```
xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg, fe i(nh);
```

Kết quả cho thấy khi tính đến hiệu quả của các yếu tố không quan sát không đổi theo thời gian, sự tham gia của nữ giới trong chương trình tín dụng vi mô có mức tác động dương 9,1% đối với mức tiêu dùng đầu người của hộ gia đình, cũng như tác động rất đáng kể.

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   1652
Group variable (i): nh                 Number of groups =    826
R-sq: within= 0.1715                  Obs per group:  min =    2
      between= 0.1914                  avg   =    2.0
      overall  = 0.1737                max   =    2
                                         F(13,813)      =   12.95
corr(u_i, Xb) = 0.1222                 Prob > F        =   0.0000
```

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
year	.2211178	.063087	3.50	0.000	.0972851	.3449504
dfmfd98	(dropped)					
dfmfdyr	.0906308	.0367358	2.47	0.014	.0185226	.1627391
sexhead	-.0577238	.0722968	-0.80	0.425	-.1996342	.0841866
agehead	-.0003766	.0016985	-0.22	0.825	-.0037106	.0029574
educhead	.0137419	.0082935	1.66	0.098	-.0025373	.030021
lnland	.1381659	.0619682	2.23	0.026	.0165293	.2598025
vaccess	-.0932955	.053396	-1.75	0.081	-.1981057	.0115147
pcirr	.0823594	.0642728	1.28	0.200	-.0438009	.2085196
rice	.0107911	.010209	1.06	0.291	-.0092481	.0308303
wheat	-.0227681	.0123379	-1.85	0.065	-.046986	.0014498
milk	-.0014743	.0064578	-0.23	0.819	-.0141503	.0112016
oil	.0038546	.0031366	1.23	0.219	-.0023022	.0100113
egg	.1439482	.047915	3.00	0.003	.0498965	.238
_cons	7.853111	.2482708	31.63	0.000	7.365784	8.340439
sigma_u	.34608097					
sigma_e	.3634207					
rho	.47557527	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(825, 813) = 1.59 Prob > F = 0.0000
```

Ứng dụng phương pháp DD trên dữ liệu cắt ngang

Ta cũng có thể sử dụng DD với dữ liệu cắt ngang chứ không chỉ dữ liệu tổng quát. Trường hợp này cũng rất giống với việc sử dụng dữ liệu tổng quát. Thay vì so sánh giữa các năm, ta so sánh các thôn bản có và không có chương trình, cũng như thay cho việc so sánh giữa đối tượng tham gia và không tham gia, ta so sánh các nhóm mục tiêu và ngoài mục tiêu.

Tương tự, ta sử dụng dữ liệu năm 1991 trong hh_91.dta. Tạo một biến giả gọi là “target” cho những đối tượng đủ điều kiện tham gia chương trình tín dụng vi mô (có

nghĩa là những người có dưới 50 sô thập phân về sở hữu đất đai). Sau đó, ta tạo một biến giả về chương trình ở thôn bản (“progvill”) cho các thôn bản có:

```
use ..\data\hh_91,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhlanddb/100);
gen target=hhlanddb<50;
gen progvill=thanaid<25;
```

Sau đó, tiếp tục tạo một biến tương tác thôn bản có chương trình và đối tượng mục tiêu:

```
gen progtarget=progvill*target
```

Tiếp đến, ta tính toán DD bằng cách tính hồi quy loga tổng mức chi tiêu đầu người so sánh với thôn có chương trình, cũng như các tương tác:

```
. reg lexptot progvill target progtarget
```

Kết quả cho thấy tác động của việc chọn địa điểm chương trình tín dụng vi mô trên nhóm mục tiêu là không đáng kể ($t = -0.61$).

Source	SS	df	MS	Number of obs = 826		
Model	10.9420259	3	3.64734195	F(3, 822)	=	27.38
Residual	109.485295	822	.133193789	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0909
				Adj R-squared	=	0.0875
Total	120.427321	825	.14597251	Root MSE	=	.36496

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
progvill	-.0646577	.0770632	-0.84	0.402	-.2159215	.086606
target	-.2996852	.0815261	-3.68	0.000	-.459709	-.1396614
progtarget	.0529438	.0867976	0.61	0.542	-.1174272	.2233147
_cons	8.485567	.0729914	116.25	0.000	8.342296	8.628839

Hệ số biến tác động (“progtarget”), tức 0.053, không cho biết tác động thực tế của các chương trình tín dụng vi mô; mà phải được điều chỉnh bằng cách chia cho tỉ lệ hộ gia đình mục tiêu ở các thôn có chương trình. Lệnh sau được dùng để tìm tỉ lệ này:

```
sum target if progvill==1;
```

Trong số các hộ ở thôn bản có chương trình, có 68,9% thuộc nhóm mục tiêu. Do vậy, hệ số hồi quy của “progtarget” được chia cho giá trị này và cho kết quả là 0,077, chính là tác động thực của các chương trình tín dụng vi mô trên quần thể mục tiêu, cho dù mức này không đáng kể.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
target	700	.6885714	.4634087	0	1

Cũng như trên, mô hình hồi quy có thể được xác định bằng cách điều chỉnh các biến đồng thời có ảnh hưởng đến những kết quả cần quan tâm:

```
reg lexptot progvill target progtarget sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight];
```

Cho các yếu tố khác không đổi, ta sẽ thấy không có thay đổi nào trong mức ý nghĩa của các tác động của chương trình tín dụng vì mô đối với tổng mức chi tiêu đầu người của hộ gia đình:

```
Regression with robust standard errors
Number of obs =      826
F( 14,  811) =    11.03
Prob > F      =    0.0000
R-squared     =    0.3236
Root MSE     =    .35757
```

lexptot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
progvill	-.001756	.0793878	-0.02	0.982	-.1575857	.1540738
target	.0214491	.0911074	0.24	0.814	-.1573849	.2002832
progtarget	-.0102772	.0895501	-0.11	0.909	-.1860545	.1655
sexhead	-.019398	.0743026	-0.26	0.794	-.1652462	.1264502
agehead	-.0001666	.0014126	-0.12	0.906	-.0029394	.0026062
educhead	.0263119	.0060213	4.37	0.000	.0144927	.0381311
lnland	.268622	.0513087	5.24	0.000	.1679084	.3693356
vaccess	-.0098224	.0695396	-0.14	0.888	-.1463211	.1266764
pcirr	.0007576	.0571461	0.01	0.989	-.1114141	.1129294
rice	-.0082217	.0160899	-0.51	0.610	-.0398044	.023361
wheat	.0206119	.0146325	1.41	0.159	-.0081101	.049334
milk	.0227563	.0059707	3.81	0.000	.0110365	.0344761
oil	-.0067235	.0039718	-1.69	0.091	-.0145196	.0010727
egg	.1182376	.0569364	2.08	0.038	.0064775	.2299978
_cons	7.827818	.3696557	21.18	0.000	7.102223	8.553413

Một lần nữa, ta có thể sử dụng hồi quy hiệu quả ẩn định thay cho OLS để kiểm tra độ tin cậy của các kết quả. Tuy nhiên, với dữ liệu cắt ngang, ta không thể thực hiện lệnh đối với hiệu quả ẩn định ở cấp hộ gia đình vì mỗi hộ gia đình chỉ xuất hiện một lần trong dữ liệu. Vì vậy, ta cần chạy hồi quy hiệu quả ẩn định ở cấp thôn bản:

```
xtreg lexptot progvill target progtarget, fe i(vill)
```

Lần này, ta thấy có tác động âm (không đáng kể) của các chương trình tín dụng vì mô trên mức chi tiêu đầu người hộ gia đình:

```
Fixed-effects (within) regression
Group variable (i): vill
Number of obs      =      826
Number of groups   =      87
```


Tính đến các điều kiện ban đầu

Mặc dù tính toán DD thông qua hồi quy (OLS hay hiệu quả ẩn định) có tính đến các biến đồng thời ở cấp độ hộ gia đình và cộng đồng nhưng những điều kiện ban đầu trong điều tra cơ bản có thể có ảnh hưởng khác nhau đối với những thay đổi sau đó trong kết quả hay lựa chọn đối tượng can thiệp. Vì vậy, nếu bỏ qua tác động riêng biệt của các điều kiện ban đầu có thể gây sai số trong tính toán DD.

Tuy nhiên, việc đưa các điều kiện ban đầu vào tính toán hồi quy cũng rất khó khăn. Do các quan sát ban đầu trong mẫu tổng quát đã chứa sẵn những đặc điểm ban đầu, nên không thể đưa trực tiếp các biến khác đại diện cho các điều kiện ban đầu. Một cách để đưa các điều kiện ban đầu vào tính toán là tính đến phương án thực hiện hồi quy hiệu quả ẩn định khác. Trong phương án tính toán này, các biến sai biệt sẽ được tạo ra cho tất cả các biến (kết quả và biến đồng thời) giữa các năm, sau đó, những biến sai biệt này sẽ được sử dụng trong phép hồi quy thay cho các biến ban đầu. Trong hệ dữ liệu đã chỉnh sửa này, ta có thể thêm vào các biến điều kiện ban đầu coi như các tham số hồi quy bổ sung mà không gặp phải vấn đề cộng tuyến.

Các lệnh sau sẽ tạo ra các biến khác nhau từ dữ liệu tổng quát hh_9198:

```
sort nh year;
by nh: gen dlexptot=lexptot[2]-lexptot[1];
by nh: gen ddmfd98= dmfd98[2]- dmfd98[1];
by nh: gen dmmfd98= dmmfd98[2]- dmmfd98[1]; by nh: gen
ddfmfd98= dfmfd98[2]- dfmfd98[1]; by nh: gen dmfdyr=
dmfdyr[2]- dmfdyr[1];
by nh: gen dmmfdyr= dmmfdyr[2]- dmmfdyr[1]; by nh: gen
ddfmfdyr= dfmfdyr[2]- dfmfdyr[1]; by nh: gen dsexhead=
sexhead[2]- sexhead[1]; by nh: gen dagehead= agehead[2]-
agehead[1];
by nh: gen deduchead= educhead[2]- educhead[1];
by nh: gen dlnland= lnland[2]- lnland[1];
by nh: gen dvaccess= vaccess[2]- vaccess[1];
by nh: gen dpcirr= pcirr[2]- pcirr[1];
by nh: gen drice= rice[2]- rice[1];
by nh: gen dwhtflr= whtflr[2]- whtflr[1];
by nh: gen dmilk= milk[2]- milk[1];
by nh: gen dmustoil= mustoil[2]- mustoil[1];
by nh: gen dhenegg= henegg[2]- henegg[1];
```

Stata tạo ra những biến sai biệt này cho cả hai năm. Sau đó, ta chạy hồi quy OLS với các biến sai biệt cộng thêm các biến đồng thời ban đầu coi như các tham số hồi quy bổ sung, giới hạn mẫu ở năm gốc (year = 0). Việc này thực hiện được vì năm gốc có chứa các biến sai biệt và các biến điều kiện ban đầu.

```
reg dlexptot ddfmfd98 ddfmfdyr dsexhead dagehead deduchead
dlnland dvaccess dpcirr drice dwhtflr dmilk dmustoil dhenegg
sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice whtflr milk
mustoil henegg if year==0 [pw=weight];
```

Kết quả cho thấy sau khi đã tính đến các điều kiện ban đầu thì tác động của việc tham gia chương trình tín dụng vi mô biến mất ($t = 1.42$):

```
Regression with robust standard errors      Number of obs =      826
                                           F( 23,  802) =      2.93
                                           Prob > F       =      0.0000
                                           R-squared     =      0.0917
                                           Root MSE     =      .51074
```

dlexptot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ddfmfd98	(dropped)					
ddmfdyr	.0619405	.0435103	1.42	0.155	-.0234671	.1473481
dsexhead	-.0615416	.0871488	-0.71	0.480	-.2326083	.1095251
dagehead	.0013583	.0023165	0.59	0.558	-.0031889	.0059055
deduchead	.0153497	.0117889	1.30	0.193	-.0077909	.0384904
dlnland	.1260302	.0701158	1.80	0.073	-.011602	.2636624
dvaccess	-.1365889	.0702504	-1.94	0.052	-.2744853	.0013075
dpcirr	.1042085	.1124156	0.93	0.354	-.1164551	.3248721
drice	.0065267	.0147616	0.44	0.659	-.0224493	.0355027
dwheat	-.04828	.0261598	-1.85	0.065	-.0996297	.0030697
dmilk	-.0071707	.0143637	-0.50	0.618	-.0353656	.0210241
doil	.0137635	.0062199	2.21	0.027	.0015542	.0259727
degg	.1991899	.101613	1.96	0.050	-.0002689	.3986486
sexhead	-.1157563	.0844686	-1.37	0.171	-.281562	.0500494
agehead	.0054212	.002046	2.65	0.008	.001405	.0094375
educhead	.0230352	.008891	2.59	0.010	.0055828	.0404876
lnland	-.0690961	.0545822	-1.27	0.206	-.1762369	.0380448
vaccess	-.1142214	.1065896	-1.07	0.284	-.323449	.0950062
pcirr	.1471455	.109057	1.35	0.178	-.0669254	.3612164
rice	-.0047485	.0317983	-0.15	0.881	-.0671661	.0576691
wheat	-.0337045	.0306002	-1.10	0.271	-.0937705	.0263614
milk	-.0047502	.0129723	-0.37	0.714	-.0302138	.0207134
oil	.0205757	.0083353	2.47	0.014	.0042142	.0369373
egg	.1015795	.1273284	0.80	0.425	-.1483568	.3515158
_cons	-.704969	.5861648	-1.20	0.229	-1.855567	.4456292

Phương pháp DD kết hợp với So sánh điểm xu hướng

Ta có thể hoàn thiện phương pháp DD theo một số cách. Một trong những cách đó là sử dụng so sánh điểm xu hướng (PSM) với dữ liệu ban đầu để tạo ra nhóm đối chiếu nhất định tương tự như nhóm can thiệp, sau đó sử dụng các sai biệt kép trong mẫu đối chiếu. Như vậy, ta sẽ xử lý được yếu tố không đồng nhất quan sát được trong các điều kiện ban đầu.

Bảng lệnh “pscore”, biến tham gia giai đoạn 1998/99 (được tạo ra trong trường hợp này là “dfmfd98” cho cả hai năm) được tính hồi quy với các biến ngoại sinh giai đoạn 1991/92 để xác định điểm xu hướng từ dữ liệu ban đầu. Các lệnh thực hiện như sau:

```
use ..\data\hh_9198,clear; gen lnland=ln(1+hhland/100); gen
dfmfd1=dfmfd==1 & year==1;
egen dfmfd98=max(dfmfd1), by(nh);
keep if year==0;
pscore dfmfd98 sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight], pscore(ps98)
blockid(blockf1) comsup level(0.001);
```

Thuộc tính cân bằng của PSM đã được thỏa mãn, có nghĩa là các hộ gia đình có cùng điểm xu hướng sẽ có cùng mức phân bổ trên tất cả các biến đồng thời đối với toàn bộ 5 khối. Vùng hỗ trợ chung là [.06030439, .78893426], đồng thời 26 quan sát đã được loại bỏ:

```
*****
Algorithm to estimate the propensity score
*****
```

The treatment is dfmfd98

dfmfd98	Freq.	Percent	Cum.
0	391	47.34	47.34
1	435	52.66	100.00
Total	826	100.00	

Estimation of the propensity score
(sum of wgt is 8.2233e+02)
Iteration 0: log pseudolikelihood = -554.25786
Iteration 1: log pseudolikelihood = -480.05123
Iteration 2: log pseudolikelihood = -475.25432
Iteration 3: log pseudolikelihood = -475.17443
Iteration 4: log pseudolikelihood = -475.1744

Probit estimates Number of obs = 826
Wald chi2(11) = 78.73
Prob > chi2 = 0.0000
Log pseudolikelihood = -475.1744 Pseudo R2 = 0.1427

dfmfd98	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
sexhead	-.1512794	.2698723	-0.56	0.575	-.6802194	.3776605
agehead	-.0073102	.0046942	-1.56	0.119	-.0165106	.0018903
educhead	-.0261142	.018235	-1.43	0.152	-.0618542	.0096257
lnland	-.9010234	.137662	-6.55	0.000	-1.170836	-.6312109
vaccess	.2894359	.2626682	1.10	0.271	-.2253843	.804256
pcirr	.0367083	.1999013	0.18	0.854	-.3550911	.4285077
rice	.1682276	.0606261	2.77	0.006	.0494028	.2870525
wheat	.0603593	.0500646	1.21	0.228	-.0377655	.1584841
milk	-.0472819	.0205877	-2.30	0.022	-.087633	-.0069309
oil	.009133	.0141985	0.64	0.520	-.0186954	.0369615
egg	-.2991866	.184372	-1.62	0.105	-.660549	.0621759
_cons	-1.002465	1.241022	-0.81	0.419	-3.434823	1.429894

Cẩm nang Đánh giá Tác động

Note: the common support option has been selected
 The region of common support is [.06030439, .78893426]
 Description of the estimated propensity score
 in region of common support

Estimated propensity score			
Percentiles		Smallest	
1%	.0800224	.0603044	
5%	.1415098	.061277	
10%	.2124288	.0622054	Obs 800
25%	.3583033	.0647113	Sum of Wgt. 800
50%	.481352		Mean .4579494
		Largest	Std. Dev. .1612539
75%	.570064	.7616697	
90%	.6600336	.7650957	Variance .0260028
95%	.688278	.7716357	Skewness -.4881678
99%	.7515092	.7889343	Kurtosis 2.637857

 Step 1: Identification of the optimal number of blocks
 Use option detail if you want more detailed output

The final number of blocks is 4

This number of blocks ensures that the mean propensity score
 is not different for treated and controls in each blocks

 Step 2: Test of balancing property of the propensity score
 Use option detail if you want more detailed output

The balancing property is satisfied

This table shows the inferior bound, the number of treated,
 and the number of controls for each block

Inferior of block of pscore	dfmfd98		Total
	0	1	
.0603044	53	16	69
.2	110	70	180
.4	151	250	401
.6	51	99	150
Total	365	435	800

Note: the common support option has been selected

 End of the algorithm to estimate the pscore

Các lệnh sau sẽ giữ lại những hộ gia đình phù hợp ở năm gốc và trộn dữ liệu này với dữ liệu tổng quát để tách ra những hộ tương ứng trong mẫu tổng quát:

```
keep if blockf1!=.;
keep nh;
sort nh;
merge nh using ../data/hh_9198;
keep if _merge==3;
```

Bước tiếp theo là thực hiện phương pháp DD như phần trên. Trong bài tập này, ta sẽ chỉ cho hiển thị quy trình tính hiệu quả ấn định:

```
xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg, fe i(nh);
```

Kết quả cho thấy khi áp dụng PSM trên DD sẽ giữ lại tác động dương ban đầu của yếu tố phụ nữ tham gia trong chương trình tín dụng vi mô trong chi tiêu hộ gia đình:

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	1600
Group variable (i): nh	Number of groups	=	800
R-sq: within = 0.1791	Obs per group: min	=	2
between = 0.1237	avg	=	2.0
overall = 0.1434	max	=	2
	F(13,787)	=	13.21
corr(u_i, Xb) = 0.0414	Prob > F	=	0.0000

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
year	.222509	.0639108	3.48	0.001	.0970532 .3479647
dfmfd98	(dropped)				
dfmfdyr	.0925741	.0371517	2.49	0.013	.019646 .1655023
sexhead	-.084584	.0739679	-1.14	0.253	-.2297818 .0606138
agehead	-.0003225	.001732	-0.19	0.852	-.0037223 .0030773
educhead	.0132322	.0084471	1.57	0.118	-.0033494 .0298138
lnland	.2003341	.0778701	2.57	0.010	.0474766 .3531917
vaccess	-.0857169	.0542065	-1.58	0.114	-.1921234 .0206896
pcirr	.083983	.0644159	1.30	0.193	-.0424644 .2104303
rice	.0131877	.0102657	1.28	0.199	-.0069638 .0333392
wheat	-.0272757	.0123259	-2.21	0.027	-.0514712 -.0030802
milk	-.0015386	.0064937	-0.24	0.813	-.0142857 .0112084
oil	.0047885	.0031592	1.52	0.130	-.001413 .0109899
egg	.1400882	.0485296	2.89	0.004	.0448254 .2353509
_cons	7.815588	.2504303	31.21	0.000	7.323998 8.307179

sigma_u	.33642591
sigma_e	.36009944
rho	.46605118 (fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0:	F(799, 787) =	1.58	Prob > F = 0.0000
------------------------	---------------	------	-------------------

Chú thích

1. Trong tính toán sai biệt kép không nhất thiết phải sử dụng dữ liệu tổng quát. Cách áp dụng kỹ thuật này trên dữ liệu cắt ngang sẽ được trình bày sau.
2. Dấu âm trong kết quả tính toán đồng nghĩa với việc kết quả ở đối tượng tham gia ($dfmfd = 1$) lớn hơn kết quả ở đối tượng không tham gia ($dfmfd = 0$), vì vậy cũng có nghĩa là tác động trên đối tượng tham gia trên thực tế là dương.

Tài liệu tham khảo

Ravallion, Martin. 2008. "Evaluating Anti-poverty Programs." In *Handbook of Development Economics*, tập 4, ấn bản T. Paul Schultz và John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.

15. Phương pháp biến công cụ

Một cách khác để tính toán tác động của chương trình khi can thiệp không sử dụng chọn mẫu ngẫu nhiên là bằng phương pháp biến công cụ (IV). Tính toán IV coi biến can thiệp (trong trường hợp này là việc tham gia chương trình tài chính vi mô) là nội sinh. Mục đích ở đây là tìm ra một hay nhiều biến ngoại sinh quan sát được (công cụ) có ảnh hưởng đến biến tham gia nhưng không ảnh hưởng đến kết quả chương trình nếu có tham gia. Do vậy, ta cần ít nhất một công cụ không thuộc các biến đồng thời và thỏa mãn các điều kiện trên. Tính toán IV là một quá trình gồm 2 bước. Đầu tiên, biến can thiệp được chạy đối xứng với tất cả các biến đồng thời, kể cả các công cụ. Sau đó, giá trị dự báo của can thiệp – thay vì giá trị thực – được sử dụng trong giai đoạn hai.

Tính toán IV bằng lệnh “ivreg”

Bước đầu trong tính toán IV là tìm công cụ. Trong ví dụ, quyết định của hộ gia đình tham gia chương trình tín dụng vi mô là biến công cụ. Quyết định của hộ gia đình phụ thuộc vào hai yếu tố: sự hiện diện của chương trình tín dụng vi mô tại thôn bản và hộ gia đình có đủ điều kiện tham gia hay không (xác định bằng sở hữu đất đai). Tuy việc lựa chọn địa điểm của chương trình ở thôn bản có thể là nội sinh nhưng việc hộ gia đình đủ điều kiện hay không lại không phải nội sinh nên việc kết hợp hai yếu tố này sẽ là ngoại sinh.

Bằng dữ liệu năm 1998 (hh_98.dta), ta tạo ra một biến chương trình cấp thôn bản cho nữ giới và sau đó là một biến quyết định tham gia chương trình của nữ giới ở cấp độ hộ gia đình.¹ Như đã trình bày ở các bài tập trước, hộ gia đình đủ điều kiện tham gia chương trình tín dụng vi mô nếu có dưới 50 điểm thập phân sở hữu đất đai.

```
egen villfmf=max(dmmfd), by(vill);  
gen fchoice=villfmf==1 & hhland<50;
```

Tiếp đến, ta sẽ tạo các công cụ bổ sung bằng cách cho tương tác biến lựa chọn với tất cả các biến đồng thời. Lệnh Stata “for” được sử dụng để làm việc này trong một câu lệnh:

```
for var agehead-eduhead lnland vaccess pcirr rice-oil: gen  
fchX=fchoice*X;
```

Bước tiếp theo là tính toán IV bằng lệnh Stata “ivreg”. Phương trình của giai đoạn đầu xuất hiện trong ngoặc đơn trong cú pháp, còn tham số đầu hiển thị kết quả của giai đoạn đầu:

```
ivreg lexptot agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil
(dfmfd= agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil fch*),
first;
```

Kết quả tính toán cho biết kết quả của giai đoạn đầu trước, sau đó là kết quả của giai đoạn hai. Theo kết quả tính toán giai đoạn đầu, trình độ học vấn của chủ hộ và sở hữu đất đai của hộ gia đình có ảnh hưởng âm đến quyết định tham gia chương trình tín dụng vi mô; cũng như các công cụ. Kết quả giai đoạn hai cho thấy sau khi đã tính đến yếu tố nội sinh của việc tham gia chương trình, sự tham gia của nữ giới trong chương trình tín dụng vi mô có tác động đáng kể (32,6%) đối với mức chi tiêu đầu người của hộ gia đình ($t = 2.28$).

First-stage regressions

Source	SS	df	MS			
Model	31.9544747	23	1.38932499	Number of obs =	1129	
Residual	249.471566	1105	.225766123	F(23, 1105) =	6.15	
				Prob > F	= 0.0000	
				R-squared	= 0.1135	
				Adj R-squared	= .0951	
Total	281.426041	1128	.249491171	Root MSE	= .47515	

dfmfd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
agehead	-.0017996	.001853	-0.97	0.332	-.0054354	.0018362
sexhead	-.090353	.0949407	-0.95	0.341	-.2766374	.0959314
educhead	-.0111658	.006549	-1.70	0.088	-.0240157	.0016841
lnland	-.0743253	.0463394	-1.60	0.109	-.1652485	.0165979
vaccess	-.1696796	.0699002	-2.43	0.015	-.3068316	-.0325275
pcirr	-.0459691	.0831373	-0.55	0.580	-.2090939	.1171558
rice	.0085986	.0155203	0.55	0.580	-.0218539	.0390511
wheat	.0102826	.0292563	0.35	0.725	-.0471216	.0676869
milk	-.0211565	.0104327	-2.03	0.043	-.0416267	-.0006864
potato	(dropped)					
egg	.0043442	.0934236	0.05	0.963	-.1789635	.1876519
oil	.0017818	.0065519	0.27	0.786	-.0110737	.0146373
fchoice	-.97571	.4857339	-2.01	0.045	-1.928775	-.022645
fchagehead	.0062515	.0023876	2.62	0.009	.0015669	.0109362
fchsexhead	.1562665	.1116846	1.40	0.162	-.0628713	.3754043
fcheduchead	-.0083186	.0088998	-0.93	0.350	-.0257811	.0091439
fchlnland	-.0028382	.1781701	-0.02	0.987	-.3524282	.3467517
fchvaccess	.1823573	.084952	2.15	0.032	.0156719	.3490427
fchpcirr	.1830853	.1025273	1.79	0.074	-.0180849	.3842554
fchrice	-.0253889	.019694	-1.29	0.198	-.0640307	.0132529
fchwheat	-.019292	.0365608	-0.53	0.598	-.0910284	.0524444
fchmilk	.0319648	.0126207	2.53	0.011	.0072016	.056728
fchegg	.0802827	.1110378	0.72	0.470	-.137586	.2981513
fchoil	.0097549	.007933	1.23	0.219	-.0058106	.0253203
_cons	.7880826	.3962508	1.99	0.047	.0105937	1.565571

Instrumental variables (2SLS) regression

Source	SS	df	MS	Number of obs = 1129
Model	48.1621199	12	4.01350999	F(12, 1116) = 22.94
Residual	249.69781	1116	.223743557	Prob > F = 0.0000
Total	297.85993	1128	.264060221	R-squared = 0.1617
				Adj R-squared = 0.1527
				Root MSE = .47302

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
dfmfd	.3255436	.1426528	2.28	0.023	.0456457 .6054415
agehead	.0030299	.0011679	2.59	0.010	.0007383 .0053214
sexhead	-.0566001	.0494292	-1.15	0.252	-.1535847 .0403844
educehead	.0533665	.0048684	10.96	0.000	.0438142 .0629188
lnland	.2210422	.0408664	5.41	0.000	.1408586 .3012258
vaccess	-.0030504	.0403496	-0.08	0.940	-.08222 .0761193
pcirr	.1389462	.0496316	2.80	0.005	.0415644 .2363281
rice	.0054628	.009462	0.58	0.564	-.0131025 .0240281
wheat	-.0401031	.0173472	-2.31	0.021	-.0741399 -.0060664
milk	.0207911	.0058035	3.58	0.000	.0094042 .032178
potato	(dropped)				
egg	.1005972	.0508165	1.98	0.048	.0008905 .2003039
oil	.0081386	.0038401	2.12	0.034	.0006041 .0156732
_cons	7.407985	.2280463	32.48	0.000	6.960537 7.855433

```
Instrumented: dfmfd
Instruments: agehead sexhead educehead lnland vaccess pcirr rice
              wheat milk
              potato egg oil fchoice fchagehead fchsexhead
              fcheducehead
              fchlnland fchvaccess fchpcirr fchrice fchwheat
              fchmilk fchegg
              fchoil
```

Kiểm định yếu tố nội sinh: so sánh OLS và IV

Ta có thể sử dụng một số kiểm tra để xác định xem phương pháp bình phương thường nhỏ nhất (OLS) hay IV là phù hợp hơn cả. Stata có một lệnh là “ivendog” cho phép thực hiện kiểm tra F-test và chi-square theo những phương pháp có tên gọi lần lượt là kiểm định Wu-Hausman và kiểm định Durbin-Wu-Hausman. Giả thuyết vô hiệu ở đây là OLS là nhất quán (trong trường hợp này có nghĩa là can thiệp có tính ngoại sinh). Nếu giả thuyết vô hiệu không bị bác bỏ thì chỉ cần dùng OLS là đủ; nếu không thì phải dùng phương pháp IV. Lệnh “ivendog” được sử dụng sau lệnh “ivreg”:

```
ivendog;
```

Kết quả cho thấy giả thuyết vô hiệu bị bác bỏ ở mức 10%, cho thấy IV là mô hình phù hợp hơn so với OLS:

```
Tests of endogeneity of: dfmfd
H0: Regressor is exogenous
Wu-Hausman F test: 3.01281 F(1,1115) P-value = 0.08289
Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 3.04242 Chi-sq(1) P-value = 0.08111
```

Phương pháp IV trong xử lý nhị phân: lệnh “treatreg”

Các phương pháp tính toán IV ở trên được sử dụng khi tham số hồi quy nội sinh là liên tục. Khi tham số hồi quy có dạng nhị phân (tham gia/không tham gia), thì việc sử dụng mô hình tuyến tính trong giai đoạn đầu của quy trình IV có thể phù hợp hoặc không phù hợp. Một phương pháp khác phù hợp với mô hình can thiệp-hiệu quả khi tham số nội sinh có dạng nhị phân là lệnh “treatreg” trong Stata. Lệnh “treatreg” phù hợp với mô hình can thiệp-hiệu quả có sử dụng tính toán khả năng tối đa đầy đủ hay hai bước liên tục. Lệnh “treatreg” tính đến tác động của biến nội sinh nhị phân trên kết quả cần quan tâm phụ thuộc vào hai hệ biến ngoại sinh. Lệnh này tính toán đồng thời hai phép hồi quy. Phương trình thứ nhất được tính toán bằng hàm hồi quy probit nhằm dự báo xác suất can thiệp. Phương trình thứ hai là một hàm hồi quy tuyến tính hay probit sử dụng cho các biến kết quả. Hai dải giới hạn sai số được giả định có mức phân bố bình thường chung.

Dưới đây là ví dụ về sử dụng lệnh “treatreg” với dữ liệu ở Bangladesh năm 1998. Cú pháp lệnh rất giống với lệnh “ivreg”:

```
treatreg lexptot agehead-eduhead lnland vaccess pcirr
rice-oil, treat (dfmfd= agehead-eduhead lnland vaccess pcirr
rice-oil fch*);
```

Sau đây là phương pháp can thiệp-hiệu quả có sử dụng tính toán khả năng tối đa. Phương pháp này cho biết sự tham gia của phụ nữ thực sự có tác động dương đáng kể đối với mức chi tiêu của hộ gia đình ($t = 3.49$):

```
Treatment effects model -- MLE                               Number of obs =      1129
                                                            Wald chi2(12)      =    271.45
Log likelihood = -1427.6651                               Prob > chi2       =     0.0000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lexptot						
agehead	.0028983	.0011858	2.44	0.015	.0005742	.0052225
sexhead	-.0558392	.0504364	-1.11	0.268	-.1546927	.0430142
eduhead	.0547403	.0048088	11.38	0.000	.0453152	.0641654
lnland	.2386945	.0384969	6.20	0.000	.163242	.3141469
vaccess	.0026497	.0408488	0.06	0.948	-.0774125	.0827118
pcirr	.1305888	.0500755	2.61	0.009	.0324427	.228735
rice	.0060323	.0096418	0.63	0.532	.0128654	.02493
wheat	-.0404817	.017699	-2.29	0.022	-.0751711	-.0057923
milk	.0208849	.0059217	3.53	0.000	.0092787	.0324912
egg	.0944399	.0515543	1.83	0.067	-.0066047	.1954846
oil	.0074181	.0038636	1.92	0.055	-.0001545	.0149906
dfmfd	.4168906	.1196073	3.49	0.000	.1824647	.6513166
_cons	7.391633	.2322404	31.83	0.000	6.93645	7.846816

dfmfd						
agehead	-.004252	.0050252	-0.85	0.397	-.0141012	.0055973
sexhead	-.1799594	.2534342	-0.71	0.478	-.6766813	.3167625

educhead	-.0453168	.0184985	-2.45	0.014	-.0815733	-.0090604
lnland	-.1791062	.1315339	-1.36	0.173	-.4369079	.0786956
vaccess	-.5458849	.1822059	-3.00	0.003	-.9030019	-.1887679
pcirr	-.121319	.2202852	-0.55	0.582	-.5530702	.3104321
rice	.0093552	.0406836	0.23	0.818	-.0703831	.0890935
wheat	.0082867	.0782386	0.11	0.916	-.1450581	.1616316
milk	-.0605588	.0294469	-2.06	0.040	-.1182737	-.002844
egg	.0366651	.2578851	0.14	0.887	-.4687804	.5421107
oil	-.0017389	.0177263	-0.10	0.922	-.0364818	.033004
fchoice	-3.391314	1.291503	-2.63	0.009	-5.922613	-.8600159
fchagehead	.0156243	.0063892	2.45	0.014	.0031018	.0281468
fchsexhead	.3432873	.2937005	1.17	0.242	-.2323551	.9189296
fcheduchead	.0056506	.0247551	0.23	0.819	-.0428685	.0541698
fchlnland	-.2419577	.4632756	-0.52	0.601	-1.149961	.6660458
fchvaccess	.6105495	.2173745	2.81	0.005	.1845032	1.036596
fchpcirr	.4829752	.2662667	1.81	0.070	-.038898	1.004848
fchrice	-.0446986	.050703	-0.88	0.378	-.1440747	.0546775
fchwheat	-.0191072	.0959983	-0.20	0.842	-.2072604	.169046
fchmilk	.0866831	.0345121	2.51	0.012	.0190407	.1543255
fchegg	.1975426	.297008	0.67	0.506	-.3845824	.7796676
fchoil	.0345253	.0207377	1.66	0.096	-.0061198	.0751704
_cons	1.309823	1.095342	1.20	0.232	-.8370069	3.456653

/athrho	-.4622307	.1677019	-2.76	0.006	-.7909205	-.133541
/lnsigma	-.7283617	.0440104	-16.55	0.000	-.8146205	-.642103

rho	-.4319006	.1364191			-.6589302	-.1327528
sigma	.4826991	.0212438			.4428074	.5261847
lambda	-.208478	.0740375			-.3535888	-.0633673

LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 5.14 Prob > chi2 = 0.0234

Sử dụng IV với hiệu quả ẩn định: tính toán cắt ngang

Có thể kết hợp hồi quy biến công cụ với hiệu quả ẩn định. Ví dụ sau trình bày một tính toán với dữ liệu cắt ngang. Lệnh sử dụng là “xtivreg” với tham số “fe”. Ta cho chạy hồi quy hiệu quả ẩn định cấp thôn bản với cùng tệp hh_98.dta. Sau đây là lệnh sử dụng cho việc phụ nữ tham gia vào chương trình tín dụng vi mô:

```
xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr
rice-oil (dfmfd= agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil
mch*), fe i(vill);
```

Tiếp đến, ta cho chạy hồi quy hiệu quả ẩn định cấp thôn bản cũng với dữ liệu hh_98.dta. Khi sử dụng hiệu quả ẩn định cấp thôn bản, tác động tham gia sẽ biến mất:

Fixed-effects (within) IV regression	Number of obs	=	1129
Group variable: vill	Number of groups	=	104
R-sq: within = 0.1550	Obs per group: min	=	4
between = 0.2246	avg	=	10.9
overall = 0.1618	max	=	19
	Wald chi2(5)	=	453021.37
corr(u_i, Xb) = 0.0511	Prob > chi2	=	0.0000

Cảm nang Đánh giá Tác động

lexptot	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfmfd	.1901029	.1956837	0.97	0.331	-.19343	.5736359
agehead	.0020665	.0011244	1.84	0.066	-.0001373	.0042703
sexhead	-.0352392	.0472055	-0.75	0.455	-.1277602	.0572818
educhead	.0433888	.0056147	7.73	0.000	.0323842	.0543934
lnland	.2283189	.0470498	4.85	0.000	.1361029	.3205349
vaccess	(dropped)					
pcirr	(dropped)					
rice	(dropped)					
wheat	(dropped)					
milk	(dropped)					
egg	(dropped)					
oil	(dropped)					
_cons	8.10043	.1268782	63.84	0.000	7.851754	8.349107
sigma_u	.24105185					
sigma_e	.42196914					
rho	.24604092	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:			F(103,1020) =	3.04	Prob > F = 0.0000	
Instrumented: dfmfd						
Instruments: agehead sexhead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk egg oil mchoice mchagehead mchsexhead mcheduchead mchlnland mchvaccess mchpcirr mchrice mchwheat mchmilk mcheegg mchoil						

Sử dụng IV với hiệu quả ấn định: tính toán tổng quát

Bây giờ ta sẽ xem xét tính toán dùng lệnh “xtivreg” với dữ liệu tổng quát từ hh_9198.dta. Sau khi đã tạo ra các biến cần thiết như trên, ta thực hiện lệnh “xtivreg”.

```
xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr
rice-oil (dfmfd= agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil
mch*), fe i(nh);
```

Kết quả không cho thấy tác động do tham gia nào trên mức chi tiêu.

Fixed-effects (within) IV regression	Number of obs	=	1652
Group variable: nh	Number of groups	=	826
R-sq: within = 0.1667	Obs per group: min	=	2
between = 0.1924	avg	=	2.0
overall = 0.1733	max	=	2
	Wald chi2(14)	=	866855.47
corr(u_i, Xb) = 0.1215	Prob > chi2	=	0.0000

lexptot	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfmfd	.0430727	.124483	0.35	0.729	-.2009096	.287055
year	.2360629	.0707606	3.34	0.001	.0973747	.3747511
agehead	.000021	.0017636	0.01	0.990	-.0034355	.0034775
sexhead	-.0536457	.0727231	-0.74	0.461	-.1961803	.088889
educhead	.0136537	.008419	1.62	0.105	-.0028472	.0301546

```

      inland |   .1362576   .0629346   2.17   0.030   .0129079   .2596072
vaccess |  -.0991489   .05371   -1.85   0.065   -.2044186   .0061207
      pcirr |   .0954609   .0642934   1.48   0.138   -.0305519   .2214737
      rice |   .0199218   .0131231   1.52   0.129   -.005799   .0456426
      wheat |  -.0244967   .0128117   -1.91   0.056   -.0496072   .0006138
      milk |  -.0028403   .0065394   -0.43   0.664   -.0156572   .0099766
      potato |   -.0199   .0165334   -1.20   0.229   -.0523049   .0125048
      egg |   .1703499   .0483323   3.52   0.000   .0756203   .2650795
      oil |   .0045626   .0031518   1.45   0.148   -.0016148   .01074
      _cons |   7.833876   .2515847   31.14   0.000   7.340779   8.326973
-----+-----
      sigma_u |   .34559734
      sigma_e |   .36468826
      rho |   .47314159   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0:   F(825,812) =   1.57   Prob > F   = 0.0000
-----+-----
Instrumented: dfmfd
Instruments:  year agehead sexhead educhead inland vaccess pcirr rice wheat
milk potato egg oil fchoice fchagehead fchsexhead fcheduchead fchlndland
fchvaccess fchpcirr fchrice fchwheat fchmilk fchpotato fcheegg fchoil

```

Chú thích

1. Tính đến năm 1998, ở tất cả các thôn bản mẫu đã có chương trình tín dụng vi mô nhưng để làm rõ quy trình tạo biến nên bài tập này tạo biến chương trình cấp thôn bản.

16. Thiết kế gián đoạn hồi quy

Khi can thiệp áp dụng chọn đối tượng có chọn lọc dựa trên giá trị giới hạn thì thiết kế gián đoạn hồi quy (RD) sẽ là một giải pháp thích hợp đối với những thực nghiệm ngẫu nhiên hay các thiết kế bán thực nghiệm khác. Không như thiết kế ngẫu nhiên, ta không cần loại trừ nhóm đủ tiêu chuẩn ra khỏi can thiệp khi muốn đánh giá tác động. Ngược lại, ta có thể thực hiện đánh giá tác động với thiết kế RD với dữ liệu của Bangladesh vì khả năng tham gia chương trình tín dụng vi mô được chính thức xác định bằng tình trạng sở hữu đất đai của hộ gia đình; có nghĩa là, hộ gia đình đủ tiêu chuẩn tham gia chỉ có dưới 50 điểm thập phân đất đai. Vì vậy, điểm tới hạn 50 điểm thập phân này về sở hữu đất đai thỏa mãn tiêu chí thiết kế của phương pháp RD.

Đánh giá tác động bằng RD

Phương pháp đánh giá tác động RD dựa trên nguyên tắc là mẫu đối tượng gần điểm giới hạn (cả trên và dưới) đại diện cho những đặc trưng của thiết kế ngẫu nhiên, do các hộ gia đình thuộc các nhóm can thiệp và đối chứng có những đặc điểm rất giống nhau và chỉ khác nhau về tình trạng can thiệp. Vì vậy, chênh lệch trong các kết quả trung vị giữa các nhóm can thiệp và đối chứng gần điểm giới hạn (có nghĩa là, trên cùng dải gián đoạn) sẽ cho biết tác động của can thiệp. Có hai dạng RD. Một dạng có tên gọi là gián đoạn rõ nét, trong đó điểm giới hạn xác định trước tình trạng can thiệp. Có nghĩa là, mọi đối tượng đủ tiêu chuẩn tham gia đều được tiếp nhận can thiệp và không có đối tượng không đủ tiêu chuẩn nào được nhận can thiệp. Trong loại hình gián đoạn thứ hai có tên gọi là gián đoạn mờ, tình trạng can thiệp không biến đổi đột ngột từ 0 đến 1 khi hộ gia đình từ không đủ tiêu chuẩn trở thành đủ tiêu chuẩn. Kịch bản này có tính thực tiễn hơn, nhất là trong trường hợp này, vì một số hộ gia đình đủ tiêu chuẩn sẽ quyết định (vì lý do này khác) không tham gia chương trình tín dụng vi mô, trong khi có những hộ không đủ tiêu chuẩn lại được tham gia. Trong thiết kế RD tốt, các đối tượng không tham gia nhưng đủ tiêu chuẩn và tham gia nhưng không đủ tiêu chuẩn sẽ ở mức thấp. Tác động của việc tham gia chương trình tín dụng vi mô có thể được tính toán bằng thiết kế RD theo biểu thức sau:

$$I = (y^+ - y^-)/(s^+ - s^-), \quad (16.1)$$

trong đó, y^+ là kết quả trung vị ở đối tượng tham gia tín dụng vi mô có sở hữu đất đai gần mức 50 điểm thập phân, y^- là kết quả trung vị ở đối tượng không tham gia tín dụng vi mô có sở hữu đất đai gần mức 50 điểm thập phân, s^+ là tình trạng can thiệp trung vị những hộ gia đình đủ tiêu chuẩn tham gia có sở hữu đất đai gần mức 50 điểm thập

phân, còn s^- là trình trạng can thiệp trung vị những hộ gia đình không đủ tiêu chuẩn tham gia có sở hữu đất đai gần mức 50 điểm thập phân

Trong gián đoạn rõ nét, $s^+ = 1$ và $s^- = 0$, còn sai biệt trong các kết quả trung vị ở đối tượng tham gia và không tham gia sẽ cho biết mức tác động.

Trên thực tế, thay vì trực tiếp tính toán trung vị kết quả và can thiệp, ta sẽ tính toán các giá trị này từ các hồi quy tuyến tính địa phương (hay hạt nhân) được thực hiện ở cả hai phía điểm giới hạn. Sau đó, những giá trị này sẽ được đưa vào phương trình 16.1 để tính toán tác động.

Thực hiện tính toán gián đoạn rõ nét

Dữ liệu của Bangladesh trong hh_91.dta hay hh_98.dta không thỏa mãn điều kiện hoàn thiện thiết kế gián đoạn rõ nét vì tình trạng tham gia chương trình không được quyết định dựa trên điểm giới hạn về sở hữu đất đai. Nói cách khác, một số hộ đủ tiêu chuẩn (sở hữu đất < 50 điểm thập phân) không tham gia, trong khi có những hộ không đủ tiêu chuẩn (sở hữu đất \geq 50 điểm thập phân) lại tham gia. Do đó, để thể hiện phương pháp gián đoạn rõ nét, ta sẽ điều chỉnh dữ liệu hh_98.dta bằng cách bỏ bớt hai loại hộ gia đình sau:

```
use ..\data\hh_98,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);

drop if (hhland<50 & (dmmfd==0 | dfmfd==0)) | (hhland>=50 &
(dmmfd==1 | dfmfd==1));
```

Bước tiếp theo là cho chạy hồi quy tuyến tính địa phương trên kết quả (chi tiêu đầu người hộ gia đình) ứng với tình trạng sở hữu đất đai của hộ gia đình ở cả các hộ đủ tiêu chuẩn (tham gia) và không đủ tiêu chuẩn (không tham gia). Nhờ loại bỏ một số hộ gia đình ở bước trên mà các hộ đủ tiêu chuẩn giờ đây được xác định là đối tượng tham gia và không tham gia nếu không đủ tiêu chuẩn. Hồi quy đa thức địa phương cho phép lưu các kết quả tính toán cho cả đối tượng tham gia và không tham gia. Bước tiếp theo là lấy trung vị của các kết quả này tại điểm giới hạn. Do điểm giới hạn là một giá trị đơn (50 điểm thập phân) nên cần xác định một dải giá trị về sở hữu đất đai và lấy trung vị của các kết quả ở các hộ gia đình nằm trong dải này. Dải giá trị này được xác định từ 45 đến 50 điểm thập phân đối với hộ tham gia và 50-55 điểm đối với hộ không tham gia. Khi đã tính được trung vị kết quả, ta có thể lấy sai biệt giữa các trung vị để tính toán tác động của việc tham gia chương trình tín dụng vì mô đối với mức chi tiêu đầu người ở các đối tượng gần điểm giới hạn. Toàn bộ quy trình này sẽ được mã hóa như sau trong một chương trình Stata có tên gọi là *rd_sharp*:

```
prog rd_sharp, rclass;
    version 8.2;
    args outcome;
```

```

confirm var `outcome';
tempname outrd1 outrd0 outcome1 outcome0;
locpoly `outcome' lnland if hhland<50, gen(`outrd1')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
locpoly `outcome' lnland if hhland>=50, gen(`outrd0')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
sum `outrd1' if hhland>=45 & hhland<50, meanonly;
scalar `outcome1'=r(mean);
sum `outrd0' if hhland>=50 & hhland<55, meanonly;
scalar `outcome0'=r(mean);
return scalar diff_outcome=`outcome1'-'outcome0';
end;

```

Tuy có thể tính toán các tác động theo cách này nhưng quy trình này không cho biết sai số chuẩn được sử dụng để tính toán số thống kê t . Ta có thể tính sai số chuẩn bằng cách đặt bẫy kích hoạt trong chương trình trên. Bẫy kích hoạt sẽ cho chạy một lệnh (hay một chuỗi lệnh) liên tục bằng cách chọn ngẫu nhiên các quan sát (có thay thế) từ dữ liệu, lưu kết quả tính toán cho từng lần chạy, sau đó tính toán sai số chuẩn từ các kết quả đã lưu. Ta không cần đặt bẫy riêng cho mỗi lệnh mà thay vào đó có thể đặt bẫy kích hoạt cho cả một chương trình có đủ tất cả các lệnh cần thiết. Vì vậy, khi cần đặt bẫy nhiều lệnh cùng lúc, soạn thảo chương trình Stata sẽ vô cùng tiện lợi. Lập trình còn cho phép chạy cùng một chương trình với những tham số khác nhau. Quan sát các tham số khác nhau trong lệnh “locpoly” trong chương trình rd_sharp, trong đó cho chạy hồi quy tuyến tính địa phương trên biến kết quả tổng quát ứng với lôga sở hữu đất đai hộ gia đình ở đối tượng tham gia và không tham gia:

gen() lưu kết quả tính toán, có nghĩa là các giá trị tính được của kết quả
at() xác định một biến có chứa các giá trị cho phép đánh giá độ mịn của hồi quy hạt nhân
tri xác định loại hạt nhân của hồi quy tuyến tính địa phương có dạng tam giác
w xác định nửa độ rộng của hạt nhân, bằng thông của cửa sổ làm mịn xung quanh từng điểm
nogr bỏ qua biểu đồ cho từng bảng thông
d() xác định mức độ đa thức cần sử dụng trong quá trình làm mịn (1 biểu diễn hồi quy tuyến tính)

Trong hồi quy tuyến tính địa phương, các bảng thông khác nhau có thể cho những kết quả tính toán khác nhau, nên cần kiểm tra với trên một bảng thông. Việc chọn hạt nhân nào sẽ ít quan trọng hơn mặc dù nếu sử dụng nhiều loại khác nhau thì sẽ có thể kiểm tra độ tin cậy của kết quả tính toán. Một quan sát quan trọng cần thực hiện ở đây là chương trình rd_sharp không có tham số nào cho biết tình trạng tham gia chương trình tín dụng vi mô. Đó là vì tình trạng tham gia chương trình tín dụng vi mô đã được xác định bằng sở hữu đất đai (như đã trình bày ở trên bằng lệnh “drop”).

Các lệnh sau thiết lập giá trị hạt nhân để chọn ngẫu nhiên trong quá trình đặt bẫy kích hoạt để tiếp tục thực hiện bẫy kích hoạt. Việc bẫy kích hoạt được thực hiện bằng

lệnh Stata “bootstrap”, theo sau là lệnh được bẫy trong ngoặc kép (“ ”), kể đến là các số thống kê hay biểu thức cần tính toán. Trong trường hợp này, lệnh “bootstrap” sẽ chạy chương trình rd_sharp ở trên với đối số “lexptot”, trong đó đối số “outcome” tổng quát được thay thế bằng lexptot (lôga mức chi tiêu đầu người hàng năm). Như vậy, lexptot sẽ được cho chạy đối ứng với lnland (lôga sở hữu đất đai của hộ gia đình) bằng các phép hồi quy tuyến tính địa phương. Khi kết thúc lệnh, chương trình rd_sharp sẽ cho kết quả là sai biệt trung vị trong lexptot (tác động ước tính), đã được lệnh “bootstrap” lưu vào một biến gọi là “impact_sharp.” Cuối cùng, lệnh “bootstrap” sẽ thực hiện chương trình rd_sharp 100 lần.

```
set seed 12345;
bootstrap "rd_sharp lexptot" impact_sharp=r(diff_outcome),
reps(100) nowarn;
```

Kết quả của lệnh “bootstrap” được hiển thị như sau. Kết quả này cho thấy việc tham gia chương trình tín dụng vì mô có tác động âm đối với mức chi tiêu đầu người (-12,6%) với sai số chuẩn là 0,112:

```
command:      rd_sharp lexptot
statistic:    impact_s-p = r(diff_outcome)
```

Bootstrap statistics		Number of obs =	243		
		Replications =	100		
Variable	Reps	Observed	Bias	Std. Err.	[95% Conf. Interval]
impact_sharp	92	-.1264224	.0023491	.1116639	-.3482292 .0953843 (N)
					-.3132059 .0937947 (P)
					-.3132059 .125849 (BC)

Note: N = normal
P = percentile
BC = bias-corrected

Các lệnh sau sẽ tạo số thống kê t cho tác động tính được và hiển thị các số này:

```
gen t_impact_sharp=_b[impact_sharp]/_se[impact_sharp];
sum t_impact_sharp;
```

Sau khi thực hiện các lệnh trên, ta sẽ thấy tác động ước tính là không đáng kể ($t = -1,132$).

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
t_impact_s-p	243	-1.132169	0	-1.132169	-1.132169

Tính toán gián đoạn mờ

Khác với gián đoạn rõ nét, tính toán gián đoạn mờ không đòi hỏi phải loại bỏ các quan sát ở hộ đủ tiêu chuẩn không tham gia hay không đủ tiêu chuẩn có tham gia. Chương trình tính tác động trong gián đoạn mờ rất giống với chương trình sử dụng tính toán gián đoạn rõ nét. Trong trường hợp này, các hồi quy đa thức địa phương trên can thiệp được đưa vào bổ sung cho những hồi quy trên kết quả. Tác động được tính toán bằng công thức trong phương trình 16.1. Chương trình tính gián đoạn mờ có dạng sau:

```
prog rd_fuzzy, rclass;
    version 8.2;
    args treatment outcome; confirm var `treatment'; confirm var
    `outcome';
    tempname treatrd1 treatrd0 outrd1 outrd0 treat1 treat0 out-
    come1 outcome0;
    locpoly `treatment' lnland if hhland<50, gen(`treatrd1')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
    locpoly `treatment' lnland if hhland>=50, gen(`treatrd0')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
    locpoly `outcome' lnland if hhland<50, gen(`outrd1')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
    locpoly `outcome' lnland if hhland>=50, gen(`outrd0')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
    sum `treatrd1' if hhland>=45 & hhland<=55, meanonly;
    scalar `treat1'=r(mean);
    sum `treatrd0' if hhland>=45 & hhland<=55, meanonly;
    scalar `treat0'=r(mean);
    sum `outrd1' if hhland>=45 & hhland<=55, meanonly;
    scalar `outcome1'=r(mean);
    sum `outrd0' if hhland>=45 & hhland<=55, meanonly;
    scalar `outcome0'=r(mean);
    return scalar impact=(`outcome1'-`outcome0')/(`treat1'-
    `treat0');
end;
```

Trái với chương trình rd_sharp, chương trình rd_fuzzy sử dụng hai đối số - một cho can thiệp và một cho kết quả. Vì vậy, để tính tác động của việc tham gia chương trình tín dụng vi mô của phụ nữ đối với mức chi tiêu đầu người hộ gia đình, lệnh “bootstrap” sẽ thực hiện chương trình rd_fuzzy với hai đối số là dfmfd (phụ nữ tham gia chương trình tín dụng vi mô) và lexptot (chi tiêu đầu người hàng năm). Dưới đây là các mã lệnh trong tập hợp lệnh “bootstrap” tương ứng:

```
set seed 123;
bootstrap "rd_fuzzy dfmfd lexptot" impact_fuzzy_f=r(impact),
reps(100) nowarn;
```

Kết quả của lệnh “bootstrap” trên cho thấy dấu của tác động tính được vẫn âm:

```
command:      rd_fuzzy dmfmd lexptot
statistic:    impact_f~f = r(impact)
Bootstrap statistics                                Number of obs =    1129
                                                    Replications   =    100
```

Variable	Reps	Observed	Bias	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
impact_fuz~f	100	-1.702198	1.92124	3.571683	-8.789193	5.384796	(N)
					-10.52238	9.24404	(P)
					-13.93708	-.0473376	(BC)

Note: N = normal
P = percentile
BC = bias-corrected

Các lệnh sau tạo và hiển thị số thống kê t của tác động tính được:

```
gen t_impact_fuzzy_f=b[impact_fuzzy_f]/_se[impact_fuzzy_f];
sum t_impact_fuzzy_f;
```

Sau khi thực hiện các lệnh này, ta sẽ thấy tác động ước tính là không đáng kể ($t = -0.477$):

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
t_impact_f~f	1129	-.4765815	0	-.4765815	-.4765815

Bài tập

Tính tác động từ việc nam giới tham gia chương trình đối với mức chi tiêu đầu người hộ gia đình bằng thiết kế gián đoạn mờ. Thảo luận kết quả.

Đáp án câu hỏi các chương

Chương 2

1. b
2. d
3. c
4. a
5. b
6. c

Chương 3

1. b
2. c
3. c
4. d
5. a
6. b

Chương 4

1. a
2. a
3. c
4. d
5. b

Chương 5

1. c
2. c
3. c
4. e
5. b

Chương 6

1. b
2. a
3. a
4. d
5. d

Chương 7

1. d
2. b
3. c
4. c
5. c

Phụ lục: Các chương trình và tệp tin .do sử dụng cho các bài tập Chương 12–16

Chương 12

```
capture log close
log using ../log/random.log,replace

drop _all
set more 1
set mem 50m

#delimiter ;
use ../data/hh_98;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen vill=thanaid*10+villid;
egen progvillm=max(dmmfd), by(vill);
egen progvillf=max(dfmfd), by(vill);

***Impacts of program placement;
****t-test;
ttest lexptot, by(progvillm);
ttest lexptot, by(progvillf);

***Regression implementation;
reg lexptot progvillm;
reg lexptot progvillf;

***Expanded regression
reg lexptot progvillm sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat
    milk oil egg [pw=weight];
reg lexptot progvillf sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat
    milk oil egg [pw=weight];

***Impacts of program participation;
****t-test;
ttest lexptot, by(dmmfd);
ttest lexptot, by(dfmfd);
```

```
****Regression implementation;
reg lexptot dmmfd;
reg lexptot dfmfd;

****Expanded regression;
reg lexptot dmmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr
rice wheat
    milk oil egg [pw=weight];
reg lexptot dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr
rice wheat
    milk oil egg [pw=weight];

****Expanded regression: capturing both program placement and
participation;
reg lexptot dmmfd progvillm sexhead agehead educhead lnland
vaccess pcirr rice
    wheat milk oil egg [pw=weight];
reg lexptot dfmfd progvillf sexhead agehead educhead lnland
vaccess pcirr rice
    wheat milk oil egg [pw=weight];

***Impacts of program participation in program villages;
reg lexptot dmmfd if progvillm==1 [pw=weight];
reg lexptot dfmfd if progvillf==1 [pw=weight];
reg lexptot dmmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr
rice wheat milk
    oil egg if progvillm==1 [pw=weight];
reg lexptot dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr
rice wheat milk
    oil egg if progvillf==1 [pw=weight];

***Spillover effects of program placement;
reg lexptot progvillm if dmmfd==0 [pw=weight];
reg lexptot progvillf if dfmfd==0 [pw=weight];
reg lexptot progvillm sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat
    milk oil egg if dmmfd==0 [pw=weight];
reg lexptot progvillf sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat
    milk oil egg if dfmfd==0 [pw=weight];

log close
```

Chương 13

```
capture log close
log using ..\log\psm.log,replace
```

```

drop _all
set more 1
set mem 50m
use ..\data\hh_98
gen lexptot=ln(1+exptot)
gen lnland=ln(1+hhland/100)

#delimit ;
****Impacts of program participation;

***Male participants;
****pscore equation;
pscore dmmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice
wheat milk oil egg [pw=weight],
    pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup level(0.001);
drop ps98 blockf1;
pscore dmmfd sexhead agehead educhead vaccess pcirr rice wheat
milk oil [pw=weight],
    pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup level(0.001);

****Nearest-Neighbor Matching;
attnd lexptot dmmfd [pweight=weight], pscore(ps98) comsup;

****Stratification Matching;
atts lexptot dmmfd, pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup;

****Radius Matching;
attr lexptot dmmfd, pscore(ps98) radius(0.001) comsup;

****Kernel Matching;
atrk lexptot dmmfd, pscore(ps98) comsup bootstrap reps(50);

drop ps98 blockf1;

***Female participants;
****pscore equation;
pscore dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice
wheat milk oil egg [pw=weight],
    pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup level(0.001);

****Nearest-Neighbor Matching;
attnd lexptot dfmfd [pweight=weight], pscore(ps98) comsup;

****Stratification Matching;
atts lexptot dfmfd, pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup;

****Radius Matching;
attr lexptot dfmfd, pscore(ps98) radius(0.001) comsup;

```

```
***Kernel Matching;
atrk lexptot dfmfd, pscore(ps98) comsup bootstrap reps(50);

***Direct Matching using Nearest Neighbor;
nnmatch lexptot dmmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight], tc(att) m(1);
nnmatch lexptot dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight], tc(att) m(1);

log close;
```

Chương 14

```
capture log close
log using ..\log\dd.log,replace
***DD IMPLEMENTATION;

drop _all
set more 1
set mem 50m

#delimit ;
***Simplest implementation;
use ..\data\hh_9198;
gen exptot0=exptot if year==0;
egen exptot91=max(exptot0), by(nh);
keep if year==1;
gen lexptot91=ln(1+exptot91) if year==1;
gen lexptot98=ln(1+exptot) if year==1;
gen lexptot9891=lexptot98-lexptot91;

ttest lexptot9891 if year==1, by(dmmfd);
ttest lexptot9891 if year==1, by(dfmfd);

***Regression implementation;
use ..\data\hh_9198,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen dmmfd1=dmmfd==1 & year==1;
egen dmmfd98=max(dmmfd1), by(nh);
gen dfmfd1=dfmfd==1 & year==1;
egen dfmfd98=max(dfmfd1), by(nh);
gen dmmfdyr=dmmfd98*year;
gen dfmfdyr=dfmfd98*year;

***Basic model;
reg lexptot year dmmfd98 dmmfdyr;
reg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr;
```



```

****Full model;
reg lexptot year dmmfd98 dmmfdyr sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight];
reg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight];

****Fixed effects: Basic;
xtreg lexptot year dmmfd98 dmmfdyr, fe i(nh);
xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr, fe i(nh);

****Fixed effects: Full Model;
xtreg lexptot year dmmfd98 dmmfdyr sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg, fe i(nh);
xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg, fe i(nh);

***DD in cross-sectional data;
use ..\data\hh_91,clear;
gen vill=thanaid*10+villid;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen target=hhland<50;
gen progvill=thanaid<25;
gen progtarget=progvill*target;

sum target if progvill==1;

reg lexptot progvill target progtarget;
reg lexptot progvill target progtarget sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight];
xtreg lexptot progvill target progtarget, fe i(vill);
xtreg lexptot progvill target progtarget sexhead agehead
educhead lnland, fe i(vill);

****Taking into account initial conditions;
use ..\data\hh_9198,clear;

gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen dmmfd1=dmmfd==1 & year==1;
egen dmmfd98=max(dmmfd1), by(nh);
gen dfmfd1=dfmfd==1 & year==1;
egen dfmfd98=max(dfmfd1), by(nh);
gen dmmfdyr=dmmfd98*year;
gen dfmfdyr=dfmfd98*year;
drop dmmfd1 dfmfd1;

sort nh year;
by nh: gen dlexptot=lexptot[2]-lexptot[1];

```

```

by nh: gen dmmfd98= dmmfd98[2]- dmmfd98[1];
by nh: gen ddfmfd98= dfmfd98[2]- dfmfd98[1];
by nh: gen dmmfdyr= dmmfdyr[2]- dmmfdyr[1];
by nh: gen ddfmfdyr= dfmfdyr[2]- dfmfdyr[1];
by nh: gen dsexhead= sexhead[2]- sexhead[1];
by nh: gen dagehead= agehead[2]- agehead[1];
by nh: gen deduchehead= educhead[2]- educhead[1];
by nh: gen dlndland= lnland[2]- lnland[1];
by nh: gen dvaccess= vaccess[2]- vaccess[1];
by nh: gen dpcirr= pcirr[2]- pcirr[1];
by nh: gen drice= rice[2]- rice[1];
by nh: gen dwheat= wheat[2]- wheat[1];
by nh: gen dmilk= milk[2]- milk[1];
by nh: gen doil= oil[2]- oil[1];
by nh: gen degg= egg[2]- egg[1];

reg dlexptot dmmfd98 dmmfdyr dsexhead dagehead deduchehead dlnd-
land dvaccess dpcirr drice dwheat dmilk doil degg
      sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat
milk oil egg if year==0 [pw=weight];
reg dlexptot ddfmfd98 ddfmfdyr dsexhead dagehead deduchehead dlnd-
land dvaccess dpcirr drice dwheat dmilk doil degg
      sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat
milk oil egg if year==0 [pw=weight];

****DD with PSM;
****Male participants;
use ..\data\hh_9198,clear;
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen dmmfd1=dmmfd==1 & year==1;
egen dmmfd98=max(dmmfd1), by(nh);
keep if year==0;
pscore dmmfd98 sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr
rice wheat milk oil egg [pw=weight],
      pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup level(0.001);
keep if blockf1!=.;
keep nh;
sort nh;
merge nh using ..\data\hh_9198;
keep if _merge==3;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen dmmfd1=dmmfd==1 & year==1;
egen dmmfd98=max(dmmfd1), by(nh);
gen dmmfdyr=dmmfd98*year;

xtreg lexptot year dmmfd98 dmmfdyr sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg, fe i(nh);

```

```

****Female participants;
use ..\data\hh_9198,clear;
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen dfmfd1=dfmfd==1 & year==1;
egen dfmfd98=max(dfmfd1), by(nh);
keep if year==0;

pscore dfmfd98 sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr
rice wheat milk oil egg [pw=weight],
    pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup level(0.001);
keep if blockf1!=.;
keep nh;
sort nh;
merge nh using ..\data\hh_9198;
keep if _merge==3;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen dfmfd1=dfmfd==1 & year==1;
egen dfmfd98=max(dfmfd1), by(nh);
gen dfmfdyr=dfmfd98*year;

xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr sexhead agehead educhead
lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg, fe i(nh);

log close;

```

Chương 15

```

capture log close
log using ..\log\iv.log,replace

drop _all
set more 1
set mem 50m

#delimit ;
****IV using ivreg implementation;
use ..\data\hh_98,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen vill=thanaid*10+villid;
egen villmmf=max(dmmfd), by(vill);
gen mchoice=villmmf==1 & hhland<50;
for var agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil: gen
mchX=mchoice*X;
egen villfmf=max(dfmfd), by(vill);
gen fchoice=villfmf==1 & hhland<50;

```

```

for var agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil: gen
fchX=fchoice*X;

****Male participation;
ivreg lexptot agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil
(dmmfd= agehead-educhead
    lnland vaccess pcirr rice-oil mch*);
****Test for endogeneity;
ivendog;

****Female participation;
ivreg lexptot agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil
(dfmfd= agehead-educhead
    lnland vaccess pcirr rice-oil fch*), first;
****Test for endogeneity;
ivendog;

****IV using treatreg implementation;
treatreg lexptot agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-
oil, treat (dmmfd= agehead-educhead
    lnland vaccess pcirr rice-oil mch*);
treatreg lexptot agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-
oil, treat (dfmfd= agehead-educhead
    lnland vaccess pcirr rice-oil fch*);

****IV with FE implementation in cross-sectional data;
use ..\data\hh_98,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen vill=thanaid*10+villid;
egen villmmf=max(dmmfd), by(vill year);
gen mchoice=villmmf==1 & hhland<50;
for var agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil: gen
mchX=mchoice*X;
egen villfmf=max(dfmfd), by(vill year);
gen fchoice=villfmf==1 & hhland<50;
for var agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil: gen
fchX=fchoice*X;
xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr
rice-oil (dmmfd= agehead-educhead
    lnland vaccess pcirr rice-oil mch*), fe i(vill);
****Test for endogeneity;
dmexogxt;
xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr
rice-oil (dfmfd= agehead-educhead
    lnland vaccess pcirr rice-oil mch*), fe i(vill);
****Test for endogeneity;
dmexogxt;

```

```

****IV with FE implementation in panel data;
use ..\data\hh_9198,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
gen vill=thanaid*10+villid;
egen villmmf=max(dmmfd), by(vill year);
gen mchoice=villmmf==1 & hhland<50;
for var agehead-eduhead lnland vaccess pcirr rice-oil: gen
mchX=mchoice*X;
egen villfmf=max(dfmfd), by(vill year);
gen fchoice=villfmf==1 & hhland<50;
for var agehead-eduhead lnland vaccess pcirr rice-oil: gen
fchX=fchoice*X;

xtivreg lexptot year agehead-eduhead lnland vaccess pcirr
rice-oil (dmmfd= agehead-eduhead
lnland vaccess pcirr rice-oil mch*), fe i(nh);

****Test for endogeneity;
dmexogxt;
xtivreg lexptot year agehead-eduhead lnland vaccess pcirr
rice-oil (dfmfd= agehead-eduhead
lnland vaccess pcirr rice-oil fch*), fe i(nh);
****Test for endogeneity;
dmexogxt;
log close;

```

Chương 16

```

capture log close
log using ..\log\rd.log,replace

****IMPLEMENTATION OF REGRESSION DISCONTINUITY;
drop _all
set more 1
set mem 50m

#delimit ;
use ..\data\hh_98,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);

****Program for Sharp Discontinuity;
drop if (hhland<50 & (dmmfd==0|dfmfd==0))|(hhland>=50 &
(dmmfd==1|dfmfd==1));
capture prog drop rd_sharp;
prog rd_sharp, rclass;

```

```

version 8.2;
args outcome;
confirm var `outcome';
tempname outrd1 outrd0 outcome1 outcome0;
locpoly `outcome' lnland if hhland<50, gen(`outrd1')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
locpoly `outcome' lnland if hhland>=50, gen(`outrd0')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
sum `outrd1' if hhland>=45 & hhland<50, meanonly;
scalar `outcome1'=r(mean);
sum `outrd0' if hhland>=50 & hhland<55, meanonly;
scalar `outcome0'=r(mean);
return scalar diff_outcome=`outcome1'-`outcome0';
end;

****Participation;
set seed 12345;
bootstrap "rd_sharp lexptot" impact_sharp=r(diff_outcome),
reps(100) nowarn;
gen t_impact_sharp=_b[impact_sharp]/_se[impact_sharp];
sum t_impact_sharp;

use ..\data\hh_98,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhland/100);
****Program for Fuzzy Discontinuity;
capture prog drop rd_fuzzy;
prog rd_fuzzy, rclass;
version 8.2;
args treatment outcome;
confirm var `treatment';
confirm var `outcome';
tempname treatrd1 treatrd0 outrd1 outrd0 treat1 treat0 out-
come1 outcome0;
locpoly `treatment' lnland if hhland<50, gen(`treatrd1')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
locpoly `treatment' lnland if hhland>=50, gen(`treatrd0')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
locpoly `outcome' lnland if hhland<50, gen(`outrd1')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
locpoly `outcome' lnland if hhland>=50, gen(`outrd0')
at(lnland) nogr tri w(3) d(1);
sum `treatrd1' if hhland>=45 & hhland<=55, meanonly;
scalar `treat1'=r(mean);
sum `treatrd0' if hhland>=45 & hhland<=55, meanonly;
scalar `treat0'=r(mean);
sum `outrd1' if hhland>=45 & hhland<=55, meanonly;
scalar `outcome1'=r(mean);

```

```

sum `outrd0' if hhland>=45 & hhland<=55, meanonly;
scalar `outcome0'=r(mean);

return scalar impact=(`outcome1'-`outcome0')/(`treat1'-
`treat0');
end;
***Male participation;
set seed 12345;
bootstrap "rd_fuzzy dmmfd lexptot" impact_fuzzy_m=r(impact),
reps(100) nowarn;
gen t_impact_fuzzy_m=_b[impact_fuzzy_m]/_se[impact_fuzzy_m];
sum t_impact_fuzzy_m;

***Female participation;
set seed 123;
bootstrap "rd_fuzzy dfmfd lexptot" impact_fuzzy_f=r(impact),
reps(100) nowarn;
gen t_impact_fuzzy_f=_b[impact_fuzzy_f]/_se[impact_fuzzy_f];
sum t_impact_fuzzy_f;

log close;

```

CẨM NANG ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG GIỚI THIỆU MỘT CÁCH THỰC TIỄN VÀ TOÀN DIỆN CÁC PHƯƠNG PHÁP MỚI NHẤT TRONG ĐÁNH GIÁ CÁC CHƯƠNG TRÌNH CÔNG ÍCH, HƯỚNG ĐẾN ĐỐI TƯỢNG LÀ CÁC NHÀ NGHIÊN CỨU CŨNG NHƯ HOẠCH ĐỊNH CHÍNH SÁCH.

Cuốn sách liên kết những nghiên cứu toán kinh tế mới nhất về đánh giá tác động với kinh nghiệm thực tế của các nhà quản lý và người đánh giá chương trình. Nội dung sách đề cập đến các phương thức thực nghiệm và phi thực nghiệm trong thiết kế và đánh giá chương trình, cũng như những phương pháp khảo sát tác động phân bố và cấu trúc của chương trình.

Các phần thảo luận và nghiên cứu điểm được trình bày ở từng chương, đúc rút kinh nghiệm thực tế của các nhà quản lý và người nghiên cứu chương trình trong quá trình triển khai các mặt hoạt động như chính sách về giáo dục, tài chính vi mô, y tế và hạ tầng.

Đối với người nghiên cứu muốn học hỏi cách thức sử dụng những mô hình này bằng phần mềm thống kê, cuốn *Cẩm nang* còn cung cấp các bài tập Stata với tình huống đánh giá các chương trình tín dụng vi mô lớn ở Bangladesh, như chương trình của Ngân hàng Grameen.

Cuốn *cẩm nang* cũng được sử dụng trong các khóa học về chính sách và kinh tế ở cấp cao, cũng như làm tài liệu bổ sung trong các khóa kinh tế học phát triển cấp đại học. Cuốn *Cẩm nang* sẽ có ích cho sinh viên, nhà nghiên cứu và các cấp hoạch định chính sách.



NGÂN HÀNG THẾ GIỚI



Sách có bán tại Trung tâm thông tin phát triển Việt Nam
Tầng 2 tòa nhà 63 Lý Thái Tổ
Điện thoại : 39346845 Fax: 84 4 39346847
Website: www.vdic.org.vn