World Bank

دليل تقييم الأثر :
الممارسات والطرائق الكمية

شاهدور آر خاندكر
وغاياتري بي كولورال
وحسين عبدالصمد

تمت الترجمة والمراجعة من خلال

مركز الأثر
IMPACT CENTER
مستقبل أفضل
BETTER FUTURE

دليل تقييم الأثر

ⓒ مركز الأثر للبحوث والدراسات المحدودة ، ١٤٤٦هـ

كولوال ، جاياتري
دليل تقييم الأثر الممارسات والطرائق الكمية. / كولوال ، جاياتري ؛ صمد ، حسين ايه ؛ خاندكير ، شهيدور ار ؛ العمودي ، محمد ؛ ترجمان للترجمة .- الرياض ، ١٤٤٦هـ

رقم الإيداع: ١٤٤٦/٩٥٦٠
ردمك: ٢-١-٩٢٢٦٥-٦٠٣-٩٧٨

دليل تقييم الأثر

الممارسات والطرق الكمية

شاهدور آر خاندكر
غاياتري بي كولوال
حسين عبد الصمد

البنك الدولي
العاصمة واشنطن

حقوق التأليف والنشر © لعام ٢٠١٠ محفوظة لصالح البنك الدولي للإنشاء والتعمير/البنك الدولي
1818 H Street NW
Washington DC 20433
هاتف: ٢٠٢-٤٧٣-١٠٠٠
الموقع الإلكتروني: www.worldbank.org
البريد الإلكتروني: feedback@worldbank.org

جميع الحقوق محفوظة

1 2 3 4 13 12 11 10
هذا المجلد من إعداد موظفي البنك الدولي للإنشاء والتعمير/البنك الدولي. ولا تعكس الحصائل والتفسيرات والاستنتاجات الواردة في هذا المجلد بالضرورة آراء المديرين التنفيذيين للبنك الدولي أو الحكومات التي يمثلونها.

لا يضمن البنك الدولي دقة البيانات الواردة في هذا العمل. ولا تشير الحدود والألوان والترميزات والتصنيفات والمعلومات الأخرى الموضحة على أي خريطة في هذا العمل إلى أي حُكم من جانب البنك الدولي فيما يتعلق بالوضع القانوني لأي إقليم أو الموافقة على هذه الحدود أو قبولها.

الحقوق والأذونات

تخضع المواد الواردة في هذا المنشور لحقوق التأليف والنشر. وقد يشكّل نسخ و/أو نقل أجزاء من هذا العمل أو كله بدون إذن انتهاكًا للقانون المعمول به. ويشجع البنك الدولي للإنشاء والتعمير/البنك الدولي نشر أعماله وسيمنح عادة الإذن بنسخ أجزاء من العمل على الفور.

للحصول على إذن لنسخ أي جزء من هذا العمل أو إعادة طباعته، يرجى إرسال طلب يتضمن المعلومات الكاملة إلى Copyright Clearance Center Inc., 222 Rosewood Drive, Danvers, MA 01923, USA، هاتف: ٩٧٨-٧٥٠-٨٤٠٠؛ فاكس: ٩٧٨-٧٥٠-٤٤٧٠؛ الموقع الإلكتروني: www.copyright.com.

يجب توجيه جميع الاستفسارات الأخرى المتعلقة بالحقوق والتراخيص، بما في ذلك الحقوق الفرعية، إلى Office of the Publisher, The World Bank, 1818 H Street NW, Washington, DC 20433, USA؛ فاكس: ٢٠٢-٥٢٢-٢٤٢٢؛ البريد الإلكتروني: pubrights@worldbank.org.

الرقم الدولي الموحد للكتاب (ISBN): ٩٧٨-٠-٨٢١٣-٨٠٢٨-٤
الرقم الدولي الموحد الإلكتروني للكتاب (eISBN): ٩٧٨-٠-٨٢١٣-٨٠٢٩-١
مُعرّف الكائن الرقمي (DOI): ١٠,١٥٩٦/٩٧٨-٠-٨٢١٣-٨٠٢٨-٤

مكتبة الكونغرس، فهرسة البيانات قيد النشر

شاهدور آر. خاندكر - "دليل تقييم الأثر: الممارسات والأساليب الكمية"/شاهدور آر خاندكر، غاياتري بي كولوال، حسين عبد الصمد
ص، سم
تتضمن مراجع ببليوغرافية وفهرس.
الرقم الدولي الموحد للكتاب (ISBN) ٩٧٨-٠-٨٢١٣-٨٠٢٨-٤، الرقم الدولي الموحد للكتاب (ISBN) ٩٧٨-٠-٨٢١٣-٨٠٢٩-١ (النسخة الإلكترونية)
١. مشاريع التنمية الاقتصادية - التقييم. ٢. المساعدة الاقتصادية - التقييم.
١. غاياتري بي كولوال ٢. حسين عبد الصمد ١٩٦٣- ٣. العنوان.
٣. رقم تصنيف مكتبة الكونغرس لهذا الكتاب: HD75.9.K52 2009
تصنيف ديوي العشري: 338.90072dc22

رقم الضبط في مكتبة الكونغرس: ٢٠٠٩٠٢٠٨٨٦

الغلاف من تصميم Patricia Hord.Graphik Design.

إقرار

”إن دليل تقييم الأثر : الممارسات والطرائق الكمية الذي نشره البنك الدولي في الأصل باللغة الإنجليزية تحت عنوان:

Handbook on impact evaluation : quantitative methods and practices

© 2010 البنك الدولي.

جميع الحقوق محفوظة.

متاح على العنوان التالي :

https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2693

هذا الدليل متاح ومرخص بموجب ترخيص المشاع الإبداعي نسب المصنف - غير موطنة 3.0 دولي، وفقا للشروط التالية: نَسب المُصنَّف — يجب عليك نَسب العمل لصاحبه بطريقة مناسبة، وتوفير رابط للترخيص، وبيان إذا ما قد أُجريت أي تعديلات على العمل. يمكنك القيام بهذا بأي طريقة مناسبة، ولكن على ألا يتم ذلك بطريقة توحي بأن المؤلف أو المرخِّص مؤيد لك أو لعملك. منع القيود الإضافية — يجب عليك ألا تطبق أي شروط قانونية أو تدابير تكنولوجية تقيد الآخرين من ممارسة الصلاحيات التي تسمح بها الرخصة. وللإطلاع على نسخة من هذا الترخيص ، يمكنك زيارة:

https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/deed.ar

جودة الترجمة باللغة العربية وتماسكها مع النص الأصلي هي المسؤولية الوحيدة لمركز الأثر . الأصل الإنجليزي لهذا العمل هو النسخة الرسمية الوحيدة.

Khandker, Shahidur R.; Koolwal, Gayatri B.; Samad, Hussain A.. 2010. Handbook” on Impact Evaluation : Quantitative Methods and Practices. World Bank. © World Bank. https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2693 License: CC BY 3.0 IGO.“

لم يتم ترجمة هذا الدليل من قبل أي مؤسسة عضو في مجموعة البنك الدولي ولا ينبغي اعتبارها ترجمة رسمية لمجموعة البنك الدولي. لن تتحمل أي مؤسسة عضو في مجموعة البنك الدولي المسؤولية عن أي محتوى أو خطأ في هذه الترجمة ”

المحتويات

تمهيد xiii

استهلال xv

نبذة عن المؤلفين xvii

الاختصارات xix

الجزء ١: الممارسات والأساليب ١

١. مقدمة ٣

المراجع ٦

٢. قضايا التقييم الأساسية ٧

الملخص ٧

أهداف التعلم ٧

مقدمة: المتابعة مقابل التقييم ٨

المتابعة ٨

وضع المؤشرات في إطار المتابعة والتقييم ٩

التقييم التشغيلي ١٦

تقدير الأثر الكمي مقابل تقدير الأثر النوعي ١٨

تقدير الأثر الكمي: تقييم الأثر اللاحق مقابل تقييم الأثر السابق ٢٠

مشكلة الواقع المضادّ ٢٢

النظرية الأساسية لتقييم الأثر: مشكلة تحيّز الاختيار ٢٥

مقاربات التقييم المختلفة للتقييم اللاحق للأثر ٢٧

نظرة عامة: تصميم وتنفيذ تقييمات الأثر ٢٨

الأسئلة ٢٩

المراجع ٣٠

٣. الاختيار العشوائي ٣٣

الملخص ٣٣

أهداف التعلم ٣٣

تحديد الواقع المضادّ ٣٤
التصميم الإحصائي للاختيار العشوائي ٣٤
حساب تأثيرات المعالجة ٣٥
العشوائية في تصميم التقييم: طرق مختلفة للاختيار العشوائي ٣٨
المخاوف المرتبطة بالاختيار العشوائي ٣٨
تقييم الأثر العشوائي في الواقع العملي ٣٩
صعوبات الاختيار العشوائي ٤٧
الأسئلة ٤٩
ملاحظات ٥١
المراجع ٥١

٤. مطابقة درجة الميل ٥٣

الملخص ٥٣
أهداف التعلم ٥٣
مطابقة درجة الميل واستخداماتها العملية ٥٤
ما الدور الذي تؤديه مطابقة درجة الميل؟ ٥٤
طريقة مطابقة درجة الميل نظريًا ٥٥
تطبيق طريقة مطابقة درجة الميل ٥٨
نقد طريقة مطابقة درجة الميل ٦٣
مطابقة درجة الميل والطرق القائمة على الانحدار ٦٤
الأسئلة ٦٦
ملاحظات ٦٧
المراجع ٦٨

٥. الاختلاف في الاختلافات ٧١

الملخص ٧١
أهداف التعلم ٧١
معالجة تحيّز الاختيار من منظور مختلف: استخدام الاختلافات كواقع مضاد ٧١
طريقة الاختلاف في الاختلافات: النظرية والتطبيق ٧٢
مزايا استخدام طريقة الاختلاف في الاختلافات وعيوبها ٧٦
نماذج الاختلاف في الاختلافات البديلة ٧٨
الأسئلة ٨٢
ملاحظات ٨٤
المراجع ٨٤

٦. تقدير المتغير المساعد ٨٧
الملخص ٨٧
أهداف التعلم ٨٧
مقدمة ٨٧
مقاربة المربعات الصغرى ثنائية المرحلة للمتغيرات المساعدة. ٨٩
المخاوف المرتبطة بالمتغيرات المساعدة ٩١
مصادر المتغيرات المساعدة ٩٥
الأسئلة ٩٩
ملاحظات ١٠٠
المراجع ١٠٠
٧. طرق انقطاع الانحدار والطرق المتوالية ١٠٣
الملخص ١٠٣
أهداف التعلم ١٠٣
مقدمة ١٠٤
انقطاع الانحدار نظريًا ١٠٤
مزايا مقاربة انقطاع الانحدار وعيوبها ١٠٨
المقارنات المتوالية ١١٠
الأسئلة ١١١
المراجع ١١٢
٨. قياس آثار البرنامج التوزيعية ١١٥
الملخص ١١٥
أهداف التعلم ١١٥
أهمية دراسة الآثار التوزيعية للبرامج ١١٥
دراسة آثار البرامج غير المتجانسة: هيكل الانحدار الخطي ١١٦
مقاربات الانحدار الكمي ١١٨
المناقشة: مشكلات جمع البيانات ١٢٤
ملاحظات ١٢٥
المراجع ١٢٥
٩. استخدام النماذج الاقتصادية لتقييم السياسات ١٢٧
الملخص ١٢٧
أهداف التعلم ١٢٧
مقدمة ١٢٧

المقاربات الهيكلية مقابل المقاربات ذات النموذج المختزل ١٢٨
نمذجة تأثيرات السياسات ١٣٠
تقدير تأثيرات السياسات في إطار الاقتصاد الكلي ١٣١
نمذجة سلوك الأسرة في حالة المعالجة الفردية:
دراسات حالة عن نماذج الإعانات المدرسية ١٣٣
الخلاصات ١٣٥
ملاحظات ١٣٦
المراجع ١٣٧

١٠. الخلاصات ١٣٩

الجزء ٢: تمارين Stata ١٤٣

١١. مقدمة إلى Stata ١٤٥
مجموعات البيانات المستخدمة في تمارين Stata ١٤٥
تمرين البداية: مقدمة إلى Stata ١٤٦
استخدام ملفات البيانات: النظر في المحتوى ١٥١
تغيير مجموعات البيانات ١٥٨
الجمع بين مجموعات البيانات ١٦٢
استخدام ملفات log. وdo ١٦٤

١٢. تقييم الأثر العشوائي ١٧١
أثر تنسيب البرنامج في القرى ١٧١
أثر المشاركة في البرنامج ١٧٣
تسجيل كل من تنسيب البرنامج والمشاركة فيه ١٧٥
آثار المشاركة في البرنامج على قرى البرنامج ١٧٦
قياس تأثيرات التداعيات الناجمة عن تنسيب برنامج الائتمان بالغ الصغر ١٧٧
تمارين إضافية ١٧٨
ملاحظات ١٧٩

١٣. تقنية مطابقة درجة الميل ١٨١
معادلة درجة الميل: استيفاء خاصية الموازنة ١٨١
متوسط تأثير المعالجة باستخدام مطابقة الجار الأقرب ١٨٥
متوسط تأثير المعالجة باستخدام المطابقة الطبقية ١٨٦
متوسط تأثير المعالجة باستخدام المطابقة نصف القطرية ١٨٦
متوسط تأثير المعالجة باستخدام مطابقة النواة ١٨٧
التحقق من قوة متوسط تأثير المعالجة ١٨٧
تمارين إضافية ١٨٨
المراجع ١٨٨

١٤.طريقة الاختلاف في الاختلافات ١٨٩
أبسط تطبيق: مقارنة بسيطة باستخدام "ttest" ١٨٩
تطبيق الانحدار ١٩٠
التحقق من قوة الاختلاف في الاختلافات باستخدام الانحدار ذي التأثيرات الثابتة ١٩٢
تطبيق طريقة الاختلاف في الاختلافات على بيانات المقطع العرضي ١٩٣
مراعاة الظروف الأولية ١٩٦
طريقة الاختلاف في الاختلافات مجتمعة مع مطابقة درجة الميل ١٩٨
ملاحظات ٢٠١
المراجع ٢٠١
١٥.طريقة المتغير المساعد ٢٠٣
تطبيق المتغير المساعد باستخدام الأمر "ivreg" ٢٠٣
اختبار المتغيرات داخلية النشأة: المربعات الصغرى العادية (OLS) مقابل المتغير المساعد (IV) ٢٠٥
طريقة المتغير المساعد للمعالجة الثنائية: الأمر "treatreg" ٢٠٦
المتغير المساعد مع التأثيرات الثابتة: التقديرات المبنية على بيانات المقاطع العرضية ٢٠٧
المتغير المساعد مع التأثيرات الثابتة: التقديرات المبنية على البيانات الطولية المُجمعة ٢٠٨
ملاحظات ٢٠٩
١٦.تصميم انقطاع الانحدار ٢١١
تقدير الأثر باستخدام انقطاع الانحدار (RD) ٢١١
تطبيق الانقطاع الحاد ٢١٢
تطبيق الانقطاع الضبابي ٢١٤
تمارين ٢١٦
الإجابات على أسئلة الفصل ٢١٧
الملحق: البرامج وملفات do. لتمارين الفصل ١٢-١٦ ..... ٢١٩
الفهرس ٢٣١

المربعات
٢-١ دراسة حالة: برنامج PROGRESA (Oportunidades) في المكسيك ١٠
٢-٢ دراسة حالة: تقدير الأثر الاجتماعي لخدمات الطاقة في المناطق الريفية في نيبال ١٣
٢-٣ دراسة حالة: مشروع تطوير كِيكامَتان الإندونيسي ١٥
٢-٤ دراسة حالة: متابعة أهداف التغذية لمشروع FONCODES في بيرو ١٧
٢-٥ دراسة حالة: الطرق المختلطة في المقاربتين الكمية والنوعية ١٩
٢-٦ دراسة حالة: مثال على تقييم أثر سابق ٢١

٣-١ دراسة حالة: برنامج PROGRESA/Oportunidades ٤٠
٣-٢ دراسة حالة: استخدام اليانصيب لقياس أثر النية للعلاج ٤٣
٣-٣ دراسة حالة: الأدوات في حالة الامتثال الجزئي ٤٤
٣-٤ دراسة حالة: التقليل من التحيز الإحصائي الناتج عن الاستنزاف الاختياري ٤٤
٣-٥ دراسة حالة: اختيار مستوى التوزيع العشوائي لتعليل التداعيات ٤٥
٣-٦ دراسة حالة: قياس الأثر غير المتجانس المترتب عن تنفيذ برنامج عشوائي ٤٦
٣-٧ دراسة حالة: تأثيرات إجراء مسح خط الأساس ٤٨
٣-٨ دراسة حالة: استمرار عدم التجانس غير المرصود في برنامج عشوائي ٤٨
٤-١ دراسة حالة: خطوات إنشاء عينة مطابقة من غير المشاركين لتقييم برنامج المدارس الحقلية للمزارعين ٦٢
٤-٢ دراسة حالة: استخدام مطابقة درجة الميل لاختبار تحيّز الاختيار ٦٥
٤-٣ دراسة حالة: استخدام انحدار المربعات الصغرى المرجحة في دراسة مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين ٦٦
٥-١ دراسة حالة: الاختلاف في الاختلافات باستخدام البيانات الطولية المُجمعة وبيانات المقاطع العرضية المتكررة ٧٦
٥-٢ دراسة حالة: تفسير الشروط الابتدائية من خلال مُقدِّر الاختلاف في الاختلافات-تطبيقات لبيانات مسح متباينة الأطوال ٧٩
٥-٣ دراسة حالة: دمج مطابقة درجة الميل مع الاختلاف في الاختلافات ٨٠
٥-٤ دراسة حالة: طريقة الفرق الثلاثي - برنامج Trabajar في الأرجنتين ٨١
٦-١ دراسة حالة: استخدام جغرافيا التنسيب في البرنامج كأداة مساعدة في بنغلاديش ٩٦
٦-٢ دراسة حالة: مقاربات ومتغيرات مساعدة مختلفة في دراسة تأثيرات صحة الطفل على التعليم في غانا ٩٧
٦-٣ دراسة حالة: تحليل بيانات المقاطع العرضية والبيانات الطولية المُجمعة باستخدام قواعد الأهلية للمشاركة في التمويل متناهي الصغر في بنغلاديش ٩٧
٦-٤ دراسة حالة: استخدام تصميم السياسة كأداة مساعدة لدراسة التعليم الخاص في باكستان ٩٨
٧-١ دراسة حالة: تطبيق قواعد الأهلية في تصميم انقطاع الانحدار في جنوب إفريقيا ١٠٧
٧-٢ دراسة حالة: العودة إلى PROGRESA (Oportunidades) ١١٠
٧-٣ دراسة حالة: التقييم غير التجريبي المتوالي في الأرجنتين ١١١
٨-١ دراسة حالة: متوسط الآثار والآثار التوزيعية العشوائية لبرنامج SEECALINE في مدغشقر ١١٩
٨-٢ دراسة حالة: مشروع الاكتفاء الذاتي الكندي ١٢١
٨-٣ دراسة حالة: برنامج استهداف الفقر المدقع في بنغلاديش ١٢٢
٩-١ دراسة حالة: آثار الإصلاح التجاري في الصين على الفقر ١٣٢
٩-٢ دراسة حالة: تأثيرات الإعانات المدرسية على حضور الأطفال في إطار برنامج PROGRESA (Oportunidades) في المكسيك: مقارنة التنبؤات السابقة والتقديرات اللاحقة - الجزء الأول ١٣٤

٩-٣ دراسة حالة: تأثيرات الإعانات المدرسية على حضور الأطفال في إطار برنامج PROGRESA (Oportunidades) في المكسيك: مقارنة التنبؤات السابقة والتقديرات اللاحقة - الجزء الثاني ١٣٤
٩-٤ دراسة حالة: تأثيرات الإعانات المدرسية على حضور الأطفال في إطار برنامج Bolsa Escola في البرازيل ١٣٦

الأشكال

٢-١ إطار المتابعة والتقييم ٩
٢-أ مستويات جمع المعلومات وتجميعها ١٣
٢-ب بناء مؤشرات الأداء الرئيسية: تفاصيل مراحل المشروع ١٤
٢-٢ التقييم باستخدام مقارنة "مع وبدون" ٢٣
٢-٣ التقييم باستخدام مقارنة "قبل وبعد" ٢٤
٣-١ التجربة المثالية مع توفير مجموعة ضابطة مكافئة ٣٤
٤-١ مثال عن الدعم المشترك ٥٧
٤-٢ مثال عن التوازن السيئ والدعم المشترك الضعيف ٥٧
٥-١ مثال عن الاختلاف في الاختلافات ٧٥
٥-٢ عدم التجانس غير المرصود المتغير بمرور الزمن ٧٧
٧-١ الحصائل قبل تدخل البرنامج ١٠٥
٧-٢ الحصائل بعد تدخل البرنامج ١٠٦
٧-٣ استخدام تجربة فك ارتباط ١٠٨
٧-٤ نقاط الانقطاع المتعددة ١٠٩
٨-١ الانحدارات المرجحة محليًا، مشروع الطرق في إطار برنامج التنمية الريفية، بنغلاديش ١١٧
١١-١ المتغيرات في مجموعة بيانات ١٩٩٨/٩٩ ..... ١٤٧
١١-٢ بيئة الحوسبة Stata ١٤٨

جدول

١١-١ العوامل العلائقية والمنطقية المستخدمة في Stata ١٥٣

تمهيد

تحديد التأثيرات الدقيقة لأي سياسة هي مهمةٌ معقدة وصعبة. وتصبح هذه المهمة أكثر تعقيدًا وصعوبة في الدول ذات المناخ الاقتصادي غير المستقر، حيث تتعرض الحكومات لضغوط كبيرة لتعزيز البرامج التي يمكن أن تعيد تنشيط النمو وتحد من الفقر. وفي البنك الدولي، يتركز عملنا على فعالية المعونة وكيفية تحسين استهداف وكفاءة البرامج التي ندعمها. ولكن كما ندرك جيدًا، يمكن أن تَحُول الأزمات بالإضافة إلى العديد من العوامل الأخرى دون الفهم الواضح لكيفية عمل التدخلات، وكيف يمكن أن تصبح البرامج فعالة على المدى الطويل.

يقدم *"دليل تقييم الأثر: الممارسات والأساليب الكمية"* مساهمة قيمة في هذا المجال من خلال عرض نظرة عامة شاملة حول خطوات تصميم البرامج وتقييمها وسط ظروف غير مستقرة ومُعرَّضة لتأثير عوامل إرباك محتملة، إلى جمهور السياسات والأبحاث. وترتكز هذه المساهمة القيمة إلى المؤلَفات واسعة النطاق وسريعة الانتشار حول تقييم البرنامج؛ بدءًا من مقاربات المتابعة والتقييم إلى طرق الاقتصاد القياسي التجريبية وغير التجريبية لتصميم تقييمات الأثر وتنفيذها.

لقد بشرت السنوات الأخيرة بالعديد من الفوائد لواضعي السياسات في تصميم البرامج وتقييمها، بما في ذلك تحسين جمع البيانات وتعزيز المنتديات الرامية لتبادل البيانات والتحليلات بين البلدان. ومع ذلك، يعتمد تسخير هذه الفوائد على فهم البيئات الاقتصادية المحلية من خلال استخدام المقاربتين النوعية والكمية. على الرغم من أن هذا *الدليل* يركز على الجانب الكمي، إلا أنه تم تقديم العديد من دراسات الحالة للطرق التي تستخدم كلا المقاربتين في تصميم البرامج وتقييمها.

توفر المجموعة الواسعة من مبادرات التنمية الجارية التي ترعاها مؤسسات مثل البنك الدولي، وكذلك مؤسسات البحث والسياسات الأخرى حول العالم، ثروة من المعلومات (وإن كانت سهلة الاستخدام) حول تفسير تأثيرات السياسات وقياسها. يجمع هذا *الدليل* مجموعة من الأبحاث حول تقييم البرنامج، بالإضافة إلى الخبرات المتنوعة لمسؤولي البرنامج في هذا المجال. وسيشكّل أهمية كبيرة لممارسي التنمية والجهات المانحة الدولية، ويمكن استخدامه في التدريب وبناء القدرات المحلية. سيشكل بالنسبة للطلاب والباحثين المُقْدِمين على العمل في هذا المجال أيضًا دليلًا مفيدًا لفهم التقدم وأحدث أساليب تقييم الأثر.

أوصي بهذا الدليل لملاءمته للمهام المنوطة بالمساهمين في عملية التنمية والباحثين المشاركين في تصميم البرامج والسياسات وتنفيذها وتقييمها لتحقيق نتائج أفضل في السعي للحد من الفقر وبلوغ أهداف التنمية الاجتماعية والاقتصادية.

جاستن ييفو لين،
نائب أول للرئيس، وكبير الاقتصاديين
اقتصاديات التنمية
البنك الدولي

استهلال

لقد تطورت المقاربات المُتبعة لتقييم برامج التنمية بشكل كبير خلال العقدين الماضيين، مدفوعة بالتوسع السريع في الأبحاث المجراة حول تقييم الأثر والتنسيق المتزايد بين مختلف مؤسسات البحث ووضع السياسات المعنية بتصميم البرامج. وتحظى مقارنة تأثيرات البرامج بين مختلف المناطق والبلدان باهتمام أكبر؛ إذ تستهدف البرامجُ أعدادًا أكبر من السكان ويتسع نطاق طموحها، ويحصل الباحثون على بيانات كافية ليكونوا قادرين على اختبار الأسئلة المتعلقة بإحدى السياسات عبر مختلف المناطق. غير أن هذا التقدم تصاحبه تحديات تجريبية وعملية جديدة.

يمكن أن تكون التحديات مرهقة للباحثين والقائمين على التقييم الذين غالبًا ما يضطرون إلى تحقيق النتائج في غضون فترة زمنية قصيرة من تصميم المشروع أو التدخل؛ إذ تحرص كل من الجهات المانحة والحكومات على تقييم فعالية المعونة ومتابعتها بانتظام. ومع توفر خيارات متعددة لتصميم البرامج وتقييمها، فإن اختيار طريقة معينة في سياق معين ليس دائمًا مهمة سهلة للقائم على التقييم، لا سيما وأن النتائج قد تتأثر بالسياق والطرق المطبقة. وبالتالي، قد يصبح التقييم تجربة محبطة.

بوضع هذه القضايا في الاعتبار، ألّفْنا *دليل* تقييم الأثر لجمهورين عريضين؛ وهما الباحثون الجدد في مجال التقييم وواضعو السياسات المشاركون في تنفيذ برامج التنمية في جميع أنحاء العالم. ونأمل أن يقدم هذا الكتاب خلاصة وافية وحديثة تخدم احتياجات كلا الجمهوريْن، من خلال تقديم تحليل مفصل للبحوث الكمية القائمة على تقييمات البرامج ودراسات الحالة الحديثة التي تعكس الخبرة العملية والتحديات التي يواجهها الباحثون ومسؤولو البرامج في تنفيذ مثل هذه الأساليب.

يستند الدليل إلى المواد التي أعددناها لسلسلة من ورش عمل تقييم الأثر في مختلف البلدان، برعاية معهد البنك الدولي (WBI). أثناء تأليف هذا الكتاب، استفدنا بشكل كبير من مساهمات ودعم عدد من الأشخاص. وعلى وجه الخصوص، نود أن نشكر "مارتن رافاليون" الذي قدم مساهمات بالغة الأهمية للبحث في هذا المجال والذي درّس مع "شاهد خاندكر" في العديد من دورات معهد البنك الدولي التدريبية حول تقييم الأثر المتقدم؛ وقد ساعد عمله في خروج هذا الدليل إلى النور. ونتوجه أيضًا بالشكر إلى "رومين إسلام" و"سانجاي برادان" على دعمهما الذي لا يقدر بثمن في استكمال هذا الدليل.

ونُعرب عن شكرنا وامتناننا كذلك إلى كل من "بونيفاس إيساما ناسّاه"، و"جوناثان هوجتون"، و"روبرت موفيت"، و"مارك بيت"، و"إيمانويل سكوفياس"، و"جون شتراوس" على محادثاتهم ومساهمتهم القيمة في الإطار المفاهيمي للكتاب. كما نشكر العديد من الباحثين في المنظمات القُطرية في جميع أنحاء العالم الذين ساعدوا في تنظيم ورشات عمل معهد البنك الدولي والمشاركة فيها، بما في ذلك "جي عارف خان" و"عثمان مصطفى" من المعهد الباكستاني لاقتصاديات التنمية (PIDE)؛ و"جيراوان بونبيرم" و"تشاليرمكون تشيإمبراشاناراكورن" من مكتب الإحصاء الوطني في تايلاند؛ و"فونسالي سوكسافاث" من مكتب الإحصاء الوطني لجمهورية لاو الديمقراطية الشعبية؛ و"خوسيه رامون ألبرت" و"سيليا رييس" من المعهد الفلبيني لاقتصاديات التنمية؛ و"مَطْنُور ناوي" من وحدة التخطيط الاقتصادي في ماليزيا؛ و"تشانغ لي" من المركز الدولي للحد من الفقر في الصين. ونود أيضًا أن نشكر المشاركين في ورش العمل المختلفة التي يرعاها معهد البنك الدولي على تعليقاتهم واقتراحاتهم.

وفي الختام، نشكر موظفي الإنتاج في البنك الدولي على هذا الكتاب، بمن فيهم "دينيس بيرجيرون"، و"ستيفن ماكغرورتي"، و"إرين رادنر"، و"دينا توبين" في مكتب الناشر بالبنك الدولي، و"دولسي أفزل" و"ماكسين بينيدا" في معهد البنك الدولي، فقد كان تجميع المكونات المختلفة للكتاب معًا مهمة معقدة، ونُقدّر دعمهم لنا.

نبذة عن المؤلفين

شاهدور آر خاندكر (الحاصل على الدكتوراه من جامعة ماكماستر في كندا، ١٩٨٣) هو أحد رواد الاقتصاد في مجموعة أبحاث التنمية التابعة للبنك الدولي. وكان يشغل منصب خبير اقتصادي أول في معهد البنك الدولي وقت تأليف هذا الدليل. ألّف خاندكر أكثر من ٣٠ مقالاً في مجلات علمية مُحكمة، بما في ذلك Journal of Political *Economy* *(مجلة الاقتصاد السياسي)*، و*The Review of Economic Studies (مراجعة الدراسات الاقتصادية)*، و*Journal of Development Economics (مجلة اقتصاديات التنمية)*؛ كما ألف العديد من الكتب، بما في ذلك Fighting Poverty with Microcredit: Experience in Bangladesh (مكافحة الفقر بالائتمان بالغ الصغر: تجربة بنغلاديش)، ونشرته مطبعة جامعة أكسفورد؛ وشارك في التأليف مع جوناثان هوتون، *Handbook on Poverty and Inequality (دليل عن الفقر وعدم المساواة)*، ونشره البنك الدولي؛ وكتب العديد من فصول الكتب وأكثر من عشرين ورقة نقاش في البنك الدولي حول الفقر والتمويل الريفي والتمويل متناهي الصغر والزراعة والبنية التحتية. وعمل فيما يقرب من ٣٠ بلدًا. تتضمن مشاريعه البحثية الحالية: الموسمية في الدخل والفقر، ودراسات تقييم الأثر للطاقة الريفية، والتمويل متناهي الصغر في بلدان إفريقيا وآسيا وأمريكا اللاتينية.

غاياتري بي كولوال (الحاصلة على الدكتوراه من جامعة كورنيل في ٢٠٠٥) هي مستشارة في دراسات الحد من الفقر، وشبكات الإدارة الاقتصادية، والمساواة بين الجنسين والتنمية في البنك الدولي. يركز بحثها الحالي على دراسة الآثار التوزيعية للوصول إلى مرافق البنية التحتية الريفية وتطور أسواق الائتمان في البلدان النامية. وقد درّست مؤخرًا ورشة عمل حول تقييم الأثر في المعهد الباكستاني لاقتصاديات التنمية (PIDE) من خلال معهد البنك الدولي. ونُشر بحثها في *Economic Development and Cultural Change (مجلة التنمية الاقتصادية والتغيير الثقافي)* وفي *Journal of Development Studies (مجلة دراسات التنمية)*.

حسين عبد الصمد (الحاصل على الماجستير من جامعة نورث إيسترن في ١٩٩٢) مستشار في البنك الدولي لديه خبرة ١٥ عامًا في تقدير الأثر، والمتابعة والتقييم، وتحليل البيانات، والبحث، والتدريب على قضايا التنمية. وشارك في جوانب مختلفة من العديد من مشاريع أبحاث البنك الدولي: صياغة المقترحات، وتصميم المشاريع، ووضع الاستبيانات، وصياغة إستراتيجيات أخذ العينات، والتخطيط للمسوحات، فضلًا عن تحليل البيانات. وتتضمن اهتماماته البحثية كلًا من الطاقة وإمداد المناطق الريفية بالكهرباء، والفقر، والائتمان بالغ الصغر، والبنية التحتية، والتعليم. وصمم السيد/ عبد الصمد مواد الدورة التدريبية وأجرى تدريبًا عمليًا في ورش عمل في العديد من البلدان.

الاختصارات

2SLS: two-stage least squares	المربعات الصغرى ثنائية المرحلة
AEPC: Alternative Energy Promotion Center (Nepal)	مركز تعزيز الطاقة البديلة (نيبال)
ATE: average treatment effect	متوسط تأثير المعالجة
ATT: average treatment of the treated	متوسط تأثير المعالجة على المُعالج
BRAC: Bangladesh Rural Advancement Committee	لجنة التنمية الريفية في بنغلاديش
CO: community organization	منظمة مجتمعية
DD: double-difference (methods)	الاختلاف في الاختلافات
FAQs: frequently asked questions	الأسئلة المتكررة
FFS: farmer-fi eld-school	المدارس الحقلية للمزارعين
FONCODES: Fondo de Cooperación para el Desarrollo Social, or Cooperation Fund for Social Development (Peru)	صندوق التعاون للتنمية الاجتماعية (بيرو)
GPS: global positioning system	نظام تحديد المواقع العالمي
GSS: girls' secondary schools	مدرسة ثانوية للبنات
IA: Income Assistance (program) (Canada)	مساعدة الدخل (برنامج) (كندا)
IE: impact evaluation	تقييم الأثر
ITT: intention-to-treat (impact)	النية للعلاج
IV: instrumental variable	المتغير المساعد
JSIF: Jamaica Social Investment Fund	صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا
KDP: Kecamatan Development Program (Indonesia)	برنامج التنمية كِيكامَتان (إندونيسيا)
LATE: local average treatment effect	متوسط تأثير المعالجة المحلي
LLM: local linear matching	المطابقة الخطية المحلية
M&E: monitoring and evaluation	المتابعة والتقييم
MTE: marginal treatment effect	تأثير المعالجة الهامشي
NN: nearest-neighbor (matching)	مطابقة (الجار الأقرب)
OLS: ordinary least squares	المربعات الصغرى العادية

PACES: Plan de Ampliación de Cobertura de la Educación Secundaria, or Plan for Increasing Secondary Education Coverage (Colombia)	خطة زيادة تغطية التعليم الثانوي (كولومبيا)
PC: Patwar Circle (Pakistan)	دائرة باتوار (باكستان)
PROGRESA: Programa de Educación, Salud y Alimentación, or Education, Health, and Nutrition Program (Mexico)	برنامج التعليم والصحة والتغذية (المكسيك)
PRS: Poverty Reduction Strategy	استراتيجية الحد من الفقر
PSM: propensity score matching	مطابقة درجة الميل
QDD: quantile difference-in-difference (approach)	الاختلاف في الاختلافات الكمي
QTE: quantile treatment effect	تأثير المعالجة الكمي
RD: regression discontinuity	انقطاع الانحدار
REDP: Rural Electrifi cation Development Program (Nepal)	برنامج تنمية إمداد الريف بالكهرباء (نيبال)
SEECALINE: Surveillance et Éducation d'Écoles et des Communautés en Matière d'Alimentation et de Nutrition Élargie, or Expanded School and Community Food and Nutrition Surveillance and Education (program) (Madagascar)	المراقبة الموسعة وتثقيف المدارس والمجتمعات المحلية فيما يخص الغذاء والتغذية أو Surveillance et Éducation d'Écoles et des (برنامج) (مدغشقر)
SIIOP: Sistema Integral de Información para la Operación de Oportunidades, or Complete Information System for the Operation of Oportunidades (Mexico)	نظام المعلومات المتكامل لتشغيل برنامج المساعدة الاجتماعية (المكسيك) أو Sistema para la Integral de Información Operación de Oportunidades
SSP: Self-Sufficiency Project (Canada)	مشروع الاكتفاء الذاتي (كندا)
SWP: Southwest China Poverty Reduction Project	مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين
TOT: treatment effect on the treated	تأثير المعالجة على المُعالَج
TUP: Targeting the Ultra-Poor Program (Bangladesh)	برنامج استهداف الفقر المدقع (بنغلاديش)

الجزء ١

الطرق والممارسات

١. مقدمة

تم تصميم البرامج العامة للوصول إلى غايات ومستفيدين معينين. وتتمثل المحاور الرئيسية لهذا الكتاب في الطرق المساعدة على فهم مدى نجاح البرنامج، بالإضافة إلى مستوى وطبيعة الآثار على المستفيدين المستهدفين. هل نجح "بنك جرامين" (Grameen Bank)، على سبيل المثال، في الحد من فقر الاستهلاك بين فقراء الريف في بنغلاديش؟ وهل يمكن لبرامج التحويلات النقدية المشروطة في المكسيك ودول أمريكا اللاتينية الأخرى تحسين حصائل الصحة والتعليم للفقراء من النساء والأطفال؟ وهل يؤدي الطريق الجديد بالفعل إلى زيادة الرفاه في منطقة نائية في تنزانيا، أم أنه "طريق سريع لا جدوى حقيقية منه"؟ وهل تؤدي البرامج المجتمعية مثل مشروع صندوق القرى التايلاندية إلى تحسينات طويلة الأمد في التوظيف والدخل للفقراء؟

قد تبدو البرامج واعدة قبل التنفيذ، غير أنها تفشل في تحقيق الآثار أو الفوائد المتوقعة. تتمثل الحاجة الواضحة لتقييم الأثر في مساعدة واضعي السياسات على تحديد ما إذا كانت البرامج تحقق التأثيرات المرجوة؛ تعزيز المساءلة المتعلقة بتخصيص الموارد في مختلف البرامج العامة؛ والتمكن من استيعاب ما استعصى فهمه بخصوص الجوانب الناجحة والفاشلة وكيف تُعزى التغييرات التي تم رصدها عند قياس مستوى الرفاهية إلى أحد المشاريع أو إجراء سياسي معين.

لذلك، يجب أن يكون تقييم الأثر الفعال قادرًا على إجراء تقدير دقيق للآليات التي يستجيب بها المستفيدون للتدخل. ويمكن أن تتضمن هذه الآليات الروابط التي يتم نسجها من خلال الأسواق أو الشبكات الاجتماعية المحسّنة بالإضافة إلى الروابط مع السياسات الأخرى القائمة. ويشكّل الرابط الأخير، على وجه الخصوص، أهمية بالغة نظرًا لأن تقييم الأثر الذي يساعد واضعي السياسات على فهم آثار تدخل واحد يمكن أن يوجه تقييمات الأثر المتزامنة والمستقبلية للتدخلات ذات الصلة. لذلك تصبح فوائد تقييم الأثر جيد التخطيط طويلة الأجل ويمكن أن تحقق تأثيرات تداعيات كبيرة.

يستعرض هذا الكتاب الطرق والنماذج الكمية لتقييم الأثر. المؤلَفات الرسمية التي تتناول طرق وممارسات تقييم الأثر كثيرة جدًا، ولكنها تقدم بعض اللمحات العامة المفيدة فقط (على سبيل المثال، بلونديل وديلس ٢٠٠٠؛ دوفلو وجلينيرستر وكريمر ٢٠٠٨؛ وراڤاليون ٢٠٠٨). ومع ذلك، فهناك حاجة لوضع النظرية موضع التنفيذ بطريقة عملية للممارسين. يفصّل هذا الكتاب أيضًا التحديات والغايات في مجالات التقييم الأخرى، بما في ذلك المتابعة والتقييم (M&E)، والتقييم التشغيلي، ومقاربات الطرق المختلطة التي تجمع بين التحليلات الكمية والنوعية.

بوجه عام، فإن مسألة *السببية* تجعل تقييم الأثر مختلفًا عن المتابعة والتقييم ومقاربات التقييم الأخرى. وفي حالة غياب بيانات حول حصائل الواقع المضاد (أي نتائج المشاركين لو لم يتعرضوا لتأثيرات البرنامج)، قد تكون تقييمات الأثر صارمة في تحديد تأثيرات البرنامج من خلال تطبيق نماذج مختلفة لمسح البيانات بهدف إنشاء مجموعات مقارنة للمشاركين. تتمثل المسألة الرئيسية لتقييم الأثر في الإسناد؛ بعزل تأثير البرنامج عن العوامل الأخرى وتحيز الاختيار المحتمل.

ويشمل تقييم الأثر الطرق النوعية والكمية، بالإضافة إلى الطرق السابقة واللاحقة. ويسعى التحليل النوعي، مقارنة بالمقاربة الكمية، إلى قياس الآثار المحتملة التي قد يحققها البرنامج، وآليات هذه الآثار، ومدى الفوائد التي تعود على المستفيدين من المقابلات المتعمقة والجماعية. وبالرغم من أن النتائج الكمية يمكن أن تكون قابلة للتعميم، فلا يمكن أن تكون النتائج النوعية كذلك. ومع ذلك، تنتج عن الطرق النوعية معلومات قد تشكّل أهمية بالغة في فهم الآليات التي يساعد البرنامج من خلالها المستفيدين.

وتشمل الطرق الكمية، التي يركز عليها هذا الكتاب، المقاربات السابقة واللاحقة. يحدد التصميم السابق الفوائد أو المخاطر المحتملة للتدخل من خلال المحاكاة أو النماذج الاقتصادية. وتحاول هذه المقاربة التنبؤ بحصائل التغييرات المقصودة في السياسة، بالنظر إلى الافتراضات المتعلقة بالسلوك الفردي والأسواق. وغالبًا ما تبني المقاربات السابقة نماذج هيكلية لتحديد كيفية ترابط السياسات والأسواق المختلفة بالسلوك، على مستوى المستفيدين، لاكتساب فهم أفضل للآليات التي تحقق البرامج أثرًا من خلالها. قد يساعد التحليل السابق في تحسين البرامج قبل تنفيذها، وكذلك في التنبؤ بالتأثيرات المحتملة للبرامج في البيئات الاقتصادية المختلفة. وفي المقابل، يعتمد تقييم الأثر اللاحق على البيانات الفعلية التي تم جمعها إما بعد تدخل البرنامج أو قبل تنفيذ البرنامج وبعده. تقيس التقييمات اللاحقة الآثار الفعلية التي عادت على المستفيدين بسبب البرنامج. ومع ذلك، تغفل هذه التقييمات في بعض الأحيان عن الآليات الكامنة وراء تأثير البرنامج على الأفراد، والتي تهدف النماذج الهيكلية إلى تسجيلها. وقد تشكّل هذه الآليات أهمية بالغة في فهم فعالية البرنامج (ولا سيما في البيئات المستقبلية).

على الرغم من أنه يمكن تمييز تقييم الأثر عن المقاربات الأخرى للتقييم، مثل المتابعة والتقييم، فيمكن أو ينبغي ألا يتم تقييم الأثر، بالضرورة، على نحو مستقل عن المتابعة والتقييم. تُقدّر إجراءات المتابعة والتقييم كيفية تطور التدخل بمرور الوقت، من خلال تقييم البيانات المتاحة من مكتب إدارة المشروع من حيث الأهداف الأولية والمؤشرات والحصائل المرتبطة بالبرنامج. وعلى الرغم من أن المتابعة والتقييم لا يوضحان ما إذا كانت

مؤشرات الأثر نتيجة لتدخل البرنامج، فغالبًا ما تعتمد تقييمات الأثر على معرفة كيف صُمم البرنامج، وكيف يهدف إلى مساعدة الجمهور المستهدف، وكيف يُنفذ. وغالبًا لا تتاح هذه المعلومات إلا من خلال التقييم التشغيلي ضمن عملية المتابعة والتقييم. تعد عمليتي المتابعة والتقييم ضروريتين لفهم أهداف المشروع، والسبل التي يمكن من خلالها تنفيذ التدخل، والمقاييس المحتملة لقياس التأثيرات على المستفيدين المستهدفين. ويوفر تقييم الأثر إطارًا كافيًا لفهم ما إذا كان المستفيدون يستفيدون بالفعل من البرنامج؛ لا من عوامل أخرى.

وفيما يلي، سنقدم المحاور الرئيسية للكتاب وترتيبها. يستعرض الفصل الثاني القضايا الأساسية المتعلقة بتقييم التدخل لتحقيق أهداف وغايات معينة. ويميز تقييمَ الأثر عن المفاهيم ذات الصلة مثل المتابعة والتقييم، والتقييم التشغيلي، والتقييم النوعي مقابل التقييم الكمي، والتقييم السابق للأثر مقابل التقييم اللاحق. ويركز هذا الفصل على القضايا الأساسية للتقييم الكمي اللاحق للأثر الذي يهم المُقَيِّمين.

يوجد اتجاهان رئيسيان في تصميم البرنامج، يشملان الإعدادات التجريبية (أو العشوائية) والطرق غير التجريبية. ويركز الفصل الثالث على التصميم التجريبي لتقييم الأثر، ومناقشة مواطن القوة وأوجه القصور فيه. وتوجد أيضًا طرق غير تجريبية مختلفة، يُناقَش كل منها في الفصول من الرابع إلى السابع. ويدرس الفصل الرابع طرق المطابقة، بما في ذلك تقنية مطابقة درجة الميل. ويتناول الفصل الخامس طرق الاختلاف في الاختلافات في سياق البيانات الطولية المُجمعة، التي تخفف بعض الافتراضات حول المصادر المحتملة لتحيز الاختيار. ويستعرض الفصل السادس طريقة المتغير المساعد، والتي تزيد من تخفيف الافتراضات حول الاختيار الذاتي. ويدرس الفصل السابع طرق انقطاع الانحدار والطرق المتوالية، والتي تستفيد من تصميم البرنامج نفسه كمصادر محتملة لتحديد آثار البرنامج.

ويتناول هذا الكتاب أيضًا طرق تسليط الضوء على الآليات التي يستفيد من خلالها مختلف المشاركين من البرامج. نظرًا للتراجع المالي العالمي الأخير، يشعر واضعو السياسات على سبيل المثال بالقلق إزاء كيفية انتشار التداعيات عبر القطاعات الاقتصادية، وقدرة السياسات المقترحة على تخفيف أثر مثل هذه الأحداث. لذلك، يناقش الكتاب أيضًا كيف يمكن تقدير الآثار التوزيعية على المستويين الكلي والجزئي لتغييرات السياسة. وعلى وجه التحديد، يقدم الفصل الثامن مناقشة حول كيفية قياس الآثار التوزيعية للبرامج، بما في ذلك التقنيات الجديدة المتعلقة بالانحدار الكمي. ويناقش الفصل التاسع المقاربات الهيكلية لتقييم البرنامج، بما في ذلك النماذج الاقتصادية التي يمكن أن تضع الأساس لتقدير التأثيرات المباشرة وغير المباشرة للبرنامج. وأخيرًا، يناقش الفصل العاشر مواطن القوة والضعف في الطرق التجريبية وغير التجريبية، كما يسلط الضوء على فائدة أدوات تقييم الأثر في صنع السياسات.

يمكن أن يكون الإطار المقدم في هذا الكتاب مجديًا للغاية في تعزيز القدرات المحلية في تقييم الأثر، على وجه الخصوص، بين الفنيين وواضعي السياسات المسؤولين عن صياغة وتنفيذ وتقييم البرامج للتخفيف من حدة الفقر والتخلف. بناءً على مؤلفات تقييم الأثر، يوسع هذا الكتاب نطاق المناقشات حول النماذج الكمية التجريبية وغير التجريبية المختلفة، بما في ذلك المتغيرات الأحدث ومجموعات المقاربات السابقة واللاحقة. ويطرح الكتاب أيضًا دراسات حالة تفصيلية لكل من الطرق المطروحة، بما في ذلك الأمثلة المحدثة من مؤلفات التقييم الحديثة.

وبالنسبة للباحثين المهتمين بتعلم كيفية استخدام هذه النماذج مع البرامج الإحصائية، يوفر هذا الكتاب أيضًا تمارين على تحليل البيانات والبرامج الإحصائية في برنامج ستاتا (Stata) في سياق تقييم برامج الائتمان بالغ الصغر الرئيسية في بنغلاديش، بما في ذلك بنك جرامين. تستند هذه التمارين، في الفصول من ١١ إلى ١٦، إلى بيانات من بنغلاديش تم جمعها لتقييم برامج الائتمان بالغ الصغر الموجَّهَة للفقراء. وتوضح التمارين أيضًا كيف ستُطبَّق مقاربات التقييم المختلفة (الاختيار العشوائي، مطابقة درجة الميل، إلخ) إن صُممت برامج الائتمان بالغ الصغر والمسح لاستيعاب هذه الطريقة. ومن ثمّ، تقدم التمارين نظرة افتراضية لكيفية حساب آثار البرنامج من خلال برنامج Stata، ولا تعني أن بيانات بنغلاديش تتبع في الواقع نفس التصميم. ستساعد هذه التمارين الباحثين على صياغة المشكلات وحلها في سياق تقييم المشاريع في بلدانهم.

المراجع

Blundell, Richard, and Monica Costa Dias. 2000. "Evaluation Methods for Non-experimental Data." *Fiscal Studies* 21 (4): 427–68.

Duflo, Esther, Rachel Glennerster, and Michael Kremer. 2008. "Using Randomization in Develop- ment Economics Research: A Toolkit." In *Handbook of Development Economics*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3895–962. Amsterdam: North-Holland.

Ravallion, Martin. 2008. "Evaluating Anti-poverty Programs." In Handbook of Development Economics, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.

٢. قضايا التقييم الأساسية

ملخص

يمكن استخدام عدة طرق لتقييم البرامج؛ فترصد *المتابعة* المؤشرات الرئيسية للتقدم المُحرز على مدار البرنامج كأساس لتقييم حصائل التدخل. وينظر *التقييم التشغيلي* في مدى فعالية تنفيذ البرامج وما إذا كانت هناك فجوات بين الحصائل المخطط لها والمحققة. ويدرس *تقييم الأثر* ما إذا كانت التغييرات في الرفاهية ترجع بالفعل إلى تدخل البرنامج أم إلى عوامل أخرى.

يمكن إجراء مقاربات التقييم هذه باستخدام الأساليب الكمية (أي جمع بيانات المسح أو المحاكاة) قبل تقديم البرنامج أو بعده. ويتنبأ *التقييم السابق* بآثار البرنامج باستخدام البيانات قبل تدخل البرنامج، بينما يفحص *التقييم اللاحق* الحصائل بعد تنفيذ البرامج. وتُعتبر المقارنات الأحادية أحد أنواع التقييم اللاحق؛ حيث تنظر في آثار البرنامج من خلال الفرق في حصائل المشاركين قبل تنفيذ البرنامج وبعده (أو بين المشاركين وغير المشاركين). وتقدم الفصول اللاحقة في هذا الدليل عدة أمثلة على هذه المقارنات.

يتمثل التحدي الرئيسي عند إجراء تقييمات الأثر في استحضار الواقع المضاد، أي الموقف الذي كان سيكون عليه المشاركون في البرنامج في حال عدم تنفيذ هذا البرنامج. المتغيرات التي سيتم نقاشها في الفصول اللاحقة تتمثل فيما يلي: التقييمات العشوائية، ومطابقة درجة الميل، وطرق الاختلاف في الاختلافات واستخدام المتغيرات المساعدة، والمقاربات المتوالية، ومقاربات انقطاع الانحدار. تتضمن هذه الطرق مجموعة من الافتراضات حول التحيز المحتمل في الاختيار الذي يمكن أن يؤثر على أثر التدخل.

أهداف التعلُّم

بعد إكمال هذا الفصل، سيتمكن القارئ من مناقشة وفهم ما يلي:

- المقاربات المختلفة لتقييم البرنامج
- أوجه الاختلاف بين المقاربتين الكمية والنوعية للتقييم، وكذلك مقاربة التقييم السابق مقابل مقاربة التقييم اللاحق
- "كيف يمكن للتحيز في الاختيار أن يؤثر في نتيجة التدخلات"
- المنهجيات المختلفة لتقييم الأثر، بما في ذلك الاختيار العشوائي، ومطابقة درجة الميل، والاختلاف في الاختلافات، وطرق المتغير المساعد، ومقاربات انقطاع الانحدار والمقاربات المتوالية

مقدمة: المتابعة مقابل التقييم

يعد تحديد الغايات والمؤشرات والأهداف للبرامج جزءًا لا يتجزأ من نظام المتابعة. ويمكن استخدام المعلومات والبيانات الناتجة لتقييم أداء تدخلات البرنامج. على سبيل المثال، تقيّم مجموعة التقييم المستقلة التابعة للبنك الدولي التقدم المحرز في مبادرة البنك الدولي وصندوق النقد الدولي لإستراتيجية الحد من الفقر (PRS) مقابل أهدافها من خلال عمليات المتابعة؛ كما وضعت العديد من الدول أنظمة متابعة لتتبع تنفيذ مبادرة استراتيجية الحد من الفقر وأثرها على الفقر. ومن خلال مقارنة حصائل البرنامج بأهداف محددة، يمكن أن تساعد المتابعة على تحسين تصميم السياسات وتنفيذها، فضلًا عن تعزيز المساءلة والحوار بين واضعي السياسات والأطراف المعنيّة.

وفي المقابل، فإن التقييم هو تقدير منهجي وموضوعي للنتائج التي حققها البرنامج. وبعبارة أخرى، فإن التقييم يسعى إلى التأكد من أنه يمكن أن نعزي التغييرات المتحصلة إلى السياسات المحددة التي تم اتخاذها. يُشار إلى المتابعة والتقييم معًا بالاختصار *M&E*. على سبيل المثال، يمكن أن يتضمن المتابعة والتقييم *تقييم السيرورة*، الذي يدرس كيفية عمل البرامج ويركز على مشكلات تقديم الخدمة؛ و*تحليل التكلفة والمنفعة*، الذي يقارن تكاليف البرنامج بالمنافع التي يقدمها؛ تقييم *الأثر*، الذي يحدد تأثيرات البرامج على الأفراد والأسر والمجتمعات. تشكّل كل هذه الجوانب جزءًا من نظام المتابعة والتقييم الجيد وعادة ما تجريها الهيئة المنفذة.

المتابعة

فيما يلي تحديات متابعة التقدم المحرز في أحد التدخلات:

- تحديد *الغايات* التي تم تصميم البرنامج أو الاستراتيجية لتحقيقها، مثل الحد من الفقر أو تحسين التحاق الفتيات بالمدارس. على سبيل المثال، تحدد مبادرة الغايات الإنمائية للألفية ثمانية غايات عامة حول مختلف الموضوعات مثل الجوع، وعدم المساواة بين الجنسين، والتعليم المدرسي، والفقر لمتابعة أداء البلدان والجهات المانحة في تحقيق الحصائل في تلك المجالات.
- تحديد *المؤشرات* الرئيسية التي يمكن استخدامها لمتابعة التقدم المحرز في تحقيق هذه الغايات. في سياق الفقر، على سبيل المثال، يمكن أن يكون المؤشر هو نسبة الأفراد الذين يستهلكون أقل من ٢١٠٠ سعر حراري في اليوم أو نسبة الأسر التي تعيش على أقل من دولار واحد في اليوم.
- وضع *أهداف* تحدد مستوى المؤشرات التي يتعين تحقيقها بحلول تاريخ معين. على سبيل المثال، قد يكون الهدف هو خفض عدد الأسر التي تعيش على أقل من دولار واحد في اليوم إلى النصف بحلول عام ٢٠١٥.
- إنشاء *نظام متابعة* لتتبع التقدم المحرز نحو تحقيق أهداف محددة وتقديم المعلومات لواضعي السياسات. وسيشجع مثل هذا النظام على إدارة أفضل للمشاريع والبرامج والمساءلة عنها.

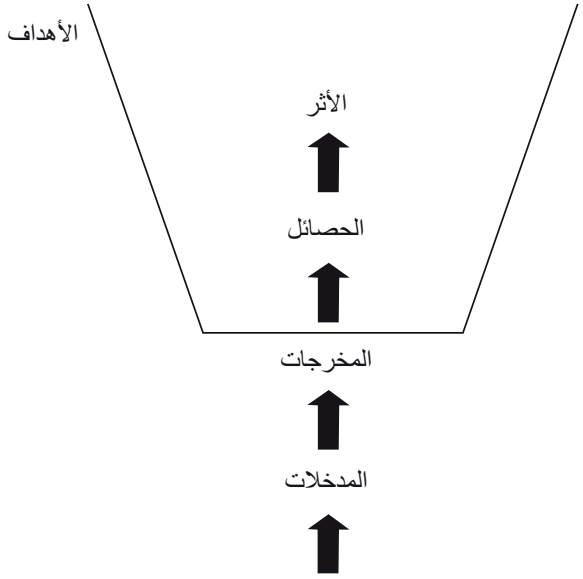
وضع المؤشرات في إطار المتابعة والتقييم

عادة ما تُصنَف المؤشرات في مجموعتين رئيسيتين. أولاً، *المؤشرات النهائية* التي تقيس حصائل برامج الحد من الفقر (مثل الاستهلاك الأعلى للفرد) والأثر المسجل على مستوى أبعاد الرفاه (مثل الحد من فقر الاستهلاك). ثانيًا، *المؤشرات المتوسطة* التي تقيس المدخلات في البرنامج (مثل مخطط دعم الأجور أو التحويل النقدي المشروط) ومخرجات البرنامج (مثل الطرق التي تم بناؤها والعاطلين من الرجال والنساء الذين تم توظيفهم). يمكن تمثيل المؤشرات المستهدفة في أربع مجموعات، على النحو المبين في الشكل ٢-١. يوضح هذا الشكل الذي يُطلق عليه اسم "الإطار المنطقي" المدخلات والمخرجات والحصائل والآثار في نظام المتابعة والتقييم. يشمل تقييم الأثر، وهو محور هذا الدليل، المراحل الأخيرة من إطار عمل المتابعة والتقييم.

وفي هذا الإطار، تغطي المتابعة كلاً من متابعة التنفيذ والأداء (أو على أساس النتائج). عادة ما تتنوع المؤشرات المتوسطة بسرعة أكبر من المؤشرات النهائية، وتستجيب بشكل أسرع للتدخلات العامة، ويمكن قياسها بسهولة أكبر وفي الوقت المناسب. ويمكن أن يخضع اختيار مؤشرات لتتبع مدى تحقق الغايات والأهداف المرجوة من فرض قيود على الموارد المخصصة للهيئة المكلفة بإدارة المشروع. ومع ذلك، فمن المستحسن اختيار عدد قليل فقط من المؤشرات التي يمكن متابعتها بشكل صحيح بدلاً من عدد كبير من المؤشرات التي لا يمكن قياسها بشكل جيد.

تأتي أحد الأمثلة على نظام المتابعة من خلال برنامج ASERGORP (برنامج التعليم والصحة والتغذية) في المكسيك (يُناقش بمزيد من التفصيل في المربع ٢-١). يعتبر برنامج PROGRESA (الذي يطلق عليه الآن Oportunidades) أحد أكبر التدخلات العشوائية التي ينفذها بلد واحد. وكان

الشكل ٢-١ إطار المتابعة والتقييم



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

المربع ٢-١ دراسة حالة: برنامج PROGRESA (Oportunidades) في المكسيك

كانت المتابعة مكونًا رئيسيًا في برنامج الاختيار العشوائي PROGRESA (المعروف الآن باسم Oportunidades) في المكسيك، لضمان توجيه التحويلات النقدية بدقة. وتوقع مسؤولو البرنامج العديد من المخاطر المحتملة في تنفيذ البرنامج. وتضمنت هذه المخاطر القدرة على ضمان توجيه التحويلات النقدية بدقة؛ والمرونة المحدودة للتمويل، التي استهدفت الأسر بدلاً من المجتمعات المحلية، فضلاً عن الطبيعة التقديرية وغير الاجْتِهَادِيّة للتحويلات؛ والصراعات المحتملة داخل الأسرة التي قد تنجم نظرًا لتقديم التحويلات للنساء فقط.

ومن ثمّ، تتطلب المتابعة الفعالة تحديد الأهداف الرئيسية والمؤشرات المتوسطة بوضوح. لدى برنامج Oportunidades نظام معلومات مؤسسي لتشغيل البرنامج، يُعرف باسم SIIOP (Sistema Integral de Información para la Operación de Oportunidades، أو نظام المعلومات المتكامل لتشغيل Oportunidades)، بالإضافة إلى نظام تدقيق يتحقق من المخالفات في المراحل المختلفة من تنفيذ البرنامج. ويقوم هذين النظامين على العديد من الدراسات والمسوحات لتقدير كيفية تقييم أهداف البرنامج لتحسين الصحة والتعليم المدرسي والتغذية. على سبيل المثال، لتحديد أهداف التعليم المدرسي، أجرى النظامين دراسات تشخيصية على المناطق المستهدفة المحتملة لمعرفة حجم المنح التعليمية المنشودة، ومتطلبات الأهلية التي ينبغي تحديدها من حيث الصفوف والنوع الاجتماعي، وعدد المدارس الثانوية المتاحة على المستوى المحلي والفيدرالي وعلى مستوى البلديات. بالنسبة للحصائل المتعلقة بالصحة والتغذية، ساعد توثيق التباين السلوكي في النظافة المنزلية وإعداد الأطعمة بين المناطق الريفية والحضرية على تحديد تركيبات المكملات الغذائية الأنسب للعينات المستهدفة.

وقيّمت هذه الأنظمةُ أيضًا قدرةَ البرنامج على تحقيق أهدافه من خلال تصميم تَضمَّن عمليات فحص عشوائية لنقاط التسليم (نظرًا لأنه قد يختلف توفير المكملات الغذائية، على سبيل المثال، اختلافًا كبيرًا بين مقدمي الخدمات والسلطات الحكومية)؛ والتدريب والتواصل المنتظم مع الأطراف المعنيّة في البرنامج؛ وهيكلة موارد العمل الميداني ومتطلباته لتعزيز الإنتاجية في إدارة المسح؛ والإعلانات المنسقة للأسر التي قد تصبح من المستفيدين.

وتضمنت المقاربات المستخدمة لمعالجة هذه القضايا أدوات مسح مفصلة لمتابعة الحصائل، بالشراكة مع السلطات الحكومية المحلية والمركزية. وقد ساعدت هذه الأدوات في تقدير أثر البرنامج على الأسر ومنحت مسؤولي البرنامج فكرة عن مدى فعالية تنفيذ البرنامج. وتضمنت المسوحات على سبيل المثال، دراسة تجريبية لفهم احتياجات الأسر في المجتمعات المستهدفة بشكل أفضل وللمساعدة في توجيه تصميم البرنامج. كما تم إجراء مسوحات رسمية للمشاركين وغير المشاركين على مدار البرنامج، بالإضافة إلى القادة المحليين وموظفي المدارس والمراكز الصحية في جميع أنحاء المحليات. وتم جمع البيانات الإدارية عن المدفوعات المقدمة للأسر.

هدفه هو استهداف عدد من الحصائل الصحية والتعليمية بما في ذلك سوء التغذية، وارتفاع معدل وفيات الرضع، وارتفاع الخصوبة، والحضور المدرسي. بدأ البرنامج، الذي استهدف المناطق الريفية والحضرية الهامشية، في منتصف عام ١٩٩٧ في أعقاب أزمة الاقتصاد الكلي التي شهدها العامان ١٩٩٤ و١٩٩٥. بحلول عام ٢٠٠٤، تمت تغطية حوالي ٥ ملايين أسرة، بميزانية تبلغ نحو ٢,٥ مليار دولار أمريكي، أو ٠,٣ في المائة من الناتج المحلي الإجمالي للمكسيك.

وكان الدافع الرئيسي لبرنامج Oportunidades هو توفير التحويلات النقدية المشروطة للأسر (ولا سيما الأمهات)، بشرط حضور أطفالهم إلى المدارس وزيارتهم للمراكز الصحية بانتظام. وتم تقديم الدعم المالي مباشرة لهذه المؤسسات. كان متوسط المخصصات التي تلقتها الأسر المشاركة حوالي ٢٠ في المائة من قيمة إنفاقها الاستهلاكي قبل البرنامج، مع تساوي متطلبات الصحة والتعليم في الأهمية تقريبًا. كانت المشاركة الجزئية ممكنة؛ أي فيما يتعلق بمبادرة الإعانة المدرسية، يمكن للأسرة أن تحصل على إعانة جزئية إذا أرسلت نسبة فقط من أطفالها إلى المدرسة.

المتابعة القائمة على النتائج

غالبًا ما يشار إلى التنفيذ الفعلي لنظام المتابعة *بالمتابعة القائمة على النتائج*. يحدد كل من كوسك وريست (٢٠٠٤) عشر خطوات للمتابعة القائمة على النتائج كجزء من إطار المتابعة والتقييم.

أولاً، يجب إجراء تقدير الجاهزية. ويتضمن التقدير فهم احتياجات وخصائص المنطقة أو الإقليم الذي سيتم استهدافه، وكذلك الجهات الفاعلة الرئيسية (على سبيل المثال، الحكومة الوطنية أو المحلية والجهات المانحة) التي ستكون مسؤولة عن تنفيذ البرنامج. وتشكّل كيفية استجابة الجهود للضغوط السلبية والمعلومات الناتجة عن عملية المتابعة والتقييم أهمية أيضًا.

ثانيًا، كما ذكرنا سابقًا، ينبغي أن يتفق مقيِّمو البرامج على حصائل محددة للمتابعة والتقييم، بالإضافة إلى مؤشرات الأداء الرئيسية لمتابعة النتائج. وينطوي ذلك على التعاون مع الحكومات والمجتمعات المستقبلة للمنح/المساعدات للتوصل إلى مجموعة من الأهداف والغايات للبرنامج متفق عليها على نحو متبادل. ثالثًا، يحتاج المقيّمون إلى تحديد كيفية قياس الاتجاهات في هذه الحصائل. على سبيل المثال، إذا كان تعليم الأطفال حصيلة مهمة لأحد البرامج، فهل سيقاس التحصيل الدراسي من خلال نسبة الأطفال المسجلين في المدرسة، أم درجات الاختبار، أم الحضور إلى المدرسة، أم سيتم اختيار مقياس آخر؟ ويمكن إجراء التقديرات النوعية والكمية لمعالجة هذه القضية، كما سيُناقش لاحقًا في هذا الفصل. كما أن تكاليف القياس ستُوجِّه هذه العملية أيضًا.

رابعًا، يجب تحديد أدوات جمع المعلومات. يمكن أن تكون بيانات خط الأساس أو بيانات ما قبل البرنامج مفيدة جدًا في تقدير أثر البرنامج، إما عن طريق استخدام البيانات للتنبؤ بالحصائل التي قد تنجم عن البرنامج (كما هو الحال في التقييمات السابقة للأثر) أو عن طريق إجراء مقارنات قبل وبعد (تسمى أيضًا *المقارنات الأحادية*). ويمكن لمديري البرامج أيضًا المشاركة في مناقشات متكررة مع الموظفين والمجتمعات المستهدفة.

خامسًا، لا بد من تحديد الأهداف؛ ويمكن أيضًا استخدام هذه الأهداف لمتابعة النتائج. ويقتضي اتخاذ هذه الخطوة تحديد أهداف دورية بمرور الوقت (على سبيل المثال، سنويًا أو كل عامين). ومن المهم أيضًا النظر في مدة التأثيرات المحتملة للبرنامج، بالإضافة إلى العوامل الأخرى التي قد تؤثر في تنفيذ البرنامج (مثل الاعتبارات السياسية). تجسد مراقبة هذه الأهداف، على وجه الخصوص، الخطوة السادسة في هذا الإطار القائم على النتائج وتتضمن جمع البيانات ذات الجودة العالية.

وتتعلق الخطوة السابعة بتوقيت المتابعة، فمع إدراك ذلك من منظور إداري، يعزِّز توقيتُ التقييمات وتنظيمها أيضًا المدى الذي يمكن أن تساعد فيه التقييمات في توجيه السياسة. إذا تبيَّن أن المؤشرات الفعلية تنحرف سريعًا عن الأهداف الأولية، على سبيل المثال، يمكن أن تساعد التقييمات التي أجريت في ذلك الوقت مديري البرامج على اتخاذ قرار سريع بشأن ما إذا كان تنفيذ البرنامج أو العوامل الأخرى ذات الصلة بحاجة إلى تعديل.

وتتضمن الخطوة الثامنة دراسة متأنية لوسائل تقديم التقارير، بما في ذلك للجمهور الذي ستُعرض النتائج عليه. وتتضمن الخطوة التاسعة استخدام النتائج لتوفير سبل للحصول على التعقيبات والملاحظات (مثل مدخلات الوكالات المستقلة والسلطات المحلية والمجتمعات المستهدفة وغير المستهدفة). ويمكن أن تساعد هذه التعقيبات والملاحظات المُقيِّمين على التعلم من قواعد وإجراءات البرنامج وتحديثها لتحسين الحصائل.

وأخيرًا، تتطلب عملية المتابعة والتقييم الناجحة القائمة على النتائج الحفاظ على نظام المتابعة والتقييم داخل المنظمة (الخطوة العاشرة). ستستمر أنظمة المتابعة والتقييم الفعالة وتستند، من بين أمور أخرى، إلى الطلب المستمر (وهو ما يعطي حافزًا للاستمرار في البرنامج، فضلًا عن قيمة للمعلومات الموثوقة)؛ والشفافية والمساءلة في إجراءات التقييم؛ والإدارة الفعالة للميزانيات؛ ومسؤوليات محددة جيدًا بين موظفي البرنامج.

يأتي أحد الأمثلة على المتابعة القائمة على النتائج من الدراسة الجارية لمشاريع الطاقة الكهرومائية الصغيرة في نيبال في إطار برنامج تنمية إمداد الريف بالكهرباء (REDP) الذي يديره مركز تعزيز الطاقة البديلة (AEPC). ومركز تعزيز الطاقة البديلة هو معهد حكومي تابع لوزارة البيئة والعلوم والتكنولوجيا. بدأت مشاريع الطاقة الكهرومائية الصغيرة في عام ١٩٩٦ في خمس مقاطعات بتمويل من برنامج الأمم المتحدة الإنمائي؛ وقد انضم البنك الدولي إلى برنامج تنمية إمداد الريف بالكهرباء أثناء المرحلة الثانية في عام ٢٠٠٣. بلغ البرنامج حاليًا مرحلته الثالثة وقد توسع ليشمل ٢٥ مقاطعة أخرى. واعتبارًا من ديسمبر ٢٠٠٨، كان هناك حوالي ٢٣٥ منشأة صغيرة لتوليد الطاقة الكهرومائية (تبلغ قدرتها ٣,٦ ميجاوات) وبلغ عدد الأُسر المستفيدة ٣٠ ألفًا. يصف المربع ٢-٢ إطار عملية المتابعة بمزيد من التفصيل.

تحديات إنشاء نظام متابعة

من بين التحديات الأساسية التي تواجه إجراء متابعة فعالة يمكننا ذِكر التباين المحتمل في تنفيذ البرنامج بسبب ضُعْفِ قدرات مسؤولي البرنامج، فضلاً عن الغموض في المؤشرات النهائية التي يتعين تقديرها.بالنسبة لمشاريع الطاقة الكهرومائية الصغيرة في نيبال، على سبيل المثال، تضمنت بعض التحديات التي واجهها مسؤولو برنامج تنمية إمداد الريف بالكهرباء في تنفيذ إطار المتابعة والتقييم ما يلي:

- لم يتم تحديد مؤشرات الأداء الرئيسية بشكل جيد ومن ثم لم يتم تسجيلها بشكل شامل.
- كانت الموارد البشرية المتاحة لجمع المعلومات وتسجيلها محدودة.

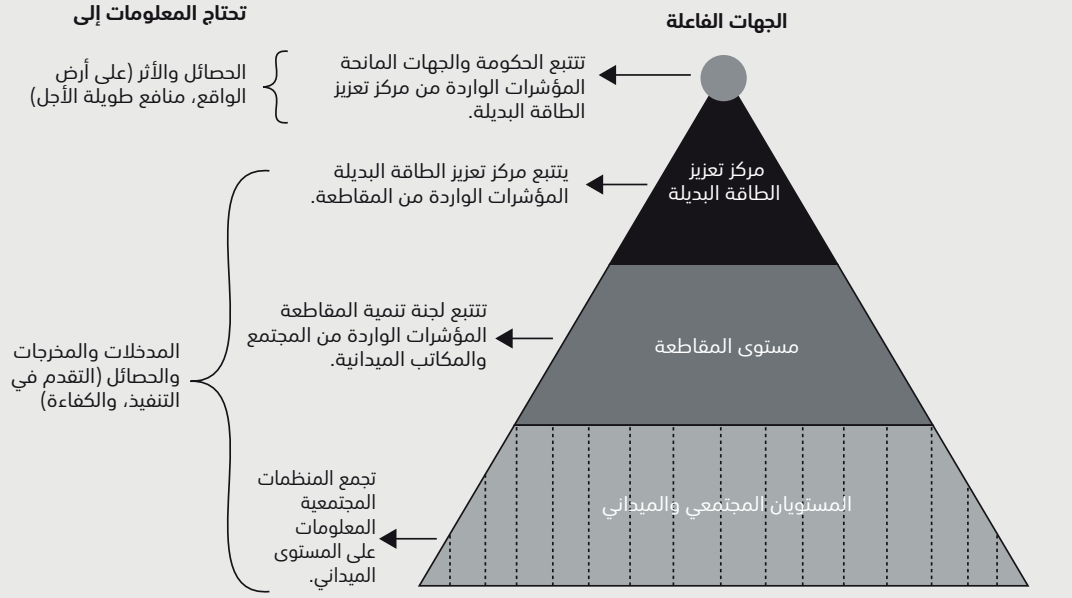
المربع ٢-٢ دراسة حالة: تقدير الأثر الاجتماعي لخدمات الطاقة في المناطق الريفية في نيبال

تقوم مشاريع الطاقة الكهرومائية الصغيرة لبرنامج تنمية إمداد الريف بالكهرباء (REDP) على ستة مبادئ لتنمية المجتمع: التطوير التنظيمي، وتعزيز المهارات، وتكوين رأس المال، وتعزيز التكنولوجيا، وتمكين المجتمعات الضعيفة، وإدارة البيئة. يبدأ تنفيذ مشاريع الطاقة الكهرومائية الصغيرة لبرنامج تنمية إمداد الريف بالكهرباء في نيبال بالحشد المجتمعي. يتم تشكيل المنظمات المجتمعية (CO) أولاً من قِبل المستفيدين الأفراد على المستوى المحلي. تشكل منظمتان أو أكثر من المنظمات المجتمعية كيانات قانونية تسمى *المجموعات الوظيفية*. تتخذ لجنة الإدارة، الممثلة بجميع المنظمات المجتمعية، قرارًا بشأن توزيع الكهرباء والتسعيرات والتشغيل والإدارة والصيانة لمشاريع الطاقة الكهرومائية الصغيرة.

تم مؤخرًا تمويل دراسة عن الأثر الاجتماعي لخدمات الطاقة الريفية في نيبال من قِبل برنامج المساعدة في إدارة قطاع الطاقة وتديرها إدارة الطاقة في جنوب آسيا بالبنك الدولي. وعند تنفيذ إطار المتابعة والتقييم لمشاريع الطاقة الكهرومائية الصغيرة، تسعى هذه الدراسة إلى (أ) تحسين إدارة البرنامج (تخطيط وإعداد تقارير أفضل)؛ (ب) تتبع التقدم المحرز أو القياس المنهجي للمنافع؛ (ج) ضمان المساءلة ونتائج الاستثمارات من الجهات المعنية مثل حكومة نيبال، وكذلك من الجهات المانحة؛ وتوفير فرص لتحديث كيفية تنفيذ البرنامج على أساس التعقيبات والملاحظات المستمرة حول كيفية تداخل الحصائل مع مؤشرات الأداء الرئيسية.

يصف شكل المربع ٢-أ إطار المتابعة الأولي الذي تم إنشاؤه لنشر المعلومات حول الكيفية التي تم بها قياس وتخصيص المدخلات والمخرجات والحصائل. يتم جمع المعلومات على مستوى كل من المجتمع المحلي والمقاطعة والمكتب الرئيسي (مركز تعزيز الطاقة البديلة). ينقل القائمون على الحشد المجتمعي المعلومات على المستوى الميداني إلى المنسقين على مستوى المقاطعة، حيث يتم أيضًا جمع معلومات إضافية. وعلى مستوى المقاطعة، يتم التحقق من المعلومات وإرسالها إلى مركز تعزيز الطاقة البديلة، حيث يتم إعداد التقارير ثم إرسالها إلى مختلف الأطراف المعنيّة. ويمكن أن تتضمن الأطراف المعنيّة، على وجه الخصوص، حكومة نيبال، وكذلك الجهات المانحة.

شكل المربع ٢-أ مستويات جمع المعلومات وتجميعها



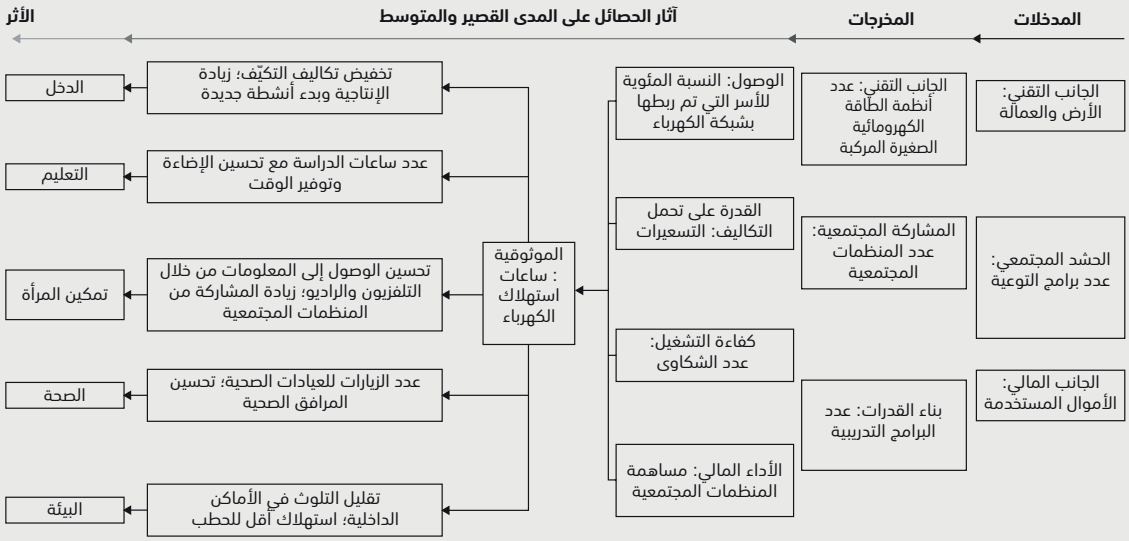
المصدر: بانيرجي وسينغ وعبد الصمد، ٢٠٠٩.

(*تكملة المربع في الصفحة التالية*)

المربع ٢-٢ دراسة حالة: تقدير الأثر الاجتماعي لخدمات الطاقة في المناطق الريفية في نيبال (تابع)

يوضح شكل المربع ٢-ب كيفية إعداد مؤشرات الأداء الرئيسية للمشاريع. بدءًا بالمدخلات، مثل رأس المال البشري والمادي، يتم إنتاج المخرجات مثل برامج التدريب وتنفيذ الأنظمة. وتُحدَّد الحصائل على المدى القصير والمتوسط، بما في ذلك تحسين الإنتاجية وكفاءة العمالة الأسرية الناتجة عن زيادة الوصول إلى الكهرباء؛ ما يؤدي إلى آثار محتملة أوسع نطاقًا في الصحة والتعليم ورفاهية المرأة والبيئة.

شكل المربع ٢-ب بناء مؤشرات الأداء الرئيسية: تفاصيل مراحل المشروع



المصدر: بانيرجي وسينغ وعبد الصمد، ٢٠٠٩.

- كانت لدى موظفي المتابعة والتقييم مهارات وقدرات محدودة، ولم يتم تحديد أدوارهم ومسؤولياتهم بشكل جيد على المستوى الميداني ومستوى المكتب الرئيسي.
- وافتقر مركز تعزيز الطاقة البديلة إلى الأدوات والبرمجيات المتطورة التي يمكنها تحليل المعلومات التي تم جمعها.

ولا بد من معالجة نقاط الضعف في هذه المجالات من خلال تبني مقاربات مختلفة؛ فيمكن، على سبيل المثال، تحديد مؤشرات الأداء بشكل أكثر دقة من خلال (أ) فهم أفضل للمدخلات والمخرجات في مرحلة معينة من المشروع، (ب) وتحديد مستوى ووحدة قياس المؤشرات، (ج) وجمع البيانات على مستوى المجتمع والمستفيد بشكل متكرر لتقديم تحديثات دورية حول كيفية تطور الحصائل المتوسطة وما إذا كانت المؤشرات بحاجة إلى مراجعة، (د) والتحديد الواضح للأشخاص والكيانات المسؤولة عن المتابعة. ولجمع البيانات على وجه الخصوص، لا بد من تحديد توقيت المسح (من فترة ما قبل المشروع المحددة بخط الأساس، على سبيل المثال، حتى الفترة الحالية)؛ والتكرار (شهريًا أو نصف سنويًا، على سبيل المثال)؛ والأدوات (مثل المقابَلات أو الفواتير)؛ ومستوى الجمع (على مستوى الفرد أو الأسرة أو المجتمع أو وحدة إدارية أوسع مثل المقاطعة) وإرساء كل هذه الأمور بشكل صريح ضمن إطار المتابعة والتقييم. ويشكل تزويد الموظفين بالتدريب والأدوات اللازمة لجمع البيانات وتحليلها والتحقق من البيانات على مستويات مختلفة من هيكل المتابعة (انظر الشكل ٢-أ في المربع ٢-٢ على سبيل المثال)، أهمية بالغة.

قد يحتاج واضعو السياسات أيضًا إلى تحديد كيفية تأثر آثار البرامج على المستوى المحلي (على المستوى المجتمعي أو الإقليمي) بالاتجاهات السائدة على المستوى القطري مثل زيادة التجارة والتضخم وسياسات الاقتصاد الكلي الأخرى. ومن القضايا ذات الصلة أيضًا عدم التجانس في آثار البرنامج لمجموعة مستهدفة. وقد تختلف، على سبيل المثال، تأثيرات البرنامج على مدار عمره المتوقع. وقد تتغير أيضًا المدخلات ذات الصلة التي تؤثر في الحصائل خلال هذا الإطار؛ ومن ثمّ، فإن متابعة الحصائل طويلة المدى وقصيرة المدى قد تكون ذات فائدة لواضعي السياسات. بالإضافة إلى ذلك، على الرغم من أنه غالبًا ما يتم تمييز حصائل البرنامج ببساطة في المناطق المستهدفة وغير المستهدفة، إلا أنه قد يكون من المفيد للغاية متابعة التباين في تنفيذ البرنامج (مقاييس الجودة على سبيل المثال) لفهم تأثيرات البرنامج. وبمراعاة كل هذه المخاوف، ستساعد المتابعة الدقيقة للمناطق المستهدفة وغير المستهدفة (سواء على المستوى الإقليمي أو الأسري أو الفردي) بشكل كبير في قياس تأثيرات البرنامج. في إطار تقديم مثال من إندونيسيا، يصف المربع ٢-٣ بعض التقنيات المستخدمة لمواجهة تحديات المتابعة والتقييم.

المربع ٢-٣ دراسة حالة: مشروع تطوير كِيكامَتان الإندونيسي

يهدف برنامج تطوير كِيكامَتان (KDP) في إندونيسيا، وهو برنامج بقيمة ١,٣ مليار دولار أمريكي يديره مكتب تنمية المجتمع التابع لوزارة الشؤون الداخلية، إلى التخفيف من حدة الفقر من خلال تعزيز الحكومة المحلية والمنظمات المجتمعية وكذلك من خلال تحسين الحكم المحلي. انطلق البرنامج عام ١٩٩٨ في أعقاب الأزمة المالية التي ابتليت بها المنطقة، ويعمل مع القرى لتحديد احتياجات التنمية المحلية لديها. وقد ركزت المشاريع على الائتمان وتوسيع البنية التحتية. ولم يتم تخصيص هذا البرنامج في نهاية المطاف بشكل عشوائي.

تم تخصيص جزء من أموال برنامج تطوير كِيكامَتان لأنشطة المتابعة. وشملت هذه الأنشطة، على سبيل المثال، التدريب وتنمية القدرات التي اقترحتها المجتمعات ومجموعات متابعة المشروع المحلية. كما قدم المستشارون الذين تم تعيينهم الدعم الفني لمجموعات من القرى. وتنوعوا بين مستشارين تقنيين ذوي خلفيات هندسية واستشاريي تمكين لدعم التواصل داخل القرى.

وساعدت الحكومات والمنظمات غير الحكومية في المتابعة أيضًا، وتم تشجيع القرى على المشاركة في المتابعة الذاتية من خلال حضور المجالس البرلمانية التجريبية للمقاطعات والقرى وإجراء زيارات إلى مختلف القرى. وتم النظر في إبرام العقود مع البنوك الخاصة لتقديم الخدمات المصرفية على مستوى القرية. وكجزء من هذا المسعى، تم توفير الإشراف المالي والتدريب للمجتمعات، وتم وضع دليل مالي بسيط وقائمة مراجعة لاستخدامها في الميدان كجزء من مبادرة المتابعة. وتم إدخال إصلاحات المشتريات على مستوى المقاطعات لمساعدة القرى والمناطق المحلية على شراء الخدمات الفنية للمشاريع الكبيرة للغاية لدرجة لا يمكن لإدارة القرية التعامل معها.

تم متابعة المشروع بالجمع بين المقاربتين الكمية والنوعية. على الجانب الكمي، ساعدت المسوحات، التي تستهدف العينة الممثلة، على تقدير أثر المشروع على مستوى الفقر في مختلف المجالات. وعلى الجانب النوعي، أعد المستشارون دراسات حالة لتسليط الضوء على الدروس المستفادة من البرنامج،

(تكملة المربع في الصفحة التالية)

المربع ٢-٣ دراسة حالة: مشروع تطوير كِيكامَتان الإندونيسي (تابع)

بالإضافة إلى التقييم المستمر لتقدم برنامج تطوير كِيكامَتان. ومن بين القضايا التي تتطرق إليها دراسات الحالة هذه المشاركة النسبية للمرأة ومَن يعانون من الفقر المدقع، وحل النزاعات، ودور الميسرين القرويين في نشر المعلومات والمعرفة.

بالنظر إلى النطاق الواسع للبرنامج، تم اقتراح بعض مجالات التحسين لمتابعة برنامج تطوير كِيكامَتان. يمكن للمناقشات أو الجلسات التي تُجرى مع جميع الاستشاريين في نهاية كل دورة تقييم أن تشجع تقديم التعقيبات والملاحظات والحوار على مدار البرنامج، على سبيل المثال. وقد تُظهر مجموعات التركيز المكونة من مستشارين ينتمون إلى خلفيات مختلفة (النساء، على سبيل المثال) وجهات نظر مختلفة قيّمة لاستهداف مجموعة متنوعة من السكان. وتم تقديم مقترحات لوضع موضوعات لتتمحور حولها هذه الاجتماعات، مثل الأمور الفنية، والشفافية، والحوكمة، والبنية التحتية. وكثيرًا ما وُجد أيضًا أن الاستشاريين لا يقدمون تقارير بانتظام عن المشكلات التي يكتشفونها في هذا المجال، خوفًا في كثير من الأحيان من انتقاد أدائهم. وتمت مناقشة تقديم حوافز لتشجيع الاستشاريين على تقديم تقارير بدقة عن التطورات في مناطقهم كجزء من التحسينات المطلوبة في المتابعة.

التقييم التشغيلي

يسعى التقييم التشغيلي إلى فهم ما إذا كان تنفيذ البرنامج قد تم على النحو المخطط له أم لا. ويُعتبر التقييم التشغيلي، على وجه التحديد، تقديرًا لاحقًا يعتمد على أهداف المشروع والمؤشرات والغايات الأولية من إطار المتابعة والتقييم. يمكن أن يستند التقييم التشغيلي إلى مقابلات مع المستفيدين من البرنامج ومع المسؤولين الذين يتحملون مسؤولية التنفيذ. ويتمثل الهدف منه في مقارنة ما تم التخطيط له بما تم تحقيقه بالفعل، لتحديد ما إذا كانت هناك فجوات بين المخرجات المخطط لها والتي تم تحقيقها، ولتحديد الدروس التي ينبغي الاستفادة منها للتصميم والتنفيذ المستقبلي للمشروع.

تحديات التقييم التشغيلي

نظرًا لأن التقييم التشغيلي يتعلق بكيفية تنفيذ البرامج، يشكل تصميم التدابير المناسبة لضمان جودة التنفيذ أهمية بالغة. ويتضمن هذا الجهد متابعة كيفية إنفاق أموال المشروع أو تخصيصها لمختلف القطاعات (مقارنة بما كان مستهدفًا)، بالإضافة إلى التداعيات المحتملة للبرنامج في المجالات غير المستهدفة. وقد يشكل جمع البيانات الدقيقة حول هذه العوامل صعوبةً، غير أنه من الضروري تحديد التحيزات المحتملة في قياس آثار البرنامج، على النحو الموضح في الفصول اللاحقة. يوضح المربع ٢-٤، الذي يتناول برنامج FONCODES (صندوق التعاون للتنمية الاجتماعية أو Fondo de Cooperación para el Desarrollo Social)، وهو برنامج لتخفيف حدة الفقر في بيرو، كيف يتضمن التقييم التشغيلي، في أغلب الأحيان، الإشراف المباشر على مراحل مختلفة من تنفيذ البرنامج. وبرنامج صندوق التعاون للتنمية الاجتماعية له أهداف تتعلق بالتعليم والتغذية. يشتمل مكون التغذية على على توزيع أغذية مطهية وغنية بالمواد الغذائية يستهلكها حاليًا نحو ٥٠ ألف طفل في البلاد.

المربع ٢-٤ دراسة حالة: متابعة أهداف التغذية لمشروع صندوق التعاون للتنمية الاجتماعية في بيرو

في إطار مبادرة التغذية لصندوق التعاون للتنمية الاجتماعية في بيرو، تم اتباع عدد من المقاربات لضمان جودة المكملات الغذائية والتنفيذ الفعال للبرنامج. وعلى مستوى البرنامج، تم تقييم جودة المواد الغذائية بشكل دوري من خلال عمليات تدقيق مستقلة لعينات من الطعام أعدتها المجتمعات. وتضمن هذا العمل الحصول على عينات عشوائية من المواد الغذائية التي أعدتها الأسر المستهدفة وتحليلها. وكل شهرين، كان مسؤولو المشروع يزورون نقاط التوزيع بشكل عشوائي لمتابعة جودة التوزيع، بما في ذلك التخزين. وأتاحت هذه الزيارات فرصة للتحقق من عدد المستفيدين والتأكيد على أهمية البرنامج للمجتمعات المحلية.

وتمت الاستعانة بالزيارات المنزلية لتقييم معرفة المستفيدين بالمشروع وإعدادهم للطعام. على سبيل المثال، طُلب من الأمهات (اللائي كن مسؤولات بشكل أساسي عن الطهي) عرض المنتج في كيسه، ووصف كيفية تخزينه، وتفاصيل الكمية التي تم استهلاكها منذ التوزيع الأخير. وتمت دعوتهم لإعداد حصص غذائية بحيث يمكن ملاحظة العملية، أو تم أخذ عينات من بقايا الطعام لتحليلها لاحقًا.

وتم توثيق حصائل هذه الزيارات بانتظام. ووثقت المسوحات المنتظمة الحصائل. وسمحت هذه البيانات لمسؤولي البرنامج بفهم كيفية تطور المشروع وما إذا كانت هناك حاجة إلى تعديل أو تعزيز أي إستراتيجيات لضمان جودة البرنامج. وعلى المستوى الاقتصادي، بُذلَت محاولات لإنشاء حوافز داخل صناعة الأغذية الزراعية لضمان استدامة وضع المكملات في السوق؛ وتم اختيار شركات من خلال عطاء عام لتوزيع المنتج.

ومع ذلك، تختلف الجهود التشغيلية التي تهدف إلى الحد من الفقر في هذه المناطق، عن تقديرات الأثر المترتب. لم يُخصَّص صندوق التعاون للتنمية الاجتماعية بشكل عشوائي، على سبيل المثال، ووجد شادي (١٩٩٩) أن مرونة تخصيص الأموال داخل صندوق التعاون للتنمية الاجتماعية، وكذلك مرونة توقيت وقائمة النفقات، جعلت البرنامج مُعَرضًا بشدة للتدخل السياسي. استخدم كل من باكسون وشادي (٢٠٠٢) أيضًا البيانات على مستوى المنطقة حول نفقات مكون التعليم في البرنامج لتجد أنه على الرغم من وصول البرنامج إلى المقاطعات الأكثر فقرًا، إلا أنه لم يصل بالضرورة إلى أفقر الأسر في تلك المقاطعات. ومع ذلك، وجدا أن البرنامج زاد من معدل الالتحاق بالمدارس، ولا سيما للأطفال الأصغر سنًا. لذلك يتطلب التنفيذ الناجح للبرنامج تسخير الجهود لتشمل جميع أهداف البرنامج، بما في ذلك الإنفاذ الفعال لما يستهدفه البرنامج.

وبالنظر إلى حجم مبادرة توزيع الغذاء، تم اتخاذ عدد من الخطوات لضمان إمكانية متابعة المدخلات والحصائل المتوسطة على نحو فعال.

التقييم التشغيلي مقابل تقييم الأثر

يتمثل أساس البرنامج المنطقي لجذب الموارد العامة في تحسين حصيلة مختارة عمّا يمكن أن تكون بدون تنفيذ البرنامج. وتتمثل المشكلة الرئيسية للمقيِّم في قياس أثر أو تأثيرات التدخل حتى يتمكن واضعو السياسة من اتخاذ قرار بشأن ما إذا كان تدخل البرنامج يستحق الدعم أم لا وما إذا كان ينبغي استمرار البرنامج أم توسيعه أم إيقافه.

يرتبط *التقييم التشغيلي* بضمان التنفيذ الفعال للبرنامج وفقًا للأهداف الأولية للبرنامج. أما *تقييم الأثر*، فهو محاولة لفهم ما إذا كانت التغييرات في الرفاهية ترجع بالفعل إلى تدخل المشروع أو البرنامج أم لا. ويحاول تقييمُ الأثر، على وجه الخصوص، أن يبتّ فيما إذا كان من الممكن تحديد تأثير البرنامج وإلى أي مدى يمكن أن يُعزى التأثير المقيس إلى البرنامج لا إلى بعض الأسباب الأخرى. وعلى النحو المقترح في الشكل ٢-١، يركز تقييم الأثر على المراحل الأخيرة من الإطار المنطقي للمتابعة والتقييم، والذي يركز على الحصائل والآثار.

ومع ذلك، فإن التقييم التشغيلي وتقييم الأثر مكملان لبعضهما البعض أكثر من كونهما بديليْن لبعضهما البعض. يجب أن يشكّل التقييم التشغيلي جزءًا من الإجراءات العادية داخل الوكالة المنفذة. غير أن النموذج المستخدم في التقييم التشغيلي يمكن أن يكون مفيدًا للغاية لتقدير الأثر بشكل أكثر صرامة. يحتاج المرء حقًا إلى معرفة السياق الذي تم فيه استخلاص البيانات وأين تم توجيه جهود السياسة. كما أن المعلومات التي يتم استخلاصها من خلال مكاتب تنفيذ المشروع، والتي تعتبر ضرورية للتقييم التشغيلي، ضرورية أيضًا لتفسير نتائج الأثر.

ومع ذلك، على الرغم من أن التقييم التشغيلي والممارسة العامة للمتابعة والتقييم جزآن لا يتجزآن من تنفيذ المشروع، فإن تقييم الأثر ليس إلزاميًا لكل مشروع. يتطلب تقييم الأثر وقتًا وموارد كثيرة، لذلك يجب تطبيقه بشكل انتقائي. وقد يقرر واضعو السياسات إجراء تقييم الأثر على أساس المعايير التالية:

- يتسم تدخل البرنامج بالابتكار وله أهمية استراتيجية.
- يساهم تمرين تقييم الأثر في معرفة الفرق بين الأمور التي تنجح والأمور التي تفشل. (يُعد توافر البيانات وجودتها من المتطلبات الأساسية لهذا التمرين).

يُعد برنامج Oportunidades في المكسيك مثالاً على ذلك، حيث بدأت الحكومة في إجراء تقييم صارم للأثر في المرحلة التجريبية لتحديد ما إن كان سيُطلق البرنامج في نهاية المطاف ليشمل البلاد بأكملها أم لا.

تقدير الأثر الكمي مقابل تقدير الأثر النوعي

تحرص الحكومات والجهات المانحة والممارسون الآخرون في مجتمع التنمية على تحديد فعالية البرامج ذات الأهداف بعيدة المدى مثل الحد من الفقر أو زيادة فرص العمل. وفي أغلب الأحيان لا تصبح مساعي السياسة هذه ممكنة إلا من خلال تقييمات الأثر التي تستند إلى أدلة قاطعة من بيانات المسح أو من خلال المقاربات الكمية ذات الصلة.

يركز هذا الدليل على طرق الأثر الكمي بدلاً من تقديرات الأثر النوعية. ومع ذلك، فإن المعلومات النوعية مثل فهم السياق الاجتماعي والثقافي والمؤسسي المحلي، بالإضافة إلى تفاصيل البرنامج والمشاركين، ضرورية لإجراء تقدير كمي سليم. على سبيل المثال، يمكن أن تساعد المعلومات النوعية في تحديد الآليات التي يمكن للبرامج أن تقدم أثرًا من خلالها؛ ويمكن لمثل هذه المسوحات أيضًا تحديد

واضعي السياسات المحليين أو الأفراد الذين سيشكلون أهمية في تحديد المسار الذي يتعين اتباعه لتنفيذ البرامج، ومن ثمّ المساعدة في إجراء التقييم التشغيلي. غير أن التقدير النوعي في حد ذاته لا يمكنه تقدير الحصائل مقارنة بالبدائل ذات الصلة أو نتائج *الواقع المضادّ*. أي أنه لا يمكن أن يشير حقًا إلى ما يمكن أن يحدث في غياب البرنامج. وكما نوقش في الفصول التالية، فإن التحليل الكمي يشكل أهمية أيضًا في معالجة التحيز الإحصائي المحتمل في آثار البرنامج. ومن ثم، قد يكون استخدام مزيج من الطرق النوعية والكمية (*مقاربة متعددة الطرق*) مفيدًا في الحصول على نظرة شاملة لفعالية البرنامج.

يصف المربع ٢-٥ مقاربة متعددة الطرق لفحص حصائل صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا (FISJ). وكما هو الحال في برنامج تطوير كِيكامَتان في إندونيسيا (انظر المربع ٢-٣)، قام صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا بإشراك المبادرات المجتمعية، حيث تقدم المجتمعات مساهمات نقدية أو عينية لتغطية تكاليف تطوير المشروع (مثل البناء والتشييد). اشتملت إعدادات التقييم النوعي والكمي على مقارنات الحصائل بين أزواج المجتمعات المتطابقة المعالجة وغير المعالجة، ولكن بمقاربات مختلفة لمطابقة المجتمعات المشاركة وغير المشاركة في صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا.

المربع ٢-٥ دراسة حالة: الطرق المختلطة في المقاربتين الكمية والنوعية

طبّق كل من راو وإيبانيز (٢٠٠٥) أدوات المسح الكمي والنوعي لدراسة أثر صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا. وأجرى مقيّمو البرنامج مقابلات نوعية متعمقة شبه منظمة مع منسقي مشروع صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا والحكومة المحلية وقادة المجتمع وأعضاء لجنة صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا التي ساعدت في تنفيذ المشروع في كل مجتمع. كشفت المعلومات المستخلصة من هذه المقابلات عن تفاصيل مهمة حول الأعراف الاجتماعية، مدفوعة بالتأثيرات التاريخية والثقافية التي وجهت عملية صنع القرار في المجتمعات، ومن ثمّ الطريقة التي تم بها تنفيذ البرنامج في النهاية في المناطق المستهدفة. وساعدت هذه المقابلات أيضًا في المطابقة بين المجتمعات؛ إذ طُلب من مجموعات التركيز تحديد المجتمعات القريبة التي كانت شديدة الشبه بها.

ومع ذلك، لم يتم إجراء المقابلات النوعية بشكل عشوائي. ونتيجة لذلك، كان من الممكن أن تتضمن المقابلات النوعية أشخاصًا من المرجح أن يشاركوا في البرنامج، الأمر الذي قد يؤدي إلى تحيز في فهم أثر البرنامج. لهذا السبب، تم إدراج مكون كمي للدراسة. وفي المكون الكمي، على وجه التحديد، خضعت ٥٠٠ أسرة (أي ما يقرب من ٧٠٠ فرد) إلى المسح، وتم تقسيمهم بالتساوي بين المجتمعات المشاركة وغير المشاركة في الصندوق. غطت الاستبيانات مجموعة من المتغيرات، بما في ذلك الخصائص الاجتماعية والاقتصادية، وتفاصيل المشاركة في الصندوق والبرامج المحلية الأخرى، والأولويات المتصورة لتنمية المجتمع، والشبكات الاجتماعية، وكذلك السبل التي تَغيَّر بها عدد من حصائلها مقارنة بما كان عليه الحال منذ خمس سنوات (قبل إطلاق صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا). تم استخدام مطابقة درجة الميل، التي تمت مناقشتها بمزيد من التفاصيل في الفصل ٤.

(*تكملة المربع في الصفحة التالية*)

المربع ٢-٥ دراسة حالة: الطرق المختلطة في المقاربتين الكمية والنوعية (تابع)

بهدف مقارنة نتائج الأسر المشاركة وغير المشاركة. تم إجراء المطابقة على أساس درجة الفقر المحسوبة من بيانات التعداد الوطني. وتم إجراء عمل ميداني منفصل أيضًا لاستخلاص الخصائص المجتمعية الإضافية غير المقيسة لإجراء المطابقة؛ وتضمنت هذه المعلومات بيانات عن الجغرافيا المحلية وأسواق العمل ووجود منظمات مجتمعية أخرى. وسمح إجراء المطابقة بهذه الطريقة بمقارنة أفضل بين المناطق المستهدفة وغير المستهدفة، وبالتالي تجنب التحيز في تقييم آثار المعالجة بناءً على الاختلافات الملحوظة وغير الملحوظة في هذه المجموعات.

ومن ثمّ، كشفت البيانات النوعية عن معلومات قيمة عن السياق المؤسسي والمعايير التي توجه السلوك في العينة، بينما قدمت البيانات الكمية تفاصيل حول الاتجاهات المتبعة للحد من الفقر والمؤشرات الأخرى ذات الصلة. بوجه عام، عند مقارنة تقديرات البرنامج من النماذج النوعية (على النحو المقيس من خلال الجداول المتقاطعة الموضحة للاختلاف في الاختلافات في إجابات المسح عبر الأزواج المتطابقة التابعة لصندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا وغير التابعة الصندوق. وفي هذا السياق، راجع الفصل ٥ للاطلاع على مناقشة الاختلاف في الاختلافات) والأثر الكمي المقدّر من مطابقة الجار الأقرب، وجد كل من راو وإيبانيز أن نمط التأثيرات متشابه. وتضمنت هذه التأثيرات زيادة مستوى الثقة وتحسين قدرة الأشخاص من خلفيات مختلفة على العمل معًا. وبالنسبة للنتيجة للحصيلة، على سبيل المثال، قال حوالي ٢١ بالمائة من عينة صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا إنه "من الصعب للغاية " أو "من الصعب" على الأشخاص أصحاب الخلفيات المختلفة العمل معًا في وحدة نوعية، مقارنة بنحو ٣٢ بالمائة من عينة غير تابعة لصندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا. وبالمثل، كشفت تقديرات الجار الأقرب عن تحقق فائدة متوسطة إيجابية كبيرة لهذه الحصيلة للمناطق التابعة لصندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا (بنحو ٠,٣٣).

وتم تقسيم الآثار الكمية أيضًا حسب الخصائص الاجتماعية والاقتصادية للأسرة. ومع ذلك، كانوا يميلون إلى إظهار أنه ربما حقق صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا حصائل أفضل من حيث زيادة العمل الجماعي للمشاركين الأكثر ثراءً والأفضل تعليمًا؛ كما كشفت الأدلة النوعية أن هذه المجموعات تميل إلى الهيمنة على عملية صنع القرار.

تقدير الأثر الكمي: تقييم الأثر اللاحق مقابل تقييم الأثر السابق

هناك نوعان من تقييمات الأثر الكمي: التقييم اللاحق والسابق. يحاول تقييم الأثر السابق قياس الآثار المنشودة للبرامج والسياسات المستقبلية، بالنظر إلى الوضع الحالي للمنطقة المستهدفة المحتملة، وقد يتضمن عمليات محاكاة تستند إلى افتراضات حول كيفية عمل الاقتصاد (راجع، على سبيل المثال، بورغينيون وفيريرا ٢٠٠٣؛ تود وولبين ٢٠٠٦). في كثير من الأحيان، تستند التقييمات السابقة (السباقة) على النماذج الهيكلية للبيئة الاقتصادية التي تواجه المشاركين المحتملين (راجع الفصل ٩ للاطلاع على مزيد من المناقشة حول النمذجة الهيكلية). تشمل الافتراضات الأساسية للنماذج الهيكلية، على سبيل المثال، تحديد العوامل الاقتصادية الرئيسية في تطوير البرنامج (الأفراد، والمجتمعات، والحكومات المحلية أو الوطنية)، وكذلك الروابط بين الوكلاء والأسواق المختلفة في تحديد حصائل البرنامج. تتنبأ هذه النماذج بآثار البرنامج.

وعلى النقيض من ذلك، فإن التقييمات اللاحقة، تقيس الآثار الفعلية التي تحققت لدى المستفيدين والتي تُعزى إلى تدخل البرنامج. ومن أشكال هذا النوع من التقييم نموذج تأثيرات المعالجة (هيكمان و فيتلاسيل، ٢٠٠٥). تتميز التقييمات اللاحقة بمنافع فورية وتعكس الواقع. ومع ذلك، تُفوِّت هذه التقييمات في بعض الأحيان الآليات الكامنة وراء أثر البرنامج على السكان، والتي تهدف النماذج الهيكلية إلى تسجيلها، والتي قد تشكل أهمية بالغة في فهم فعالية البرنامج (ولا سيما في الإعدادات المستقبلية). ويمكن أن تكون التقييمات اللاحقة أيضًا أعلى تكلفة بكثير مقارنة بالتقييمات السابقة؛ إذ تتطلب جمع البيانات حول الحصائل الفعلية للمجموعات المشاركة وغير المشاركة، بالإضافة إلى العوامل الاجتماعية والاقتصادية المصاحبة الأخرى التي قد تحدد مسار التدخل. ومن التكاليف الإضافية في إعداد التقييم اللاحق فشل التدخل، الذي كان من الممكن توقعه من خلال التحليل السابق.

تتمثل إحدى المقاربات في الجمع بين كلا التحليلين ومقارنة التوقعات اللاحقة بالتنبؤات السابقة (راجع رافاليون ٢٠٠٨). ويمكن أن تساعد هذه المقاربة في شرح كيفية ظهور منافع البرنامج، ولا سيما إذا كان البرنامج يُنفذ على مراحل مختلفة ويتسم بالمرونة بحيث يمكن تحسينه من خلال المعرفة الإضافية المكتسبة من المقارنة. يقدم المربع ٢-٦ مثالاً على هذه المقاربة، باستخدام دراسة أجراها كل من تود وولبين (٢٠٠٦) لمبادرة دعم المدارس في إطار برنامج PROGRESA.

تركز دراسات الحالة التي ستتم مناقشتها في الفصول التالية بشكل أساسي على التقييمات اللاحقة. ومع ذلك، يصبح تنفيذ التقييم اللاحق للأثر أسهل إذا كان لدى الباحثين تصميم للتقييم السابق للأثر. أي أنه يمكن للمرء أن يخطط تصميمًا لتقييم الأثر قبل تنفيذ التدخل. وتجدر الإشارة إلى أن الفصل ٩ يقدم المزيد من دراسات الحالة للتقييمات السابقة.

المربع ٢-٦ دراسة حالة: مثال على تقييم أثر سابق

طبّق كل من تود وولبين (٢٠٠٦) مقاربة التقييم السابق، باستخدام بيانات من تجربة الدعم المدرسي لبرنامج PROGRESA (الذي يطلق عليه الآن اسم Oportunidades) في المكسيك. وباستخدام نموذج اقتصادي لدراسة السلوك الأسري، توقعا آثار برنامج الدعم على نسبة الأطفال الملتحقين بالمدرسة. واستندت التنبؤات حصريًا إلى الأطفال من المجموعة الضابطة وحسبت تأثير المعالجة من مطابقة أطفال المجموعة الضابطة من أسر ذات أجور ودخل معين مع أطفال الأسر التي تتأثر فيها الأجور والدخل بالدعم. راجع الفصل ٤ للاطلاع على مناقشة مفصلة حول طرق المطابقة؛ ويناقش الفصل ٩ أيضًا نموذج تود وولبين بمزيد من التفصيل.

ثم تمت مقارنة التنبؤات من هذا النموذج بالآثار التجريبية اللاحقة (خلال الفترة ١٩٩٧-١٩٩٨) التي تم قياسها في إطار البرنامج. وجد كل من تود وولبين (٢٠٠٦) أن التقديرات المتوقعة بخصوص الأطفال من سن ١٢ إلى ١٥ كانت مشابهة للتقديرات التجريبية في نفس الفئة العمرية. وبالنسبة للفتيات اللواتي تتراوح أعمارهن بين ١٢ و١٥ سنة، وجدا أن الزيادة المتوقعة في التعليم تبلغ ٨,٩ نقطة مئوية، مقارنة بالزيادة الفعلية البالغة ١١,٣ نقطة مئوية؛ وللبنين كانت التقديرات المتوقعة والتجريبية ٢,٨ و٢,١ نقطة مئوية على التوالي.

وسمح لهم التقييم السابق الذي أجرياه بتقييم كيف يمكن تغيير الحصائل في حالة تغيير مَعلمات معينة. ويمكن أن يصف التقدير السابق أيضًا النطاق المحتمل لآثار البرنامج؛ ما قد يساعد في التقييم اللاحق المستهدف في النهاية.

مشكلة الواقع المضادّ

يتمثل التحدي الرئيسي لتقييم الأثر في تحديد ما كان سيحدث للمستفيدين إذا لم يكن البرنامج موجودًا. أي أنه على المرء أن يحدد نصيب الفرد من دخل الأسرة للمستفيدين في غياب التدخل. وتشكل الحصيلة التي يسجلها المستفيد في حالة عدم تنفيذ التدخل ما يُعرف بـ *الواقع المضادّ*.

يسعى تدخل البرنامج أو السياسة إلى تحسين مستوى رفاهية المستفيدين المنشودين. وبعد ذلك، يلاحظ المرء نتائج هذا التدخل على المستفيدين المنشودين، مثل التوظيف أو الإنفاق. هل يتعلق هذا التغيير مباشرة بالتدخل؟ وهل تسبب هذا التدخل في زيادة الإنفاق أو التوظيف؟ ليس بالضرورة. في الواقع، من المستحيل الوصول إلى خلاصة بشأن الأثر من خلال مجرد ملاحظة تم تسجيلها عند نقطة زمنية واحدة فقط بعد المعالجة. وفي أحسن الأحوال، يمكن أن نستنتج فقط ما إذا كان الهدف من التدخل قد تم تحقيقه أم لا. غير أن الحصيلة بعد التدخل لا يمكن أن تعزى إلى البرنامج نفسه.

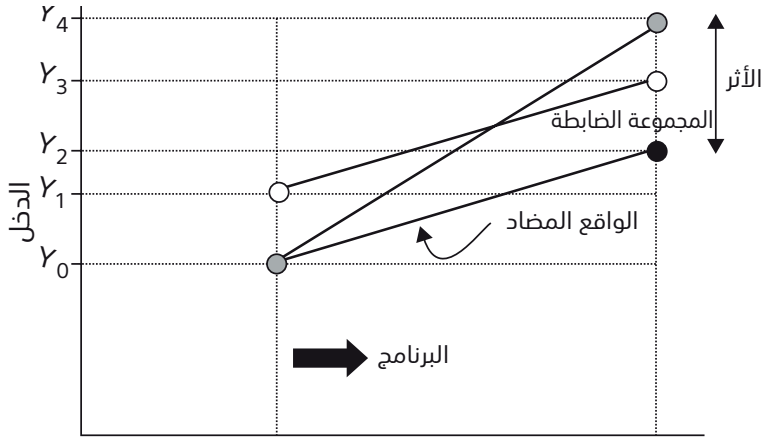
تكمن مشكلة التقييم في أنه بينما لا يمكن تقييم أثر البرنامج (بغض النظر عن العوامل الأخرى) إلا من خلال مقارنة الحصائل الفعلية بحصائل الواقع المضاد، فلا يتم متابعة الواقع المضاد. لذا يتمثل تحدي تقييم الأثر في إنشاء مجموعة مقارنة مقنعة ومعقولة للمستفيدين على ضوء هذه البيانات المفقودة. من الناحية المثالية، نود أن نقارن كيف كان أداء نفس الأُسرة أو الفرد بوجود التدخل أو "المعالجة" أو بدون أيهما. ولكن لا يمكن ذلك لأنه عند نقطة زمنية معينة لا يمكن للأسرة أو الفرد أن يكون له وجودان متزامنان - لا يمكن للأسرة أو الفرد أن يكون في مجموعة المعالجة والمجموعة الضابطة في الوقت نفسه. لذا، يشكل العثور على واقع مضاد مناسب التحدي الرئيسي لتقييم الأثر.

ولكن ماذا عن المقارنة بين المجموعات المعالجة وغير المعالجة عندما يكون كلاهما مؤهلين للمعالجة؟ وماذا عن مقارنة حصائل المجموعات المعالجة قبل المعالجة وبعدها؟ يمكن أن تكون مجموعات المقارنة المحتملة هذه عناصر واقع مضاد "مزيفة"، كما سيناقش في الأمثلة التالية.

البحث عن الواقع المضاد: مقارنات "مع وبدون"

لندرس حالة المستفيدين من بنك جرامين في بنغلاديش. يقدم بنك جرامين قرضًا للنساء الفقيرات لتحسين استهلاكهن الغذائي. ومع ذلك، تُظهر البيانات أن استهلاك الفرد بين المشاركين في البرنامج أقل من استهلاك غير المشاركين قبل تدخل البرنامج. هل تعتبر هذه الحالة فشلًا لبنك جرامين؟ ليس بالضرورة. استهدف بنك جرامين الأسر الفقيرة لأن نصيب الفرد من استهلاكها الغذائي كان أقل في البداية، لذا فإن الحكم على تأثير البرنامج من خلال مقارنة استهلاك الغذاء للمشاركين في البرنامج

الشكل ٢-٢ التقييم باستخدام مقارنة "مع وبدون"



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

مع غير المشاركين يعد أمرًا غير صحيح. ما نحتاج إلى مقارنته هو ما كان سيحدث لاستهلاك الغذاء للنساء المشاركات لو لم يكن البرنامج موجودًا. لذا، هناك حاجة إلى مجموعة مقارنة مناسبة تكون الأقرب إلى الواقع المضاد للمستفيدين من البرنامج.

يقدم الشكل ٢-٢ توضيحًا لذلك. نفترض أن دخل المشاركين في بنك جرامين بعد تدخل البرنامج هو Y_4 ودخل غير المشاركين أو مجموعة الأسر المنتمية إلى المجموعة الضابطة على أنه Y_3. تقيس مقارنة المجموعة "مع أو بدون" تأثير البرنامج من خلال الصيغة $Y_4 - Y_3$. هل يقدم المقياس تقديرًا صحيحًا لتأثير البرنامج؟ دُون معرفة سبب مشاركة بعض الأسر وعدم مشاركة البعض الآخر عندما أتاح برنامج بنك جرامين برنامج القرض الخاص به في القرية، قد تكون هذه المقارنة خادعة. بدون هذه المعلومات، لا يعرف المرء ما إذا كان Y_3 هو حصيلة الواقع المضاد الصحيحة لتقدير تأثير البرنامج. على سبيل المثال، يختلف الدخل بين المجموعة المُعالجة (المشاركين) والمجموعة الضابطة قبل البرنامج؛ قد يكون هذا الاختلاف نتيجة الاختلافات الأساسية التي يمكن أن تجعل المقارنة بين المجموعتين متحيزة. إذا عرف المرء حصائل الواقع المضادّ (Y_0 Y_2)، فسيكون التقدير الحقيقي لتأثير البرنامج هو $Y_4 - Y_2$، كما يشير الشكل ٢-٢، وليس $Y_4 - Y_3$. في هذا المثال، ينتج عن الواقع المضادّ المزيف تقدير أقل وهو ما يعني تقليل من شأن تأثير البرنامج. ومع ذلك، لاحِظ أنه بناءً على حالات ما قبل التدخل للمجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة، يمكن أن تؤدي المقارنة المزيفة إما إلى التقليل من شأن تأثير البرنامج أو المبالغة فيه.

البحث عن الواقع المضاد: مقارنات "قبل وبعد"

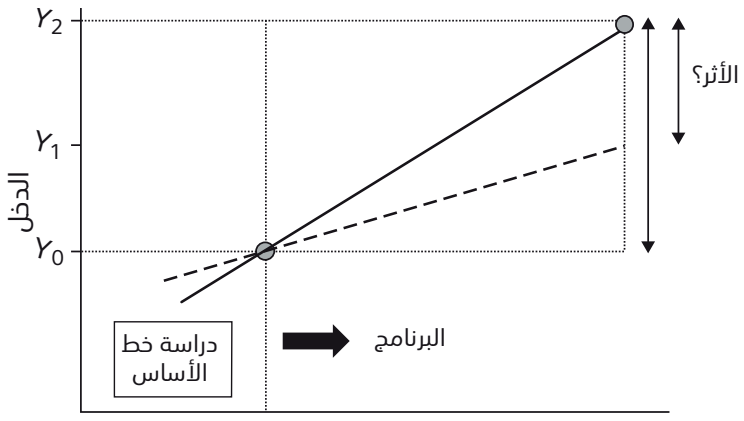
يمكن أن يكون الواقع المضادّ المزيف الآخر هو المقارنة بين حصائل المشاركين قبل البرنامج وبعده. يمكن أن نقارن بين الحصائل اللاحقة للمستفيدين والبيانات المتعلقة بحصائلهم قبل التدخل، إما ببيانات

مسح قابلة للمقارنة قبل تقديم البرنامج أو، في حالة عدم وجود تصميم تقييم مناسب، مع البيانات التي تم جمعها لاحقًا. كما هو مبين في الشكل ٢-٣، يمكن أن نلاحظ نقطتين للمستفيدين من التدخل: الدخل قبل التدخل (Y_0) والدخل ما بعد التدخل (Y_2). وبناءً على ذلك، يمكن تقدير تأثير البرنامج على أنه ($Y_2 - Y_0$). تشير المؤلفات إلى هذه المقاربة على أنها *الطريقة الأحادية* لقياس الأثر، حيث تؤدي الحصائل التي سجلها المشاركون قبل التدخل دور حصائل مقارنة أو ضابطة. هل تقدم هذه الطريقة تقديرًا واقعيًا لتأثير البرنامج؟ على الأرجح، لا. من المؤكد أن السلسلة الزمنية تجعل الوصول إلى خلاصات أفضل أسهل، غير أنها لا تقدم نتائج قاطعة بأي حال من الأحوال حول أثر البرنامج. بالنظر إلى الشكل ٢-٣، يمكن أن نلاحظ، على سبيل المثال، أن الأثر قد يكون ($Y_2 - Y_1$). في الواقع، لن يترتب عن استعمال طريقة الفرْق أو الاختلاف البسيطة هذه تقديرًا دقيقًا نظرًا لأنه قد تتغير العديد من العوامل الأخرى (خارج البرنامج) خلال هذه الفترة. ويعني عدم التحكم في تلك العوامل الأخرى أن المرء سيُعزي عن طريق الخطأ الحصيلة التي سجلها المشارك في حالة عدم وجود البرنامج إلى Y_0، بالرغم من أن Y_1 قد يكون السبب. على سبيل المثال، قد يحصل المشاركون في برنامج تدريبي على فرص عمل محسنة بعد البرنامج. وعلى الرغم من أن هذا التحسن قد يكون بسبب البرنامج، إلا أنه قد يكون أيضًا بسبب تعافي الاقتصاد من أزمة سابقة ونمو فرص التوظيف مرة أخرى. وما لم يتم إجراء المقارنات الأحادية بعناية، لا يمكنها التمييز بين تأثيرات البرنامج والتأثيرات الخارجية الأخرى؛ ما يقلل من موثوقية النتائج.

وقد تكون المقارنات الأحادية مفيدة في تقييم التدخلات التي تقدم تغطية كاملة مثل السياسات والبرامج الوطنية التي يشارك فيها السكان بالكامل ولا يوجد مجال لمجموعة ضابطة. حتى عندما لا يكون البرنامج بعيد المدى، إذا تم متابعة حصائل المشاركين على مدى عدة سنوات، فيمكن اختبار التغييرات الهيكلية في الحصائل (رافاليون ٢٠٠٨).

ومن ثمّ، ففي هذا السياق، سيصبح إجراء دراسة واسعة لبيانات خط الأساس تغطي العديد من خصائص مرحلة ما قبل البرنامج للأسر مفيدًا للغاية بحيث يمكن للمرء التحكم في أي عدد من

الشكل ٢-٣ التقييم باستخدام مقارنة "قبل وبعد"



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

العوامل الأخرى التي قد تتغير بمرور الوقت. وستكون هناك حاجة أيضًا إلى بيانات تفصيلية حول المشاركة في البرامج الحالية قبل تنفيذ التدخل. تناقش الفصول التالية العديد من الأمثلة لمقارنات "قبل وبعد"، بالاعتماد على المقاربة الأحادية أو مقاربة "مع وبدون ".

النظرية الأساسية لتقييم الأثر: مشكلة تحيّز الاختيار

يُعتبر تقييم الأثر في الأساس من مشكلات فقدان البيانات، إذ لا يمكن للمرء أن يلاحظ الحصائل على المشاركين في البرنامج لولا أنهم كانوا من المستفيدين. بدون معلومات عن الواقع المضاد، يصبح البديل الأفضل التالي مقارنة الحصائل على الأفراد أو الأسر المعالجة مع تلك الخاصة بمجموعة المقارنة التي لم تتلقى معالجة. عند إجراء ذلك، نحاول اختيار مجموعة مقارنة تشبه المجموعة المعالجة إلى حد كبير، بحيث تكون لدى أولئك الذين تلقوا المعالجة حصائل مماثلة لتلك الموجودة في مجموعة المقارنة في غياب المعالجة.

تعتمد تقييمات الأثر الناجحة على العثور على مجموعة مقارنة جيدة. هناك مقاربتان واسعتان يلجأ إليهما الباحثون لتقليد الواقع المضادّ للمجموعة المعالجة: (أ) إنشاء مجموعة مقارنة من خلال تصميم إحصائي، أو (ب) تعديل استراتيجية الاستهداف للبرنامج نفسه للقضاء على الاختلافات التي كانت ستوجد بين المجموعتين المعالجة وغير المعالجة قبل مقارنة الحصائل بين المجموعتين.

تُقدِّم المعادلة ٢-١ مشكلة التقييم الأساسية التي تقارن الحصائل Y لدى الأفراد المعالجين وغير المعالجين i:

$$Y_i = \alpha X_i + \beta T_i + \varepsilon_i. \qquad (٢-١)$$

هنا، يعبِّر T عن متغير صوري ويساوي ١ لأولئك الذين يشاركون وصفر لغير المشاركين. وX عبارة عن مجموعة من الخصائص الأخرى الملحوظة للفرد وربما لأسرته والبيئة المحيطة به. وأخيرًا، ε هو حد الخطأ الذي يعكس الخصائص غير الملحوظة التي تؤثر أيضًا في Y. وتعكس المعادلة ٢-١ مقاربة شائعة الاستخدام في تقييمات الأثر، وهي قياس التأثير المباشر للبرنامج T على الحصائل Y. وقد تكون التأثيرات غير المباشرة للبرنامج (أي التأثيرات التي لا تتسم بصلة مباشرة بالمشاركة) ذات أهمية، مثل التغيرات في الأسعار ضمن مجالات البرنامج. تمت مناقشة تأثيرات البرنامج غير المباشرة على نطاق واسع في الفصل ٩.

تكمن مشكلة تقدير المعادلة ٢-١ في أن تخصيص المعالجة لا يكون عشوائيًا في كثير من الأحيان نتيجة للعوامل التالية: (أ) التنسيب العَمْدي في البرنامج، (ب) والاختيار الذاتي لدخول البرنامج. أي، يتم وضع البرامج وفقًا لاحتياجات المجتمعات والأفراد، الذين يختارون بدورهم تصميم وتنفيذ برنامج معين. ويمكن أن يعتمد الاختيار الذاتي على الخصائص المرصودة (انظر الفصل ٤)، أو العوامل غير المرصودة، أو كليهما. في حالة العوامل غير المرصودة، سيحتوي حد الخطأ في معادلة التقدير على متغيرات مرتبطة أيضًا بالمتغير الصوري للمعالجة T . ولا يمكن للمرء قياس - ومن ثمّ حساب - هذه الخصائص غير المرصودة في المعادلة ٢-١؛ ما يؤدي إلى *تحيز الاختيار غير المرصود*. أي أن $\text{cov}(T\ \varepsilon) \neq 0$, يشير إلى انتهاك أحد الافتراضات الرئيسية للمربعات الصغرى العادية في الحصول على تقديرات غير متحيزة: استقلالية عوامل الانحدار عن حد الاضطراب ε. يسبّب الترابط بين T وε بصورة طبيعية تحيزًا للتقديرات الأخرى في المعادلة، بما في ذلك تقدير تأثير البرنامج β.

ويمكن أيضًا تمثيل هذه المشكلة في إطار مفاهيمي أدق. لنفترض أن أحد الأشخاص يقيّم برنامجًا لمكافحة الفقر، مثل التدخل الائتماني، الذي يهدف إلى زيادة دخل الأسرة. لنفترض أن Y_i تمثل نصيب الفرد من دخل الأسرة i. بالنسبة للمشاركين، $T_i = 1$، ويتم تمثيل قيمة Y_i عند الخضوع للمعالجة بـ $Y_i(1)$. أما بالنسبة لغير المشاركين، $T_i = 0$ ويمكن تمثيل Y_i بـ $Y_i(0)$. إذا تم استخدام $Y_i(0)$ بين الأسر غير المشاركة كحصيلة مقارنة الحصيلة التي سجلها المشاركون $Y_i(1)$، فيمكن تمثيل متوسط تأثير البرنامج على النحو التالي:

$$D = E(Y_i(1) \mid T_i = 1) - E(Y_i(0) \mid T_i = 0). \qquad (٢-٢)$$

تكمن المشكلة في أن المجموعات المعالجة وغير المعالجة قد لا تكون متماثلة قبل التدخل، وبالتالي لا يرجع الاختلاف المتوقع بين هذه المجموعات بشكل كامل إلى تدخل البرنامج. إذا جمعنا، في المعادلة ٢-٢، وطرحنا الحصيلة التي من المتوقع أن يسجلها غير المشاركين بافتراض مشاركتهم في البرنامج— $E(Y_i(0) / T_i = 1)$، أو استخدمنا طريقة أخرى لتحديد الواقع المضاد، فسنحصل على:

$$\begin{aligned} D = {} & E(Y_i(1) \mid T_i = 1) - E(Y_i(0) \mid T_i = 0) \\ & + [E(Y_i(0) \mid T_i = 1) - E(Y_i(0) \mid T_i = 1)]. \end{aligned} \qquad (٣-٢)$$

$$\Rightarrow D = ATE + [E(Y_i(0) \mid T_i = 1) - E(Y_i(0) \mid T_i = 0)]. \qquad (٤-٢)$$

$$\Rightarrow D = ATE + B. \qquad (٥-٢)$$

في هذه المعادلات، يمثل ATE متوسط تأثير المعالجة $[E(Y_i(1) \mid T_i = 1) - E(Y_i(0) \mid T_i = 1)]$، أي متوسط المكاسب المتحققة في الحصائل التي سجلها المشاركين مقارنة بغير المشاركين، كما لو تمت أيضًا معالجة الأسر غير المشاركة. يتوافق *متوسط تأثير المعالجة (ATE)* مع الموقف الذي يتم فيه تعيين أسرة تم اختيارها عشوائيًا من السكان للمشاركة في البرنامج، وبالتالي تحظى الأسر المشاركة وغير المشاركة باحتمالية متساوية لتلقي المعالجة T.

الحد B، $[E(Y_i(0) \mid T_i = 1) - E(Y_i(0) \mid T_i = 0)]$ هو مدى تحيز الاختيار الذي يظهر في استخدام D كتقدير *لمتوسط تأثير المعالجة*. نظرًا لأننا لا نعرف قيمة $E(Y_i(0) \mid T_i = 1)$، فلا يمكن حساب حجم تحيز الاختيار. ونتيجة لذلك، إذا كان المرء لا يعرف إلى أي مدى يشكل تحيز الاختيار D، فقد لا يعرف أبدًا الفرق الدقيق في الحصائل بين المجموعة المعالجة والمجموعة الضابطة.

يتمثل الهدف الأساسي لتقدير الأثر السليم في العثور على طرق للتخلص من تحيز الاختيار $(B = 0)$ أو العثور على طرق لتفسير ذلك. المقاربات المتبعة نذكر التعيين العشوائي في البرنامج، الذي تمت مناقشته في الفصل ٣. وقد احتج البعض أيضًا بأن تحيز الاختيار سيختفي إذا تمكنا من افتراض استقلالية ما إذا كانت الأسر أو الأفراد ستتلقى المعالجة (المشروط بمجموعة من المتغيرات المشتركة، X) عن الحصائل التي تحققت لديهم. يُطلق على هذا الافتراض *افتراض عدم الخلط*، ويشار إليه أيضًا باسم *افتراض الاستقلال الشرطي* (راجع ليشنر ١٩٩٩؛ روزنباوم وروبن ١٩٨٣):

$$(Yi(1), Yi(0)) \perp Ti \mid Xi. \qquad (٦-٢)$$

يمكننا أيضًا أن نضع افتراضًا أضعف *للشرط الخارجي النشأة للتنسيب في البرنامج*. ستُناقش هذه المقاربات والافتراضات المختلفة في الفصول التالية. تعتمد صحة تقديرات التأثير على مدى إمكانية تبرير الافتراضات بناءً على قابلية المقارنة بين المجموعات المشاركة ومجموعات المقارنة، فضلًا عن الاستهداف خارجي النشأة للبرنامج بمختلف المناطق المعالجة وغير المعالجة. ومع ذلك، بدون أي مقاربة أو افتراضات، لن يستطيع المرء تقدير مدى التحيز B.

مقاربات التقييم المختلفة للتقييم اللاحق للأثر

كما نوقش في الفصول التالية، يمكن استخدام عدد من الطرق المختلفة في نظرية تقييم الأثر لمعالجة المسألة الأساسية وهي الواقع المضاد المفقود. تحمل كل من هذه الطرق افتراضاتها الخاصة حول طبيعة تحيز الاختيار المحتمل في استهداف البرنامج والمشاركة، وتشكّل الافتراضات أهمية بالغة لتطوير النموذج المناسب لتحديد آثار البرنامج. وتتضمن هذه الطرق، والتي ستتم مناقشة كل منها بالتفصيل خلال الفصول التالية،

١. التقييمات العشوائية
٢. طرق المطابقة، وتحديدًا مطابقة درجة الميل (PSM)
٣. طرق الاختلاف في الاختلافات (DD)
٤. طرق المتغير المساعد (IV)
٥. طرق تصميم انقطاع الانحدار (RD) والطرق المتوالية
٦. الآثار التوزيعية
٧. مقاربات النمذجة الهيكلية وغيرها

تختلف هذه الطرق حسب افتراضاتها الأساسية فيما يتعلق بكيفية حل تحيز الاختيار عند تقدير تأثير معالجة البرنامج. تتضمن التقييمات العشوائية مبادرة مخصصة عشوائيًا عبر عينة من الأشخاص (من المجتمعات أو الأفراد، على سبيل المثال)؛ ويتم بعد ذلك تتبع التقدم المحرز فيما يخص الأشخاص المنتمين إلى مجموعة المعالجة والأشخاص المنتمين إلى المجموعة الضابطة، التي تُظهر خصائص ما قبل البرنامج المتشابهة، بمرور الوقت. وتتميز التجارب العشوائية بتجنب تحيز الاختيار على مستوى الاختيار العشوائي. وفي حالة عدم وجود تجربة، تقارن طرق مطابقة درجة الميل تأثيرات المعالجة بين الوحدات المشاركة والوحدات المتطابقة غير المشاركة، مع المطابقة التي أجريت على مجموعة من الخصائص المرصودة. ولذلك، تفترض طرق مطابقة درجة الميل أن تحيز الاختيار لا يعتمد إلا على الخصائص المرصودة، ولا يمكن أن تفسر العوامل غير المرصودة التي تؤثر في المشاركة.

وتفترض طرق الاختلاف في الاختلافات أن الاختيار غير المرصود موجود بالفعل، وأنه لا يتغير مع تغير الوقت إلى الزمن - يُحدَّد تأثير المعالجة بحساب الفرق في الحصائل بين والوحدات الضابطة ووحدات المقارنة قبل تدّخل البرنامج وبعده. ويمكن استخدام طرق الاختلاف في الاختلافات في كل من الإعدادات التجريبية وغير التجريبية. ويمكن استخدام نماذج المتغير المساعد مع البيانات المقطعية أو البيانات الطولية المُجمعة، وفي الحالة الأخيرة، تسمح بتغيّر تحيز الاختيار للخصائص غير المرصودة مع مرور الوقت. وفي نماذج المتغير المساعد، يتم تصحيح تحيز الاختيار للخصائص غير المرصودة من خلال الوصول إلى متغير (أو أداة) يرتبط بالمشاركة غير أنه لا يرتبط بخصائص غير مرصودة تؤثر في الحصيلة؛ وتستخدم هذه الأداة للتنبؤ بالمشاركة. إن طرق انقطاع الانحدار والطرق المتوالية هي امتداد لطرق المتغير المساعد المتنوعة والطرق التجريبية؛ وتستفيد من قواعد البرنامج الخارجية (مثل متطلبات الأهلية) لمقارنة المشاركين وغير المشاركين في الجوار القريب من نقطة انقطاع الأهلية. تنشئ الطرق المتوالية تحديدًا مجموعة مقارنة من الخاضعين للتقييم المؤهلين للبرنامج ولكنهم لم يستفيدوا منه بعد.

أخيرًا، يتناول هذا الكتاب أيضًا طرقًا لدراسة الآثار التوزيعية للبرامج، بالإضافة إلى مقاربات النمذجة التي يمكن أن تسلط الضوء على الآليات (مثل قوى السوق الوسيطة) التي يكون للبرامج أثر من خلالها. تغطي هذه المقاربات مزيجًا من الطرق الكمية المختلفة التي تمت مناقشتها في الفصول من ٣ إلى ٧، بالإضافة إلى الطرق السابقة واللاحقة.

يستمد الدليل أيضًا أمثلة وتمارين من البيانات المتعلقة بالمشاركة في التمويل متناهي الصغر في بنغلاديش على مدى الفترتين (١٩٩١/١٩٩٢ و١٩٩٨/١٩٩٩) لتوضيح كيفية إجراء التقييمات اللاحقة للأثر.

نظرة عامة: تصميم وتنفيذ تقييمات الأثر

باختصار، ينبغي اتخاذ عدة خطوات للتأكد من أن تقييمات الأثر فعالة وتستخلص تعقيبات مفيدة. وأثناء تحديد المشروع وإعداده، على سبيل المثال، يجب تحديد أهمية وأهداف التقييم بوضوح. وتشمل الاهتمامات الإضافية طبيعة وتوقيت التقييمات. ولعزل تأثير البرنامج على الحصائل، بغض النظر عن العوامل الأخرى، ينبغي للمرء أن يخصص الوقت ويضع هياكل تقييمات الأثر مسبقًا لمساعدة مسؤولي البرنامج على تقدير وتحديث الاستهداف، بالإضافة إلى المبادئ التوجيهية الأخرى للتنفيذ، خلال مسار التدخل.

يشكّل توافر البيانات وجودتها جزءًا لا يتجزأ من تقدير تأثيرات البرنامج؛ وستعتمد متطلبات البيانات على ما إذا كان المقيِّمون يطبقون مقاربة كميّة أو كيفيّة — أم كليهما — وما إذا كان إطار العمل سابقًا أم لاحقًا أم كليهما. إذا تم جمع بيانات جديدة، فلا بد من معالجة عدد من المخاوف الإضافية، بما في ذلك التوقيت وتصميم العينة واختيارها واختيار أدوات المسح المناسبة. وأيضًا، سيتعين إجراء المسوحات التجريبية في الميدان بحيث يمكن مراجعة أسئلة المقابلات وتنقيحها. يمكن أن يساعد جمع البيانات حول الخصائص الاجتماعية والاقتصادية ذات الصلة على مستوى المستفيدين والمجتمع المحلي أيضًا في اكتساب فهم أفضل لسلوك المجيبين في بيئاتهم الاقتصادية والاجتماعية. يقترح رافاليون (رافاليون ٢٠٠٣) أيضًا عددًا من الإرشادات لتحسين جمع البيانات خلال إجراء المسوحات. تتضمن هذه الإرشادات فهم الأوجه المختلفة والحقائق النمطية للبرنامج وللبيئات الاقتصادية للمشاركين وغير المشاركين بهدف تحسين تصميم أخذ العينات وتوضيح وحدات المسح لاستنباط معلومات إضافية (حول طبيعة المشاركة أو استهداف البرنامج، على سبيل المثال) لفهم ومعالجة تحيز الاختيار فيما بعد.

ومن الضروري أيضًا تعيين وتدريب العاملين الميدانيين، فضلاً عن تنفيذ مقاربة متسقة لإدارة البيانات وإتاحة الوصول إليها. أثناء تنفيذ المشروع، من منظور إداري، لا بد من تشكيل فريق التقييم بعناية ليشمل ما يكفي من أصحاب الخبرات الفنية والإدارية لضمان تقديم التقارير الدقيقة عن البيانات والنتائج، فضلاً عن الشفافية في التنفيذ بحيث يمكن تفسير البيانات بدقة. يعد جمع البيانات المستمر أمرًا مهمًا ليظل مسؤولي البرنامج على اطلاع دائم بتقدم البرنامج وأي معلمات للبرنامج تحتاج إلى تعديل مع الظروف أو الاتجاهات المتغيرة المصاحبة للمبادرة على سبيل المثال. لا بد من تحليل البيانات بعناية وتقديمها إلى صانعي السياسات وغيرهم من الأطراف المعنيّة الرئيسية في البرنامج للسماح بتقديم التعقيبات القيمة المحتملة. يمكن أن تساعد هذه المدخلات، بالإضافة إلى الاستنتاجات المستخلصة من التقييم نفسه، في توجيه تصميم السياسة المستقبلية أيضًا.

الأسئلة

١. يتمثل الغرض من تقييم الأثر (IE) في
   أ. تحديد ما إذا كان المشروع يفيد المستفيدين المنشودين، وإذا كان الأمر كذلك، فما مقدار هذه الفائدة.
   ب. مساعدة صانعي السياسات في تحديد ما إذا كان المشروع يستحق الدعم أم لا.
   ج. تحديد تخصيص الموارد في مراحل المشروع المختلفة.
   (أ) جميع ما سبق
   (ب) "أ" و"ب"
   (ج) "أ" و"ج"
   (د) "أ" فقط

٢. في دورة مشروع المتابعة والتقييم، ما المرحلة (المراحل) التي يغطيها تقييم الأثر؟
   أ. المدخلات
   ب. المخرجات
   ج. الحصائل
   د. الأثر.
   (أ) جميع ما سبق
   (ب) "أ" و"ب"
   (ج) "أ" و"ب" و"ج"
   (د) "ج" و"د"

٣. أي من العبارات التالية صحيح بشأن تقييم الأثر اللاحق؟

أ. يتم تنفيذ التقييم اللاحق للأثر قبل بضعة أشهر من بدء تشغيل المشروع.

ب. لا يمكن إجراء التقييم اللاحق للأثر باستخدام البيانات الطولية المُجمعة.

ج. يعد التقييم اللاحق للأثر أكثر شيوعًا من التقييم السابق.

(أ) جميع ما سبق

(ب) "أ" و"ب"

(ج) "ب" و"ج"

(د) "ج" فقط

٤. أي من العبارات التالية صحيح بشأن الواقع المضاد؟

أ. يتألف *الواقع المضادّ* من موقف افتراضي يوضح ما كان سيحدث للمشاركين لو لم يشاركوا في برنامج ما.

ب. يعتبر الاهتمام بالواقع المضادّ سبيلاً أساسيًا لتقييم الأثر.

ج. تتعامل منهجيات تقييم الأثر المختلفة مع الواقع المضاد بشكل مختلف.

(أ) جميع ما سبق

(ب) "أ" و"ب"

(ج) "ب" و"ج"

(د) "ج" فقط

٥. أي من العبارات التالية صحيح بشأن تصميم التقييم اللاحق؟

أ. يشكّل المُقيِّمون جزءًا من إدارة البرنامج.

ب. يتم إشراك المُقيمين في مرحلة مبكرة.

ج. التصميم السابق لتقييم البرنامج أفضل من التصميم اللاحق لتقييم البرنامج.

(أ) جميع ما سبق

(ب) "أ" و"ب" فقط

(ج) "ب" و"ج" فقط

(د) "ج" فقط

٦. ما منهجية تقييم الأثر التي تفترض عادةً أن الاختلافات في الحصائل بين المشاركين وغير المشاركين تنبع من الاختلافات في قرار المشاركة؟

أ. الاختلاف في الاختلافات (DD)

ب. مطابقة درجة الميل (PSM)

ج. الاختيار العشوائي

د. المتغير المساعد

المراجع

Banerjee, Sudeshna, Avjeet Singh, and Hussain Samad. 2009. "Developing Monitoring and Evaluation Frameworks for Rural Electrification Projects: A Case Study from Nepal." Draft, World Bank, Washington, DC.

Bourguignon, François, and Francisco H. G. Ferreira. 2003. "Ex Ante Evaluation of Policy Reforms Using Behavioral Models." In *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribu- tion: Evaluation Techniques and Tools*, ed. François Bourguignon and Luiz A. Pereira da Silva, 123–41. Washington, DC: World Bank and Oxford University Press.

Heckman, James J., and Edward Vytlacil. 2005. "Structural Equations, Treatment Effects, and Econo- metric Policy Evaluation." *Econometrica* 73 (3): 669–738.

Kusek, Jody Zall, and Ray C. Rist. 2004. A *Handbook for Development Practitioners: Ten Steps to a Results-Based Monitoring and Evaluation System*. Washington, DC: World Bank.

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): 74–790

Paxson, Christina, and 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, and 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: World Bank and Oxford University Press.

———. 2008."Evaluating Anti-Poverty Programs." In *Handbook of Development Economics*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.

Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Obser- vational 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, World Bank, Washington, DC.

Todd, Petra, and Kenneth Wolpin. 2006. "Ex Ante Evaluation of Social Programs." PIER Working Paper 06-122, Penn Institute for Economic Research, University of Pennsylvania, Philadelphia.

٣. الاختيار العشوائي

الملخص

يعد تخصيص برنامج أو تدخل عشوائيًا لعينة تُعدُّ مصدرًا لاستخلاص الملاحظات أحد الحلول لتجنب تحيز الاختيار، شريطة أن تُدرس آثار البرنامج على مستوى الاختيار العشوائي. يشكل الاختيار الدقيق للمناطق الضابطة (أو الواقع المضاد) أهمية أيضًا في ضمان إمكانية المقارنة بالمناطق المشاركة وفي النهاية حساب تأثير المعالجة (أو الاختلاف في الحصائل) بين المجموعتين. يمكن تمييز تأثير المعالجة على أنه *متوسط تأثير المعالجة* (ATE) بين المشاركين والوحدات الضابطة، أو *تأثير المعالجة على المعالَج* (TOT)، وهو مقياس أضيق نطاقًا يقارن بين المشاركين والوحدات الضابطة، شريطة أن يكون المشاركون في منطقة معالَجة.

يمكن إجراء الاختيار العشوائي بشكل عشوائي بحت (حيث يكون للوحدات المعالجة والوحدات الضابطة الحصيلة المتوقعة نفسها في غياب البرنامج)؛ تتطلب هذه الطريقة ضمان كل من الصلاحية الخارجية والداخلية لتصميم الاستهداف. غير أنه في واقع الأمر، عمل الباحثون في إعدادات عشوائية جزئيًا، حيث يتم اختيار العينة المعالجة والعينة الضابطة بشكل عشوائي، بشرط توافر بعض الخصائص التي يمكن رصدها (على سبيل المثال، ملكية الأراضي أو الدخل). إذا تم تطبيق هذه البرامج وفقًا لشروط خارجية المنشأ تعتمد على هذه الخصائص المرصودة، فيمكن حينها الخروج بتقدير غير متحيز لمدى تأثير البرنامج.

على الرغم من وضوح المقاربة العشوائية، لا يزال هناك عدد من العوامل التي يتعين معالجتها أثناء الممارسة العملية. وتشمل هذه العوامل حل القضايا الأخلاقية فيما يتعلق باستبعاد المناطق التي تشترك في خصائص مماثلة مع العينة المستهدفة، مع مراعاة التداعيات على المناطق غير المستهدفة، وكذلك الاستنزاف الاختياري، وضمان عدم التجانس في المشاركة والحصائل النهائية، حتى ولو كان البرنامج خاضعًا للاختيار العشوائي.

أهداف التعلُّم

بعد إكمال هذا الفصل، سيتمكن القارئ من مناقشة ما يلي:

- كيفية بناء الواقع المضادّ المناسب
- كيفية تصميم تجربة عشوائية تشمل الصلاحية الخارجية والداخلية
- كيفية التمييز بين متوسط تأثير المعالجة (ETA) وتأثير المعالجة على المعالَج (TOT)
- كيفية معالجة القضايا العملية في تقييم التدخلات العشوائية، بما في ذلك حساب التداعيات والاستنزاف الانتقائي، والقضايا الأخلاقية، وعدم التجانس الانتقائي في آثار البرنامج بين العينة المعالجة

تحديد الواقع المضادّ

على النحو الموضح في الفصل ٢، فإن التوصل إلى واقع مضاد مناسب للمعالجة يمثل التحدي الرئيسي لتقييم الأثر. يشير الواقع المضاد إلى ما كان سيحدث للمشاركين في البرنامج لو لم يشاركوا. غير أنه لا يمكن ملاحظة الشخص نفسه في حالتين مختلفتين، وهو أن تتم معالجته وعدم معالجته في الوقت نفسه.

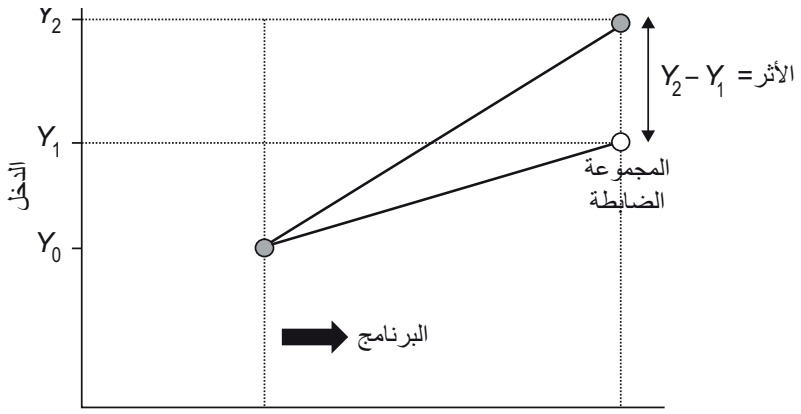
ومن ثمّ، تتمثل المعضلة الرئيسية في كيفية صياغة الباحثين لحالات الواقع المضادّ في العالم في الممارسة العملية. في بعض التخصصات، مثل العلوم الطبية، تُستخلص أدلة حول الوقائع المضادة من خلال التجارب العشوائية، والتي تضمن أن تصوّر الحصائل في المجموعة الضابطة الواقع المضاد لمجموعة المعالجة.

يوضح الشكل ٣-١ التمثيل البياني لحالة الاختيار العشوائي. فكّر في التوزيع العشوائي لمجموعتين "متشابهتين" من الأسر أو الأفراد، تخضع مجموعة واحدة منهما للمعالجة بينما لا تخضع المجموعة الأخرى للمعالجة. والمقصود بكونهما متشابهتان أو "مكافئتان" هو أنه لوحظ أن كلا المجموعتين قبل تدخل المشروع تتمتعان بمستوى الدخل نفس (ويُمثلان في هذه الحالة بالرمز Y_0). بعد إجراء المعالجة، وجد أن الدخل المرصود للمجموعة المعالجة أصبح Y_2 بينما أصبح مستوى الدخل للمجموعة الضابطة Y_1. ومن ثمّ، يمكن وصف تأثير تدخل البرنامج بالتعبير ($Y_2 - Y_1$)، كما هو مبين في الشكل ٣-١. وكما نوقش في الفصل ٢، يجب توخي الحذر الشديد عند اختيار المجموعة الضابطة لضمان إمكانية المقارنة.

التصميم الإحصائي للاختيار العشوائي

من الناحية العملية، قد يكون من الصعب للغاية التأكد من أن المجموعة الضابطة تشبه إلى حد كبير المجموعات في المناطق حيث يتم تنفيذ المشروع، وأن تأثيرات المعالجة التي لوحظت على العينة قابلة للتعميم، وأن التأثيرات نفسها كانت نتيجة للبرنامج نفسه فحسب.

الشكل ٣-١ التجربة المثالية مع توفير مجموعة ضابطة مكافئة



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

واقترح علماء الإحصاء مقاربة عشوائية من مرحلتين تحدد هذه الأولويات. في المرحلة الأولى، تُختار عينة من المشاركين المحتملين بشكل عشوائي من السكان الملائمين. يجب أن تكون هذه العينة ممثلة للسكان، ولا تتجاوز حد خطأ معين في أخذ العينات. تضمن هذه المرحلة *الصلاحية الخارجية* للتجربة. في المرحلة الثانية، يُسند الأفراد في هذه العينة بشكل عشوائي إلى مجموعات المعالجة والمقارنة، ما يضمن *الصلاحية الداخلية* بأن تُعزى التغييرات اللاحقة في الحصائل التي خضعت للقياس إلى البرنامج بدلاً من عوامل أخرى. وستُناقش شروط ضمان الصلاحية الخارجية والداخلية للتصميم العشوائي لاحقًا.

حساب تأثيرات المعالجة

يمكن أن يصحح الاختيار العشوائي تحيز الاختيار *B*، الذي تمت مناقشته في الفصل ٢، عن طريق التعيين العشوائي للأفراد أو المجموعات في المجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة. بالعودة إلى الإعداد في الفصل ٢، فكّر في المشكلة الكلاسيكية لقياس تأثيرات المعالجة (انظر إمبينز وأنجريست ١٩٩٤): افترض أن المعالجة T_i تساوي ١ إذا تمت معالجة الشخص i و0 إذا لم تتم معالجته. وافترض أن $Y_i(1)$ تمثل الحصيلة عند إجراء المعالجة و$Y_i(0)$ إذا لم يكن هناك معالجة.

لاحظ Y_i و T_i، حيث $Yi = [T_i \cdot Y_i(1) + (1 - T_i) \cdot Y_i(0)]$.[1] تحديدًا، فإن تأثير المعالجة للوحدة i يساوي $Y_i(1) - Y_i(0)$، ومتوسط تأثير المعالجة يساوي $ATE = E[Y_i(1) - Y_i(0)]$، أو الفرق في الحصائل، الناتجة عن انضمام شخص أو وحدة i تم اختيارها عشوائيًا من السكان إلى مشروع، مقارنة بالمنطقة الضابطة. تفترض هذه الصيغة، على سبيل المثال، أن كل فرد في المجتمع لديه فرصة متساوية في الاستهداف.

غير أنه بوجه عام، يتم فقط ملاحظة $E[Y_i(1)|T_i = 1]$، متوسط حصائل المعالجة للمعالَج، شريطة أن يكون في منطقة معالجة و$E[Y_i(0)|T_i = 0]$، متوسط حصائل غير المعالَج، شريطة ألا يكون في المنطقة المعالَجة. مع عمليتي الاستهداف غير العشوائي والمتابعة لعينة فرعية فقط من السكان، فإن $E[Y(1)]$ لا يساوي بالضرورة $E[Y_i(1)|T_i = 1]$، و$E[Y_i(0)]$ لا يساوي بالضرورة $E[Y_i(0)|T_i = 0]$.

لذلك، عادة ما تتم ملاحظة تأثيرات المعالجة البديلة من خلال تأثير المعالجة على المعالَج (TOT): $TOT = E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1]$، أو الفرق في حصائل تلقي خدمات البرنامج من قِبَلِ شخص (أو مجموعة) i تم سحبه عشوائيًا من العينة المعالَجة، مقارنةً بمن ينتمي إلى منطقة ضابطة. أي أن تأثير المعالجة على المعالَج (TOT) يعكس متوسط الفوائد التي جناها المشاركين، بشرط تلقي هؤلاء المشاركين لخدمات البرنامج. افترض أن المنطقة موضع الاهتمام هي $E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1]$. إذا كان T_i غير عشوائي، فإن الفرق البسيط بين المنطقة المعالجة والمنطقة الضابطة، $D = E[Y_i(1)|T_i = 1] - E[Y_i(0)|T_i = 0]$ (راجع الفصل ٢)، لن يكون متساويًا مع تأثير المعالجة على المعالَج (TOT). سيكون التفاوت بين تأثير المعالجة على المعالَج (TOT) وD هو $E[Y_i(0)|T_i = 1] - E[Y_i(0)|T_i = 0]$، الذي يساوي التحيز B في تقدير تأثير المعالجة (الفصل ٢):

$$TOT = E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1] \quad (٣-١)$$

$$= E[Y_i(1)|T_i = 1] - E[Y_i(0)|T_i = 1] \quad (٣-٢)$$

$$E[Y_i(0)|T_i=0] = E[Y_i(0)|T_i=1] \text{ إذا كانت } = D = E[Y_i(1)|T_i=1] - E[Y_i(0)|T_i=0] \quad (٣-٣)$$

$$B = 0 \text{ إذا كانت} \Rightarrow \text{TOT} = D \quad (٤-٣)$$

لا يمكن، من حيث المبدأ، رصد حصيلة الواقع المضاد $E\,[Y_i(0)\,|\,T_i = 1]$ في المعادلة ٣-٣ بشكل مباشر لفهم مدى التحيز. وعلى الرغم من ذلك، لا يزال هناك بعض الأفكار البديهية حولها. على سبيل المثال، يناقش دوفلو وجلينيرستر وكريمر (٢٠٠٨) هذه المشكلة في سياق برنامج يقدم الكتب الدراسية في المدارس. لنفترض أن أحد الأشخاص كان مهتمًا بتأثير هذا البرنامج على تعلم الطلاب، غير أن البرنامج لم يكن عشوائيًا لأن المدارس التي تلقت كتبًا كانت بالفعل تولي قيمة أعلى للتعليم. عندئذٍ ستحقق العينة المستهدفة بالفعل إنجازًا تعليميًا أعلى من المناطق الضابطة، وسيكون $E[Y_i(0)|T_i=1]$ أكبر من $E[Y_i(0)|T_i=0]$، بحيث إن $B > 0$ ويوجد تحيز صاعد في تأثير البرنامج. إذا كانت المجموعات مستهدفة بشكل عشوائي، فإن $E[Y_i(0)|T_i=1]$ و$E[Y_i(0)|T_i=0]$ متساويان، ولا يوجد تحيز اختيار في المشاركة ($B = 0$).

في محاولة لتوحيد المؤلفات حول تأثيرات المعالجة، يصف كل من هيكمان وفيتلاسيل (٢٠٠٥) أيضًا معلمة تسمى *تأثير المعالجة الهامشي* (MTE)، التي يمكن اشتقاق متوسط تأثير المعالجة وتأثير المعالجة على المعالَج منها. وقد تم تقديم تأثير المعالجة الهامشي في مؤلفات التقييم التي كتبها بيوركلوند وموفيت (١٩٨٧)، ويعبر تأثير المعالجة الهامشي عن متوسط التغيير في الحصائل Y_i للأفراد الذين يقعون عند هامش المشاركة في البرنامج، بالنظر إلى مجموعة من الخصائص المرصودة X_i والاشتراط بناء على مجموعة من الخصائص غير المرصودة U_i في معادلة المشاركة: $\text{MTE} = E(Y_i(1) - Y_i(0)|X_i = x, U_i = u)$. أي أن تأثير المعالجة الهامشي يساوي متوسط تأثير البرنامج للأفراد المحايدين فقط بين المشاركة وعدم المشاركة. يناقش الفصل ٦ تأثير المعالجة الهامشي ومزاياها بمزيد من التفصيل.

تأثير المعالجة مع الاختيار العشوائي البحت

يمكن تطبيق الاختيار العشوائي بطريقتين: الاختيار العشوائي البحت والاختيار العشوائي الجزئي.إذا تم إجراء المعالجة بشكل عشوائي تمامًا باتباع الإجراء ذي المرحلتين الموضحة سابقًا، فإن الأسر المعالجة وغير المعالجة ستحقق الحصيلة نفسها المتوقعة في غياب البرنامج. إذًا، [illegible] يساوي [illegible]. نظرًا لأن المعالجة ستكون عشوائية، وليس دالة لخصائص غير مرصودة (مثل الشخصية أو الأذواق الأخرى) تميز الأفراد، من غير المتوقع أن تكون الحصائل متنوعة للمجموعتين في حالة عدم وجود التدخل. وبالتالي، يصبح تحيز الاختيار صفرًا في حالة الاختيار العشوائي.

فكّر في حالة الاختيار العشوائي البحت، حيث تُسحب عينة من الأفراد أو الأسر بشكل عشوائي من السكان موضع الاهتمام. ثم تُقسّم العينة التجريبية بشكل عشوائي إلى مجموعتين: (أ) مجموعة المعالجة التي تتعرض لتدخل البرنامج، (ب) والمجموعة الضابطة التي لا تتلقى البرنامج. من حيث الانحدار، يمكن التعبير عن هذا التمرين في الصيغة التالية:

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \varepsilon_i, \quad (٥-٣)$$

حيث T_i هو المتغير الصوري للمعالجة الذي يساوي ١ إذا تم معالجة الوحدة i عشوائيًا وصفر في خلاف ذلك. على النحو الوارد أعلاه، يتم تعريف Y_i على أنها

$$Y_i \equiv [Y_i(1) \cdot T_i] + [Y_i(0) \cdot (1 - T_i)] \quad (٦-٣)$$

إذا كانت المعالجة عشوائية (إذًا T وε مستقلين)، فيمكن تقدير المعادلة ٣-٥ باستخدام المربعات الصغرى العادية (OLS)، ويقدِّرُ تأثير المعالجة $\hat{\beta}_{OLS}$ المربعات الصغرى العادية الفرق في حصائل المجموعة المعالَجة والمجموعة الضابطة. وإذا تم تصميم وتنفيذ تقييم عشوائي بشكل صحيح، فيمكن التوصل إلى تقدير غير متحيز لتأثير البرنامج.

تأثير المعالجة مع الاختيار العشوائي الجزئي

من النادر للغاية إجراء عملية اختيار عشوائي بحت. بدلاً من ذلك، يستخدم *الاختيار العشوائي الجزئي*، حيث تُختار عينات المعالجة والضابطة بشكل عشوائي، شريطة استيفائها لبعض الخصائص التي يمكن رصدها X (على سبيل المثال، ملكية الأرض أو الدخل). إذا استطعنا تقديم افتراض يسمى *الشرط الخارجي النشأة للتنسيب في البرنامج*، فيمكننا التوصل إلى تقدير غير متحيز للتأثيرات المتوقعة من البرنامج.

في هذا المثال، يتبع هذا النموذج رافاليون (٢٠٠٨). للتبسيط، يُرمز إلى $Y_i(1)$ بـY_i^T و$Y_i(0)$ بـY_i^C، ويمكن تطبيق المعادلة ٣-٥ على عينة فرعية من المشاركين وغير المشاركين على النحو التالي:

$$T_i = 1, i = 1, \ldots, n \text{ إذا كانت } Y_i^T = \alpha^T + X_i\beta^T + \mu_i^T \quad (٧-٣)$$

$$T_i = 0, i = 1, \ldots, n \text{ إذا كانت } Y_i^C = \alpha^C + X_i\beta^C + \mu_i^C \quad (٨-٣)$$

من الشائع تقدير ما ورد أعلاه باعتباره انحدارًا فرديًا عن طريق تجميع البيانات لكل من المجموعة الضابطة والمجموعة المعالجة. يمكن للمرء أن يضرب المعادلة ٣-٧ في T_i ويضرب المعادلة ٣-٨ في $(1 - T_i)$، ويستخدم المطابقة في المعادلة ٣-٦ للحصول على

$$Y_i = \alpha^C + (\alpha^T - \alpha^C)T_i + X_i\beta^C + X_i(\beta^T - \beta^C)T_i + \varepsilon_i, \quad (٩-٣)$$

حيث $\varepsilon_i = T_i(\mu_i^T - \mu_i^C) + \mu_i^C$. يمكن التعبير عن تأثير المعالجة من المعادلة ٣-٩ في الصورة $A^{TT} = E(Y_i|T_i = 1, X) = E[\alpha^T - \alpha^C + X_i(\beta^T - \beta^C)]$. هنا، A^{TT} هو مجرد تأثير المعالجة على المعالَج (TOT) الذي تمت مناقشته سابقًا.

للمعادلة ٣-٩، يمكن الحصول على تقدير ثابت لتأثير البرنامج باستخدام المربعات الصغرى العادية، إذا افترضنا أن $E(\mu_i^T | X, T = t) = E(\mu_i^C | X, T = t) = 0, \; t = \{0,1\}$. أي أنه لا يوجد تحيز اختيار نتيجة للاختيار العشوائي. من الناحية العملية، غالبًا ما يستخدم نموذج الأثر المشترك الذي يفترض أن $\beta^T = \beta^C$. ويكون متوسط تأثير المعالجة حينها ببساطة $\alpha^T - \alpha^C$.

العشوائية في تصميم التقييم: طرق مختلفة للاختيار العشوائي

إذا كان الاختيار العشوائي ممكنًا، فسيتعين اتخاذ قرار بشأن نوع الاختيار العشوائي (زيادة حجم الاشتراك، أو التطبيق التدريجي العشوائي، أو الاختيار العشوائي داخل المجموعة، أو تصميم التشجيع) الذي سيستخدم. تمت مناقشة هذه المقاربات، التي ذكرت بالتفصيل في كتاب من تأليف دوفلو وجلينيرستر وكريمر (٢٠٠٨)، بدورها أدناه:

- *زيادة حجم الاشتراك*. إذا كانت الموارد المحدودة تثقل كاهل البرنامج، فيمكن تخصيص التنفيذ بشكل عشوائي لمجموعة فرعية من المشاركين المؤهلين، ويمكن اعتبار الأشخاص المؤهلين المتبقيين الذين لم يتلقوا خدمات البرنامج من عناصر المجموعة الضابطة. يجب إجراء بعض الدراسة للميزانية، وتقدير عدد الأشخاص الذين يمكن تطبيق المسح عليهم مقابل المستهدفين بالفعل، لضم مجموعة ضابطة كبيرة على النحو الكافي لعينة المستفيدين المحتملين.
- *التطبيق التدريجي العشوائي*. تعمل هذه المقاربة على التطبيق التدريجي للبرنامج بين مجموعة من المناطق المؤهلة، بحيث تمثل المجموعات الضابطة المناطق المؤهلة التي لا تزال تنتظر تلقي خدمات البرنامج. تساعد هذه الطريقة في التخفيف من مشكلات الإنصاف وتزيد من احتمالية تشابه مناطق تطبيق البرنامج والمناطق الضابطة في الخصائص المرصودة.
- *الاختيار العشوائي داخل المجموعة*. في مقاربة التطبيق التدريجي العشوائي، إذا كان الفاصل الزمني بين نشأة البرنامج والاستفادة الفعلية من المزايا كبيرًا، فقد ينشأ جدل أكبر حول المنطقة أو المناطق التي يجب أن تتلقى خدمات البرنامج أولاً. في هذه الحالة، لا يزال من الممكن إدخال عنصر الاختيار العشوائي من خلال توفير خدمات البرنامج لبعض المجموعات الفرعية في كل منطقة مستهدفة. ومن ثمّ، تشبه هذه المقاربة التطبيق التدريجي العشوائي، ولكن على نطاق أصغر. تتمثل إحدى المشكلات في أن التداعيات قد تكون أكثر احتمالًا في هذا السياق.
- *تصميم التشجيع*. بدلاً من الاختيار العشوائي للخاضعين للمعالجة، عمد الباحثون إلى توجيه إعلان للأشخاص أو تقديم حافز لهم للمشاركة في البرنامج. يتم تقديم بعض الإشعارات الخاصة بالبرنامج مقدمًا (إما خلال وقت استخلاص بيانات خط الأساس للحفاظ على الموارد أو بشكل عام قبل تنفيذ البرنامج) إلى مجموعة فرعية عشوائية من المستفيدين المؤهلين. يمكن استخدام هذه الإشعارات كأداة للالتحاق بالبرنامج. يمكن أيضًا قياس التداعيات بشكل جيد في هذا السياق، إذا تم جمع البيانات أيضًا على الشبكات الاجتماعية للأسر التي تتلقى الإشعار، لمعرفة كيف قد يختلف الالتحاق بين الأسر التي ترتبط به أو لا ترتبط به. ومع ذلك، قد تتطلب مثل هذه التجربة جمع بيانات أكثر تركيزًا.

المخاوف المرتبطة بالاختيار العشوائي

هناك العديد من المخاوف التي تستدعي النظر في تصميم الاختيار العشوائي، بما في ذلك القضايا الأخلاقية، والصلاحية الخارجية، والامتثال الجزئي أو عدم الإمتثال، والاستنزاف الانتقائي، والتداعيات. قد يكون حجب معالجة معينة عن مجموعة عشوائية من الأشخاص وتوفير الوصول إليها لمجموعة عشوائية أخرى من الأشخاص أمرًا غير أخلاقي ببساطة. غالبًا ما يكون تنفيذ التصميم العشوائي غير مجدٍ من الناحية السياسية نظرًا لأن تبرير مثل

هذا التصميم للأشخاص الذين قد يستفيدون منه أمر صعب. وبالتالي، من الصعب إقناع الشركاء المحتملين بتنفيذ تصميمات عشوائية.

وتمثل الصلاحية الخارجية مصدر قلق آخر. قد لا يؤثر مشروع التدريب على الوظائف المقدم على نطاق صغير في معدلات الأجور الإجمالية، بينما قد يؤثر مشروع واسع النطاق. أي أن الأثر الذي تم قياسه بواسطة المشروع التجريبي قد لا يكون دليلاً دقيقًا على أثر المشروع الذي سينفذ على النطاق الوطني. تكمن المشكلة في كيفية تعميم وتكرار النتائج التي تم الحصول عليها من خلال التقييمات العشوائية.

قد يشكل الامتثال أيضًا مشكلة في الاختيار العشوائي، التي تنشأ عندما لا يحصل على المعالجة جزء من الأفراد الذين تعرض عليهم المعالجة. على العكس من ذلك، قد يتلقى بعض أعضاء مجموعة المقارنة المعالجة. يشار إلى هذا الموقف على أنه الامتثال الجزئي (أو غير الكامل). لكي يكون التحليل صحيحًا ولمنع تحيز الاختيار، يحتاج التحليل إلى التركيز على المجموعات التي تم إنشاؤها من خلال الاختيار العشوائي الأولي. لا يمكن للتحليل استبعاد أشخاص من المشاركة في البرنامج أو فصل العينة وفقًا للسلوك الذي قد يكون قد تأثر بالتعيين العشوائي. بشكل عام، غالبًا ما ينصب الاهتمام على تأثير معالجة معين، غير أن العشوائية تؤثر فقط في *احتمال* تعرض الفرد للمعالجة، بدلاً من المعالجة نفسها.

أيضًا، تظهر تأثيرات التداعيات المحتملة عندما تساعد المعالجة المجموعة الضابطة بالإضافة إلى المشاركين في العينة، ما يؤدي إلى إرباك تقديرات أثر البرنامج. على سبيل المثال، قد ينتقل الأشخاص خارج العينة إلى قرية تم إنشاء عيادات صحية بشكل عشوائي فيها؛ ما يؤدي إلى تداخل تأثيرات البرنامج. يبحث الفصل الآن في كيفية معالجة هذه المخاوف بشأن الاختيار العشوائي فعليًا في الممارسة العملية.

تقييم الأثر العشوائي في الواقع العملي

تتزايد شعبية الاختيار العشوائي في بعض أنحاء العالم، ويرجع ذلك جزئيًا إلى أنه إذا أمكن تنفيذه بشكل صحيح، فيمكن أن تقدم العشوائية مؤشرًا قويًا على أثر البرنامج. أيضًا، بمجرد تصميم المسح وجمع البيانات، تكون التدريبات التجريبية للاستدلال على وجود الأثر من التجارب العشوائية واضحة تمامًا. عادةً ما يكون تبرير أو بدء تجربة عشوائية أسهل في بداية البرنامج، خلال المرحلة التجريبية. توفر هذه المرحلة فرصة طبيعية لإدخال الاختيار العشوائي قبل توسيع نطاق البرنامج. كما تشكل هذه المرحلة فرصة لشريك التنفيذ لتقدير فعالية البرنامج بدقة. يمكن أن توفر أيضًا فرصة لتحسين تصميم البرنامج. يمكن للمرء أيضًا إدخال عنصر العشوائية في البرامج الحالية بعدة طرق مختلفة بأقل قدر من التعطيل. بينما تناولت الأقسام السابقة في هذا الفصل نظريًا الاهتمامات المتعلقة بالاختيار العشوائي، تناقش الأقسام التالية مختلف القضايا العملية ودراسات الحالة في تنفيذ الدراسات العشوائية.

القضايا الأخلاقية

غالبًا ما يثير تنفيذ التجارب العشوائية في البلدان النامية قضايا أخلاقية. على سبيل المثال، قد يكون من الصعب إقناع المسؤولين الحكوميين بحجب برنامج معين عن فرقة تم اختيارها عشوائيًا تشترك في نفس حالة الفقر والقيود المفروضة على فرص الكسب كمجموعة مستهدفة بشكل عشوائي. غالبًا ما يكون تنفيذ التصميم العشوائي غير مجدٍ من الناحية السياسية نظرًا لصعوبة تبرير مثل هذا التصميم للأشخاص الذين قد يستفيدون منه.

تتمثل إحدى الحجج المضادة في أن الاختيار العشوائي هو طريقة علمية لتحديد أثر البرنامج. ومن ثم، فإنه سيساعد في نهاية المطاف، من بين مجموعة من البرامج أو المسارات المختلفة المتاحة لصانعي السياسات، في تحديد أي منها يجدي نفعًا بالفعل ومن ثمّ يستحق الاستثمار. وهكذا، يمكن أن يساعد الاختيار العشوائي، على المدى الطويل، عددًا أكبر من الأشخاص بالإضافة إلى أولئك الذين تم استهدافهم في البداية. يمكن أيضًا أن يسمح تصميم التطبيق التدريجي العشوائي كالذي استخدم في برنامج PROGRESA المكسيكي (Programa de Educación, Salud y Alimentación، أو برنامج التعليم والصحة والتغذية؛ راجع المربع ٣-١) للمناطق غير المستهدفة والمشابهة لها في النهاية بالاستفادة من البرنامج بالإضافة إلى تقديم عينة مقارنة جيدة.

المربع ٣-١ دراسة حالة: برنامج PROGRESA (Oportunidades)

جمع برنامج PROGRESA (الذي يطلق عليه الآن اسم Oportunidades)، الوارد في المربع ٢-١ من الفصل ٢، بين الاستهداف على المستوى الإقليمي والقروي والاستهداف على مستوى الأسرة داخل هذه المناطق. استهدف البرنامج الأشخاص الذين يعانون من الفقر المدقع فقط، باستخدام استراتيجية استهداف عشوائية تم تطبيقها تدريجيًا وبمرور الوقت في المناطق المستهدفة. فقد أُخِّر دخول ثلث المجتمعات المؤهلة المستهدفة عشوائيًا إلى البرنامج لمدة ١٨ شهرًا، وتلقى الثلثان الآخران خدمات البرنامج في البداية. وفي إطار المجتمعات المحلية، تم اختيار الأسر على أساس تحليل تمييزي استخدم خصائصها الاجتماعية والاقتصادية (التي تم الحصول عليها من بيانات تعداد الأسر) لتصنيف الأسر إلى فقيرة أو غير فقيرة. في المتوسط، تم اعتبار نحو ٧٨ بالمائة من الأسر في المناطق المختارة مؤهلة، وتم تسجيل نحو ٩٣ بالمائة من الأسر المؤهلة في البرنامج.

فيما يتعلق بالاعتبارات الأخلاقية التي قد تُطرح عند استهداف البرنامج بشكل عشوائي، سمحت مقاربة التطبيق التدريجي باستهداف جميع العينات المؤهلة في نهاية المطاف، بالإضافة إلى المرونة في تعديل البرنامج إذا أصبح التنفيذ الفعلي أكثر صعوبة مما كان متوقعًا في البداية. كانت عمليتيْ المتابعة والتقييم التشغيلي للبرنامج، كما نوقش في الفصل ٢، من المكونات الرئيسية للمبادرة، وكذلك التحليل التفصيلي للتكلفة والمنفعة.

درس عدد من التقييمات المختلفة أثر Oportunidades على الحصائل الصحية والتعليمية التي حققتها العينة المعالجة. وقد شملت عمليات الدراسة هذه دراسة لفوائد البرنامج على الصحة (جيرتلر ٢٠٠٤)؛ وحصائل سوق العمل للبالغين والشباب (بيرمان وباركر وتود ٢٠٠٩؛ سكوفياس ودي مارو ٢٠٠٧)؛ والتعليم المدرسي (دي جانفري وآخرون ٢٠٠٦؛ شولتز ٢٠٠٤؛ تود وولبين ٢٠٠٦)؛ والتغذية (بيرمان وهودينوت ٢٠٠٥؛ هودينوت وسكوفياس ٢٠٠٤). وقد عزز الاهتمام بتصميم برنامج Oportunidades ونتائجه تنفيذ برامج تحويل نقدي مشروط مماثلة في أمريكا الجنوبية وأمريكا الوسطى، وكذلك في بنغلاديش وتركيا.

بالإضافة إلى ذلك، في ظل وجود موارد محدودة، لا يمكن استهداف جميع الأشخاص من خلال برنامج — سواء كان تجريبيًا أم غير تجريبي. في هذه الحالة، لا يكون الاستهداف العشوائي أمرًا غير أخلاقي. خلاصة القول هي أنه، من الناحية العملية، غالبًا ما يكون إقناع الشركاء المحتملين بتنفيذ تصميمات عشوائية أمرًا صعبًا؛ ومن ثمّ، يتمثل التحدي الأول في العثور على شركاء مناسبين لتنفيذ مثل هذا التصميم. قد تشكّل الحكومات والمنظمات غير الحكومية وأحيانًا شركات القطاع الخاص شركاء محتملين.

الصلاحية الداخلية مقابل الخارجية

تعكس المقاربات المختلفة المتبعة في تنفيذ الدراسات العشوائية الحاجة إلى تكييف تدخل البرنامج والمسح ليتناسبا مع العينة المستهدفة. وتُضمّن هذه المخاوف في عملية أوسع من مرحلتين توجّه جودة التصميم التجريبي. في المرحلة الأولى، يجب على صانعي السياسات ألا يحددوا بوضوح العينة العشوائية التي سيتم اختيارها للتحليل فحسب، بل والمجتمع الذي ستُسحب العينة منه أيضًا. وسيكون للتجربة صلاحية خارجية بشكل محدد؛ ما يعني أنه يمكن تعميم النتائج التي تم تحقيقها على مجموعات أو أماكن أخرى (ربما من خلال تدخلات البرنامج الأخرى، على سبيل المثال). باستخدام الترميز الذي تمت مناقشته سابقًا، ستتوافق هذه المقاربة مع الشرطين $E[Y_i(0)|T_i = 1] = E[Y_i(0)|T_i = 0]$ و $E[Y_i(1)|T_i = 1] = E[Y_i(1)|T_i = 0]$.

ثانيًا، ينبغي اتخاذ خطوات عند التعيين العشوائي لهذه العينة، ضمن المجموعة المعالجة أو المجموعة الضابطة، للتأكد من أن تأثير المعالجة يُعزى إلى التدخل فقط ولم ينتج عن عناصر مربكة أخرى. يُعرف هذا المعيار *بالصلاحية الداخلية* ويعكس القدرة على التحكم في المشكلات التي قد تؤثر في التفسير السببي لأثر المعالجة. إن التحيز المنهجي (المرتبط باختيار المجموعات غير المتكافئة، والاستنزاف الانتقائي الذي تتعرض له العينة، وتداخل العينة المنتمية إلى المناطق المستهدفة بالعينة الضابطة، والتغييرات في الأدوات المستخدمة لقياس التقدم، والحصائل على مدار التجربة)، بالإضافة إلى تأثير الاستهداف نفسه على الخيارات والحصائل ذات الصلة للمشاركين ضمن العينة المستهدفة، يقدم مثالاً على مثل هذه القضايا. وعلى الرغم من أن التباين العشوائي في الأحداث الأخرى التي تطرأ أثناء التجربة، لا تشكل تهديدًا مباشرًا على الصلاحية الداخلية، إلا أنه يحتاج أيضًا إلى المتابعة خلال عملية جمع البيانات لأن التباين العشوائي الكبير للغاية يمكن أن يشكل تهديدًا للتنبؤ بقياس البيانات. يناقش القسم التالي بعض المقاربات التي يمكن أن تساعد، إلى جانب المنهجية العشوائية، في تفسير هذه العوامل المربكة المحتملة.

على الرغم من أن اتباع مقاربة المرحلتين سيؤدي إلى قياس ثابت لمتوسط تأثير المعالجة (كيش ١٩٨٧)، إلا أن الباحثين في العلوم السلوكية والاجتماعية لم يطبقوا هذه المقاربة في الواقع العملي تقريبًا. وبشكل أكثر تحديدًا، فإن الافتراض الوحيد الذي يمكن تقديمه، عند الاختيار العشوائي، هو أن $E[Y_i(0)|T_i = 1] = E[Y_i(0)|T_i = 0]$. وحتى الحفاظ على معيار الصلاحية الداخلية في بيئة اقتصادية أمر صعب للغاية، كما سنصف لاحقًا. لذلك، في أفضل الأحوال، يمكن لصانعي السياسات الذين يدرسون تأثير تدخلات البرامج العشوائية تقدير تأثير المعالجة على المعالَج أو التأثير على مجموعة سكانية فرعية معينة: $TOT = E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1]$، على عكس $ATE = E[Y_i(1) - Y_i(0)]$.

تقديرات النية للعلاج وقياس التداعيات

يعد ضمان عدم اختلاط المناطق الضابطة والمناطق المعالجة أمرًا بالغ الأهمية في قياس تأثير البرنامج غير المتحيز. في التصميم التجريبي، يمكن لعدد من المقاربات أن يساعد في تقليل احتمالية تداخل منطقتي المشروع. على سبيل المثال، يمكن تحديد المنطقة التي يتم فيها تنفيذ المشروع والمنطقة المقارنة التي تقع متباعدة بشكل كافٍ، بحيث تكون الهجرة بين المنطقتين غير محتملة. ونتيجة لذلك، تزداد احتمالية تداخل المنطقتين عندما يتعلق الأمر بالمشاريع المنفذة على نطاق أوسع.

على الرغم من الجهود المبذولة لجعل تدخل البرنامج السابق عشوائيًا، إلا أن المشاركة الفعلية في البرنامج قد لا تكون عشوائية تمامًا. قد ينتقل الأفراد أو الأسر من المناطق الضابطة إلى المناطق حيث يتم تنفيذ المشروع (المناطق المعالجة) ما يؤثر في النهاية في حصائلهم نتيجة تعرضهم لتأثيرات البرنامج. وبالمثل، قد لا يشارك الأفراد المستهدفون المنتمين إلى المناطق حيث يتم تنفيذ المشروع (أي المناطق المعالجة) في نهاية المطاف ولكن قد يتأثرون بشكل غير مباشر بالبرنامج أيضًا. إذا كان البرنامج الذي يستهدف المجموعة المعالجة يساعد المجموعة الضابطة أيضًا، فسيشوش على تقديرات أثر البرنامج. في بعض الحالات، لا يمكن توسيع نطاق المشاريع دون خلق تأثيرات توازن عامة. على سبيل المثال، قد لا يؤثر مشروع التدريب على الوظائف المقدم على نطاق صغير في معدلات الأجور الإجمالية، بينما قد يؤثر مشروع واسع النطاق. في الحالة الأخيرة، سيكون الأثر الذي تم قياسه بواسطة المشروع التجريبي دليلاً غير دقيق على أثر المشروع المنفَّذ على النطاق الوطني. في كثير من الأحيان، قد يصيب تأثير هوثورن نتائج التجربة العشوائية، حيث قد تؤدي حقيقة التضمين في التجربة إلى تغيير السلوك بشكل غير عشوائي.[٢]

قد تكون تأثيرات المعالجة الجزئية هذه ذات أهمية منفصلة للباحث، ولا سيما لاحتمال تشكيلها أهمية إذا تم تنفيذ السياسة على نطاق واسع. يمكن معالجتها من خلال قياس آثار *النية للعلاج* (ITT) (المربع ٣-٢) أو عن طريق قياس المشاركة الفعلية في البرنامج من خلال استراتيجية التعيين العشوائي (المربع ٣-٣).

على وجه التحديد، في الحالات التي تكون فيها المعالجة الفعلية مختلفة عن المتغير الذي يتم تغييره عشوائيًا، افترض أن Z هو المتغير الذي تم تعيينه عشوائيًا (على سبيل المثال، الرسالة التي تدعو موظفي الجامعة إلى المعرض وتعرض عليهم ٢٠ دولارًا أمريكيًا للحضور)، بينما يبقى T المعالجة موضع الاهتمام (على سبيل المثال، حضور المعرض). باستخدام الترميز نفسه السابق، يعرف المرء بسبب التعيين العشوائي أن $E[Y_i(0)|Z_i=1] - E[Y_i(0)|Z_i=0]$ يساوي صفرًا وأن الفرق $E[Y_i(1)|Z_i=1] - E[Y_i(0)|Z_i=0]$ يساوي التأثير السببي لـ Z. ومع ذلك، لا يساوي تأثير المعالجة، T، لأن Z لا تساوي T. نظرًا لأنه تم اختيار Z للتأثير على الأقل في المعالجة، فإن هذا الاختلاف هو أثر النية للعلاج (ITT).

نظرًا لأن النية للعلاج عشوائية من حيث المبدأ، يمكن أيضًا أن تكون بمثابة متغير مساعد فعال لتحديد أثر المعالجة، نظرًا لأنه، بصفة عامة، ثمة احتمال كبير أن يشارك في البرنامج الأشخاص الذين تم تعيينهم في البداية لتلقي المعالجة. عندئذٍ يكون تقدير النية للعلاج هو المعامل المُقَدَّر للمتغير الذي يصف التعيين الأولي. يُعرف الأثر على أولئك الذين تغيرت حالة علاجهم بواسطة الأداة أيضًا باسم *متوسط تأثير المعالجة المحلي* (أبادي وأنغريست وإيمبنس ٢٠٠٢).

المربع ٣-٢ دراسة حالة: استخدام اليانصيب لقياس أثر النية للعلاج

منح برنامج القسيمة المدرسية (Plan de Ampliación de Cobertura de la Educación Secundaria PACES)، أو خطة زيادة تغطية التعليم الثانوي)، الذي أنشأته الحكومة الكولومبية في أواخر عام ١٩٩١، قسائم المدارس الثانوية الخاصة إلى ١٢٥ ألف طفل من الأحياء الفقيرة الذين تم تسجيلهم في المدارس الابتدائية العمومية. غطت هذه القسائم ما يقرب من نصف نفقات تعليم الطلاب الذين سيلتحقون وكانت قابلة للتجديد اعتمادًا على أداء الطالب. ومع ذلك، واجه البرنامج زيادة في حجم الاشتراك لأن عدد الأسر المؤهلة (التي تعيش في أحياء سكنية تحتضن أدنى طبقتين من بين ست طبقات اجتماعية واقتصادية في المجتمع) تجاوز عدد القسائم المتاحة. لذلك تم تخصيص العديد من القسائم من خلال يانصيب عشوائي.

لقياس أثر برنامج القسيمة المدرسية هذا، أجرى أنغريست وآخرون (٢٠٠٢) مسحًا للفائزين والخاسرين في اليانصيب من ثلاث مجموعات من المتقدمين. وقدموا اختبارًا أكاديميًا لكلا المجموعتين، ووجدوا في البداية اختلافات محدودة في الأداء لمتلقيّ القسيمة. واقترحوا أن أحد أسباب هذه الحصيلة هو أن نحو ١٠ في المائة من الفائزين باليانصيب لم ينتهي بهم الأمر باستخدام القسيمة أو المنح الدراسية الأخرى، في حين أن نحو ٢٥ في المائة من غير المتلقين حصلوا على منح دراسية أو تمويل آخر. لذلك، استخدم أنغريست وآخرون (٢٠٠٢) إيصال اليانصيب كأداة للمشاركة، والحساب التقديري للنية للعلاج (TTI) الذي أظهر تأثيرات برنامج أكبر بكثير (أكبر بنسبة ٥٠ في المائة) على إكمال الصفوف وتقليل الرسوب للفائزين باليانصيب مقارنةً بالمقارنة البسيطة للرابحين والخاسرين.

يشكل الاستنزاف الاختياري أيضًا مشكلة محتملة: والمقصود به انسحاب الأشخاص من البرنامج. يصف المربع ٣-٤ مثالاً من برنامج تعليمي في الهند، حيث يمكن أن يؤدي الانسحاب المحتمل للطلاب الأضعف إلى تحيز تأثير البرنامج إلى الأعلى.

إذا كان قياس مدى التداعيات أمرًا مهمًا لصانعي السياسات، فيمكن للعشوائية أن تسمح بقياس هذه الظاهرة بدقة أكبر. تعتمد الدقة بالطبع على مستوى التداعيات. إذا حدثت تداعيات على الاقتصاد الكلي أو العالمي، على سبيل المثال، فإن أي منهجية — سواء كانت عشوائية أم غير تجريبية - ستواجه صعوبات في تسجيل أثر البرنامج. ومع ذلك، يمكن قياس التداعيات المحلية بمنهجية عشوائية (ميغيل وكريمر ٢٠٠٤؛ انظر المربع ٣-٥).

لذلك فإن اختيار مستوى الاختيار العشوائي على أساس المستوى الذي يتوقع حدوث التداعيات فيه (أي على الأفراد أو المجتمعات أو الوحدات الأكبر) أمر بالغ الأهمية في فهم أثر البرنامج. يجب أيضًا دراسة كمية كبيرة من عوامل قياس البيانات التي قد تؤدي إلى التداخل والتداعيات (الهجرة، على سبيل المثال) أثناء عملية التقييم حتى تتمكن من تقدير أثر البرنامج بدقة.

المربع ٣-٣ دراسة حالة: الأدوات في حالة الامتثال الجزئي

ناقش أبادي، وأنغريست، وإيمبنس (أبادي وأنغريست وإيمبنس ٢٠٠٢) مقاربة تقدم متغيرات مساعدة لتقدير أثر البرنامج الذي تم اختيار العينات عشوائيًا، عن عمد، ولكن تكون المشاركة الفعلية فيه أمرًا طوعيًا. وتضمن البرنامج الذي درسوه تدريبًا بموجب قانون شراكة التدريب الوظيفي الذي سَنَّته الولايات المتحدة عام ١٩٨٢. تم تعيين المتقدمين بشكل عشوائي لمجموعة المعالجة والمجموعة الضابطة؛ تلقى من في العينة المعالَجة التدريب على الفور، في حين تم تأخير البرامج التدريبية للعينة الضابطة لمدة ١٨ شهرًا. تلقى ٦٠ في المائة فقط من العينة المعالَجة تدريبًا بالفعل، وتم استخدام تعيين المعالجة العشوائي كمتغير مساعد.

فحصت الدراسة عينة من حوالي ٦١٠٠ امرأة و٥١٠٠ رجل، مع البيانات المتعلقة بالدخل لكل فرد امتدت ٣٠ شهرًا. باستخدام تقديرات المتغيرات المساعدة، وجد كل من أبادي، وأنغريست، وإيمبنس أن متوسط الزيادة في مداخيل الرجال كان حوالي ١٦٠٠ دولار أمريكي (زيادة بنسبة ٩ في المائة)، أي نحو نصف تقدير المربعات الصغرى العادية. أما للنساء، كان متوسط الزيادة حوالي ١٨٠٠ دولار أمريكي (نمو نحو ١٥ في المائة) ولم يكن مختلفًا تمامًا عن تقدير المربعات الصغرى العادية المقابل.

المربع ٣-٤ دراسة حالة: التقليل من التحيز الإحصائي الناتج عن الاستنزاف الاختياري

درس بانيرجي وآخرون (٢٠٠٧) تأثير برنامجين تعليميين عشوائيين (برنامج تعليمي علاجي وتعلم بمساعدة الكمبيوتر) عبر عينة من المدارس الحضرية في الهند. وقد استهدف هذين البرنامجين الطلاب الذين لم يكن أداؤهم جيدًا، مقارنة بالطلاب في المدارس الأخرى، في مهارات القراءة والكتابة الأساسية والمهارات الأخرى. تم استهداف المدارس الابتدائية الحكومية في منطقتين حضريتين، مع ٩٨ مدرسة في المنطقة الأولى (فادودارا) و٧٧ مدرسة في المنطقة الثانية (مومباي).

فيما يتعلق بالبرنامج العلاجي على وجه الخصوص، تم اختيار نصف المدارس في كل منطقة بشكل عشوائي لتقديم البرنامج العلاجي في الصف الثالث، وحصل النصف الآخر على البرنامج في الصف الرابع. لذلك تمت مقارنة كل مجموعة معالَجة من الطلاب بالطلاب غير المتلقين للمعالجة من نفس الصف داخل عينة المنطقة الحضرية نفسها. تم إجراء الاختبارات على الطلاب المعالَجين وغير المعالَجين لتقييم أدائهم.

ولكن أثناء إدارة البرنامج، وجد مسؤولو البرنامج أن الطلاب يغادرون مقاعد الدراسة. إذا كان الانقطاع عن الدراسة أكبر بشكل منهجي بين الطلاب ذوي الأداء الضعيف، فإن تأثير البرنامج سيشهد تحيزًا صاعدًا. ونتيجة لذلك، بذل فريق الاختبار جهودًا للقيام بعدة زيارات إلى جميع المدارس التي تنتمي إلى العينة، وتعقب الأطفال الذين انقطعوا عن الدراسة لدفعهم للخضوع للاختبار. على الرغم من أن معدل مغادرة مقاعد الدراسة (تقلص أعداد الطلاب) بين الطلاب ظل مرتفعًا نسبيًا، إلا أنه كان متشابهًا في النهاية بين العينات المعالجة وغير المعالجة، مما يقلل من فرصة التحيز في المقارنات المباشرة لنتائج الاختبار بين المجموعتين.

في النهاية، وجد بانيرجي وآخرون (٢٠٠٧) أن برنامج التعليم العلاجي رفع متوسط درجات الاختبار لجميع الأطفال في المدارس المعالجة بانحراف معياري بلغ ٠,١٤ في السنة الأولى و٠,٢٨ في السنة الثانية، مدفوع بشكل أساسي بالتحسينات في الجانب الأدنى من توزيع درجات الاختبار (التي بلغت مكاسبها انحرافًا معياريًا بلغ نحو ٠,٤٠ بالنسبة لعينة المجموعة الضابطة).

المربع ٣-٥ دراسة حالة: اختيار مستوى التوزيع العشوائي لتعليل التداعيات

قدم ميغيل وكريمر (٢٠٠٤) تقييمًا لبرنامج القضاء على أمراض الديدان عبر عينة من ٧٥ مدرسة في غرب كينيا، مع مراعاة العوامل الخارجية للمعالجة التي كانت ستخفي أثر البرنامج. تضمن البرنامج، المسمى مشروع القضاء على أمراض الديدان في المدارس الابتدائية، مرحلة عشوائية من التدخل الصحي على مستوى المدرسة خلال السنوات من ١٩٩٨ إلى ٢٠٠٠.

قد تكون دراسة الأثر على المستوى الفردي (الطفل) ذات أهمية، لأن الأطفال كانوا في النهاية متلقين للتدخل. ومع ذلك، وجد ميغيل وكريمر (٢٠٠٤) أنه نظرًا لانتشار العدوى بسهولة بين الأطفال، توجد عوامل خارجية قوية للمعالجة ذات الذين عولجوا بشكل عشوائي كجزء من البرنامج والأطفال في مجموعة المقارنة. وبالتالي، فإن عدم حساب هذه العوامل الخارجية من شأنه أن يؤدي إلى تحيز أثر البرنامج، وبالتالي لم يكن من الممكن توزيع البرنامج بشكل عشوائي داخل المدارس. لذلك درس ميغيل وكريمر (٢٠٠٤) الآثار على مستوى المدرسة، لأن برنامج القضاء على الديدان كان عشوائيًا عبر المدارس، وكانت مدارس المعالجة والمقارنة متباعدة بشكل كافٍ لدرجة جعلت احتمالية وقوع التداعيات بين المدارس أقل بكثير. وقاسا حجم العوامل الخارجية من خلال مقارنة الطلاب غير المعالجين في المدارس المعالجة بمجموعة المقارنة. وجدت دراستهما أن المدارس التي عولجت أظهرت معدلات تغيب أقل بشكل ملحوظ (نحو ٢٥ بالمائة)، على الرغم من أن درجات الاختبارات الأكاديمية لم تتحسن مقارنة بالمدارس المقارنة. ووجد تحليلهما أيضًا عوامل خارجية كبيرة للمعالجة، حيث أظهر الأطفال غير المعالجين في مدارس المعالجة تحسنًا ملحوظًا في الصحة ومعدلات المشاركة المدرسية مقارنة بالأطفال في المدارس غير المعالجة. وبالإضافة إلى الفوائد الخارجية، وجد ميغيل وكريمر أن التكلفة لكل سنة إضافية من المشاركة في المدرسة كانت ٣,٥٠ دولارًا أمريكيًا فقط؛ ما يجعل القضاء على الديدان أكثر فعالية من حيث التكلفة من الإعانات في تقليل التغيب.

عدم التجانس في الآثار: تقدير آثار المعالجة على العينة المعالَجة

يؤثر المستوى الذي يحدث فيه التدخل العشوائي (على سبيل المثال، المستوى الوطني أو الإقليمي أو المجتمعي) بطرق متعددة في تأثيرات المعالجة التي يمكن تقديرها. ولا يمكن بالضرورة أن يفسر التوزيع العشوائي على المستوى الكلي (على سبيل المثال، الإقليمي) عدم التجانس الفردي في المشاركة والحصائل الناتجة عن البرنامج.

ومن الإنعكاسات الضمنية لهذه المشكلة هو أنه لا يمكن بالضرورة قياس أثر البرنامج أو المعالجة النهائية على المستوى الفردي بدقة كمتغير ثنائي (أي، $T = 1$ لمشارك فردي و$T = 0$ للفرد في منطقة ضابطة). وعلى الرغم من أن برنامجًا معينًا قد يكون عشوائيًا على مستوى أوسع، إلا أن الاختيار الفردي قد يظل موجودًا في الاستجابة للمعالجة. يمكن استخدام مزيج من الطرق، بما في ذلك المتغيرات المساعدة، لحساب الاختيار غير المرصود على المستوى الفردي. يمكن أيضًا إدخال التفاعلات بين معايير الاستهداف ومؤشر المعالجة في الانحدار.

يمكن أيضًا تقدير تأثيرات المعالجة الكمية لقياس الآثار التوزيعية للبرامج العشوائية في الحصائل مثل الاستهلاك والإنفاق الفردي (أبادي وأنغريست وإيمبنس ٢٠٠٢) يناقش الفصل ٨ هذه المقاربة بمزيد من التفصيل. على سبيل المثال، يُقدِّر دامرت (2007) الآثار التوزيعية، المترتبة عن برنامج التحويل النقدي المشروط في ريف نيكاراغوا، على النفقات. كان هذا البرنامج،Red de Protección Social (شبكة الحماية الاجتماعية)، عبارة عن برنامج تحويل نقدي مشروط تم إنشاؤه في عام ٢٠٠٠. وقد كان مشابهًا لبرنامج PROGRESA في أن الأسر المؤهلة تلقت تحويلات نقدية مشروطة بشروط قليلة، بما في ذلك أن يحضر أفراد الأسرة البالغين (غالبًا الأمهات) ورش عمل تعليمية وأن يرسلوا أطفالهم دون سن ٥ سنوات لتلقي التطعيمات وحضور المواعيد الصحية الأخرى وأن يرسلوا أطفالهم الذين تتراوح أعمارهم بين ٧ و١٣ عامًا بانتظام إلى المدرسة. تمت مناقشة بعض جوانب التقييم في المربع ٣-٦. قدم دجباري وسميث (٢٠٠٨) أيضًا مناقشة مماثلة باستخدام بيانات من PROGRESA (Oportunidades).

المربع ٣-٦ دراسة حالة: قياس الأثر غير المتجانس المترتب عن تنفيذ برنامج عشوائي

درس دامرت (٢٠٠٧) الآثار التوزيعية لبرنامج شبكة الحماية الاجتماعية في نيكاراغوا "Red de Protección Social"، حيث تم اختيار ٥٠ بالمائة من ٤٢ منطقة محلية تم تحديدها على أنها فقيرة بما يكفي للمشاركة قي البرنامج (وفقًا لمؤشر التهميش) للاستهداف بشكل عشوائي. شمل التقييم ١٣٥٩ من الأسر المعالجة والضابطة من خلال إجراء مسح خط الأساس، بالإضافة إلى مسحين للمتابعة تم إجراؤهما بعد سنة واحدة وسنتين من تدخل البرنامج.

نظرًا لأن التحويلات النقدية تعتمد على الحضور المنتظم إلى المدرسة والزيارات الصحية، فسواء أكانت الأسرة في منطقة مستهدفة تلبي بالفعل هذه المتطلبات قبل التدخل (الذي يرتبط ارتباطًا وثيقًا بدخل الأسرة ومستويات التعليم مسبقًا) أم لا، قد يؤدي ذلك إلى آثار متفاوتة للبرنامج على الأسر ذات الخلفيات الاجتماعية والاقتصادية المختلفة. سيحدث التحويل النقدي تأثيرًا على دخل الأسر التي كان أطفالها مسجلين بالفعل في المدرسة ويتم إرسالهم بانتظام لإجراء فحوصات طبية. أما بالنسبة للأسر التي لا تستوفي المعايير، فإن التحويل النقدي سيحدث تأثيرًا على الدخل والاستبدال.

ومن المقاربات، قام دامرت (٢٠٠٧) بإجراء تفاعل بين متغير البرنامج وخصائص الأسرة التي استند إليها الاستهداف، مثل تعليم رب الأسرة، ونفقات الأسرة، ومؤشر التهميش المستخدم للاستهداف. على سبيل المثال، وجد أن الأطفال في المناطق الفقيرة شهدوا تحسنًا أكبر في التعليم. ولفحص التباين في آثار البرنامج غير المدفوعة بالخصائص التي يمكن رصدها، قام دامرت بحساب تأثيرات المعالجة الكمية لعامي ٢٠٠١ و٢٠٠٢ بشكل منفصل. أظهرت النتائج أن النمو في نصيب الفرد من الإنفاق إجمالي وكذلك نصيب الفرد من الإنفاق على الغذاء كان أقل للأسر في أدنى توزيع الإنفاق. وعلى وجه التحديد، في عام ٢٠٠١، تراوح أثر البرنامج في زيادة نصيب الفرد من الإنفاق من ٥٤ دولارًا أمريكيًا إلى ٢٣٧ دولارًا أمريكيًا؛ وفي عام ٢٠٠٢، تراوح هذا النطاق بين ٢٠ دولارًا أمريكيًا و٩٩ دولارًا أمريكيًا، حيث حققت الأسر التي تتصدر التوزيعات أكثر من خمسة أضعاف الأثر الذي حققته الأسر ذات الإنفاق المنخفض.

وبالتالي، فإن الاعتماد ببساطة على متوسط آثار المعالجة قد لا يكشف عن مجالات مهمة محل قلق، كأن تعاني الأسر في الجانب الأدنى من توزيع الإنفاق من تكاليف أعلى (وبالتالي انخفاض الفوائد) من المشاركة على سبيل المثال.

يحدث الاستثناء ذو الصلة من العشوائية المتكاملة عندما تكون العشوائية دالة لمجموعة معينة من العناصر القابلة للمتابعة (المناخ، والكثافة السكانية، وما شابه) التي تؤثر في احتمالات اختيار مناطق معينة. لذلك فإن حالة المعالجة مشروطة بشكل عشوائي بمجموعة من الخصائص المرصودة. وداخل كل منطقة معالجة، يتم اختيار المعالجة بشكل عشوائي بين مختلف الأفراد أو المجتمعات. لذلك يمكن إجراء عمليات متابعة للمجموعة المعالجة والمجموعة المقارنة داخل كل منطقة، ويمكن التوصل إلى متوسط مرجح على جميع المناطق للوصول إلى متوسط أثر البرنامج على العينات المعالجة.

قيمة دراسة خط الأساس

يوفر إجراء مسوحات خط الأساس في بيئة عشوائية العديد من المزايا. أولاً، تتيح مسوحات خط الأساس إمكانية فحص التفاعلات بين الظروف الأولية وأثر البرنامج. وفي كثير من الحالات، ستكون هذه المقارنة ذات أهمية كبيرة لتقدير الصلاحية الخارجية. تعتبر بيانات خط الأساس مفيدة أيضًا عند إجراء تجارب السياسات، لأن المناطق المعالجة قد يكون لديها إمكانية الوصول إلى برامج أو مبادرات مماثلة قبل تنفيذ المبادرة الجديدة. يمكن أن تكون مقارنة انضمام المشاركين للأنشطة، مثل الائتمان قبل وبعد التدخل العشوائي، مفيدة أيضًا في تقييم الردود على التجربة.

تشمل القيم الأخرى لدراسة بيانات خط الأساس إتاحة الفرصة للتحقق من إجراء الاختيار العشوائي بشكل مناسب. قد تشعر الحكومات المشاركة في المخططات العشوائية بالحاجة، على سبيل المثال، إلى تعويض مناطق المقارنة عن عدم تلقي البرنامج من خلال إدخال مخططات أخرى في الوقت نفسه. ستساعد البيانات التي تم جمعها حول تدخلات البرنامج في مناطق المقارنة قبل وأثناء إجراء المسح في حساب هذه المصادر الإضافية للتداعيات. يوفر جمع بيانات خط الأساس أيضًا فرصة لاختبار إجراءات جمع البيانات وتحسينها.

قد تكون مسوحات خط الأساس مكلفة، ومع ذلك، ينبغي إجراؤها بعناية. تتمثل إحدى المشكلات المتعلقة بإجراء مسوحات خط الأساس في أنها قد تؤدي إلى التحيز في آثار البرنامج عن طريق تغيير الواقع المضاد. ويتلخص قرار إجراء مسح خط الأساس في مقارنة تكلفة التدخل، وتكلفة جمع البيانات، وأثر المتغيرات التي يمكن جمع البيانات من أجلها في مسح خط الأساس على النتيجة النهائية (المربع ٣-٧).

صعوبات الاختيار العشوائي

يمكن أن تكون التقييمات العشوائية جذابة للغاية في البلدان النامية نظرًا لأنها تقلل من تحيز الاختيار في آثار البرنامج. لسوء الحظ، فإن العوامل السياقية في مثل هذه البيئات مليئة بالحالات التي يمكن أن تشوش على التنفيذ العشوائي وبالتالي جودة تأثيرات البرنامج. يمكن أن يساعد جمع البيانات التفصيلية حول هذه العوامل المشوشة واستخدام مجموعة من الطرق، بالإضافة إلى فحص متوسط تأثيرات المعالجة، في حساب التباين الفردي الناتج في آثار المعالجة (المربع ٣-٨).

المربع ٣-٧ دراسة حالة: تأثيرات إجراء مسح خط الأساس

عكف جيني وكارلان وزينمان (جيني وكارلان وزينمان ٢٠٠٨)، في دراسة لبرنامج تأمين الاستشفاء في المناطق الريفية الذي يقدمه البنك الأخضر في الفلبين، على دراسة أثر إجراء مسح خط أساس مخصص عشوائيًا لمجموعة فرعية من الأفراد الذين قُدم لهم البرنامج في النهاية. حددت دراسة خط الأساس (التي أجرت مسح لعينة عشوائية بلغت ٨٠ في المائة مما يقرب من ٢٠٠٠ من المقترضين ذوي المسؤولية الفردية للبنك الأخضر) مؤشرات مثل الدخل والحالة الصحية والسلوك المحفوف بالمخاطر. ولتجنب الكشف عن معلومات حول برنامج التأمين القادم، لم تتناول دراسة خط الأساس الأسئلة حول مشتريات التأمين، ولم تتم مناقشة أي صلة بين المسح والبنك. ومع ذلك، بعد تقديم مبادرة التأمين، وجد أن الانضمام أعلى بكثير (حوالي ٣,٤ نقطة مئوية) بين أولئك الذين شملهم المسح مقارنة بأولئك الذين لم يشملهم.

لذلك تشير الدراسة إلى فوائد تسجيل خصائص الأفراد الذين شملهم مسح خط الأساس والذي قد يكشف عن أنماط سلوكية محتملة في اتخاذ القرار اللاحق، بما في ذلك تأثيرها في صنع القرار بشأن مثل هذه القضايا قبل تنفيذ البرنامج. يمكن أيضًا استخدام التباين العشوائي في توقيت تنفيذ البرنامج بعد إجراء مسح خط الأساس لاختبار كيفية استمرار هذه التأثيرات بمرور الوقت.

المربع ٣-٨ دراسة حالة: استمرار عدم التجانس غير المرصود في برنامج عشوائي

درس بيرمان وهودنوت (٢٠٠٥) التأثيرات الغذائية على الأطفال من برنامج PROGRESA، والذي تضمن أيضًا توزيع المكملات الغذائية على الأطفال. وعلى الرغم من أن البرنامج كان عشوائيًا بين المناطق المحلية، إلا أن النقص في أحد المكملات الغذائية المقدمة للأطفال في سن ما قبل المدرسة دفع المسؤولين المحليين إلى ممارسة السلطة التقديرية في كيفية تخصيص هذا المكمل، لصالح الأطفال الذين يعانون من ظروف تغذية أكثر سوءًا. نتيجة لذلك، عندما تمت مقارنة متوسط الحصائل بين المجموعة المعالجة والمجموعة الضابطة تضاءل تأثير البرنامج. درس بيرمان وهودينوت عينة من نحو ٣٢٠ طفلاً في أسر تنتمي إلى المجموعة المعالجة والمجموعة الضابطة (لعينة إجمالية تبلغ نحو ٦٤٠). كشف إدخال الانحدارات ذات التأثيرات الثابتة الخاصة بالطفل عن تأثير البرنامج الإيجابي على الحصائل الصحية للأطفال؛ إذ زاد طول الأطفال المتلقين لخدمات البرنامج بنحو ١,٢ بالمائة. تنبأ بيرمان وهودينوت أن هذا التأثير وحده يمكن أن يزيد من مكاسب هؤلاء الأطفال بنحو ٣ في المائة على مدار عمرهم. تم التحكم في تقديرات التأثيرات الثابتة لعدم التجانس غير المرصود والتي ارتبطت أيضًا بالوصول إلى المكملات الغذائية.

وحتى في سياق البلدان الصناعية، يناقش موفيت (٢٠٠٣) كيف تتمتع التجارب الميدانية العشوائية لبرامج الرفاه النقدي في الولايات المتحدة بصلاحية خارجية محدودة من حيث قدرتها على تسليط الضوء على الكيفية التي يمكن أن تؤدي بها السياسات المماثلة دورًا فاعلاً على المستوى الوطني. على الرغم من أن الدراسات غير التجريبية تواجه أيضًا مشكلات مماثلة فيما يتعلق بالصلاحية الخارجية، إلا أن موفيت يدافع عن مقاربة شاملة تقارن بين الدراسات التجريبية وغير التجريبية للسياسات والبرامج؛ قد تكشف مثل هذه المقارنات عن الآليات المحتملة التي تؤثر في المشاركة والحصائل وسلوك المشاركين الآخرين، وبالتالي مساعدة المقيّمين على فهم

الانعكاسات المحتملة لمثل هذه البرامج عند تطبيقها على سياقات مختلفة.

في الدراسات غير التجريبية التي تمت مناقشتها في الفصول التالية، يحاول هذا الكتاب تفسير قضية تحيز الاختيار بطرق مختلفة. وفي الأساس، تحاول الدراسات غير التجريبية تكرار تجربة طبيعية أو عشوائية قدر الإمكان. على عكس الاختيار العشوائي، حيث يمكن تصحيح تحيز الاختيار بشكل مباشر (على الرغم من وجود مشكلات في هذا المجال أيضًا)، في التقييمات غير التجريبية، هناك حاجة إلى تطبيق مقاربة مختلفة، وعادة ما تتضمن افتراضات حول شكل التحيز.

تتمثل إحدى المقاربات في إثبات الحجة لافتراض عدم الخلط، أو عدم وجود شرط خارجي للتنسيب في البرنامج، وهو نسخة أضعف من عدم الخلط. تندرج تقنية مطابقة درجة الميل وطرق الاختلاف في الاختلافات ضمن هذه الفئة. لا تحتاج مقاربة المتغير المساعد إلى تقديم هذا الافتراض. وتحاول العثور على أدوات مرتبطة بقرار المشاركة ولكنها غير مرتبطة بمتغير الحصيلة المشروط بالمشاركة. أخيرًا، تستغل الطرق الأخرى، مثل تصميم انقطاع الانحدار (أيضًا طريقة المتغير المساعد)، ميزات تصميم البرنامج لتقدير الأثر.

الأسئلة

١. تمثل المعادلة التالية معادلة لإيجاد حصيلة في حالة الاختيار العشوائي البحت:

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

حيث Y هو الدخل الشهري للأسرة، وT هو تدخل التمويل متناهي الصغر ($T = 1$ إذا حصلت الأسرة على التدخل و $T = 0$ إذا لم تحصل الأسرة على التدخل)، وε هو حد الخطأ. في ظل الاختيار العشوائي البحت المصمم والمنفذ بشكل صحيح، يمكن الحصول على أثر برنامج التمويل متناهي الصغر في دخل الأسرة من خلال

(أ) $\alpha + \beta$

(ب) β

(ج) $\alpha + \beta - \varepsilon$

(د) $\alpha - \varepsilon$

٢. تمثل المعادلات التالية نفس معادلات الحصيلة كما في السؤال ١ ولكن في هذه الحالة للاختيار العشوائي الجزئي؛ حيث يتم اختيار وحدات المعالجة والوحدات الضابطة بشكل عشوائي ولكن بشرط توفر بعض الخصائص المرصودة X:

(١) $$Y^T = \alpha^T + \beta^T X + \varepsilon^T$$

(٢) $$Y^C = \alpha^C + \beta^C X + \varepsilon^C$$

حيث تكون المعادلة ١ لمن يتلقون التدخل والمعادلة ٢ لمن لا يتلقون التدخل. في إطار نموذج الأثر المشترك، يتم تحديد أثر برنامج متناهي الصغر في دخل الأسرة من خلال:

(أ) $\alpha^T + \alpha^C$

(ب) $\beta^T + \beta^C$

(ج) $\alpha^T - \alpha^C$

(د) $\beta^T + \beta^C$

٣. أي من العبارات التالية صحيح بشأن تقنية الاختيار العشوائي؟

أ. يتطلب متوسط تأثير المعالجة صلاحية خارجية فقط.

ب. يتطلب تأثير المعالجة على المعالَج صلاحية داخلية وخارجية.

ج. يتطلب متوسط تأثير المعالجة كلاً من الصلاحية الداخلية والخارجية.

(أ) "أ" و"ب"

(ب) "ب" و"ج"

(ج) "ج" فقط

٤. في الاختبار العشوائي لزيادة حجم الاشتراك، يتم تنفيذ التدخل فقط بالنسبة لمجموعة فرعية من المشاركين المؤهلين حيث

أ. تضمن هذه المقاربة وجود مجموعة ضابطة صالحة.

ب. من المعروف أن التدخل لن يقبله الجميع حتى عندما يُعرض عليهم.

ج. لا تملك البرامج عادة موارد كافية لتوفير التدخل لجميع المشاركين المؤهلين.

(أ) جميع ما سبق

(ب) "أ" و"ب"

(ج) "ب" و"ج"

(د) "ج" فقط

٥. ما المخاوف الرئيسية للاختيار العشوائي؟

أ. القضايا الأخلاقية

ب. الصلاحية الخارجية

ج. الامتثال والتداعيات

(أ) جميع ما سبق

(ب) "أ" و"ب"

(ج) "ب" و"ج"

(د) "ج" فقط

٦. أي من العبارات التالية صحيح؟

أ. إجراء مسح خط الأساس مفيد جدًا للبيئة العشوائية.

ب. في بيئة غير عشوائية، يمكن أن تكون تقنية مطابقة درجة الميل خيارًا جذابًا.

ج. الاختيار العشوائي ليس مفيدًا للمسوحات الطولية.

(أ) جميع ما سبق

(ب) "أ" و"ب"

(ج) "ب" و"ج"

(د) "ج" فقط

ملاحظات

١. كما هو مذكور في كتاب هيكمان وفيتلاسيل (٢٠٠٠)، تم تحديد هذا التوصيف لـ *Y* في ظل مقاربات مختلفة. ويُعرف، على سبيل المثال، كـ "نموذج Neyman-Fisher-Cox-Rubin" للحصائل المحتملة؛ يشار إليه أيضًا باسم *نموذج الانحدار التبديلي لكوانت* (Quandt 1972) *ونموذج روي لتوزيع الدخل* (١٩٥١).

٢. على وجه التحديد، يتعلق تأثير هوثورن (Hawthorne) بإحساس المستفيدين بشعور مختلف لأنهم يعرفون أنهم يتلقون المعالجة؛ وقد يغير هذا الإدراك البسيط خياراتهم وسلوكهم. وبالتالي، نستنتج أنه قد تؤدي عوامل أخرى غير الإجراءات الفعلية للبرنامج إلى تغيير حصائل المشاركين.

المراجع

Abadie, Alberto, Joshua D. Angrist, and 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, and Michael Kremer. 2002. "Vouchers for Private Schooling in Colombia: Evidence from a Randomized Natural Experiment." *American Economic Review* 92 (5): 129–58.

Banerjee, Abhijit, Shawn Cole, Esther Duflo, and Leigh Linden. 2007. "Remedying Education: Evi- dence from Two Randomized Experiments in India." *Quarterly Journal of Economics* 122 (3): 355–64.

Behrman, Jere, and 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): 156–69.

Behrman, Jere, Susan Parker, and Petra Todd. 2009. "Long-Term Impacts of the *Oportunidades* Con- ditional 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: MIT Press.

Björklund, Anders, and Robert Moffitt. 1987. "The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-Selection Models." *Review of Economics and Statistics* 69 (1): 42492.

Dammert, Ana. 2007. "Heterogeneous Impacts of Conditional Cash Transfers: Evidence from Nicara- gua." Working Paper, McMaster University, Hamilton, ON, Canada.

de Janvry, Alain, Frederico Finan, Elisabeth Sadoulet, and Renos Vakis. 2006. "Can Conditional Cash Transfer Programs Serve as Safety Nets in Keeping Children at School and from Working When Exposed to Shocks?" *Journal of Development Economics* 79 (2): 349–73.

Djebbari, Habiba, and Jeffrey Smith. 2008. "Heterogeneous Impacts in PROGRESA." IZA Discussion Paper 3362, Institute for the Study of Labor, Bonn, Germany.

Duflo, Esther, Rachel Glennerster, and Michael Kremer. 2008. "Using Randomization in Develop- ment Economics Research: A Toolkit." In *Handbook of Development Economics*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3895–962. Amsterdam: North-Holland.

Gertler, Paul. 2004. "Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PRO- GRESA's Control Randomized Experiment." *American Economic Review, Papers and Proceedings* 94 (2): 622–41.

Giné, Xavier, Dean Karlan, and Jonathan Zinman. 2008. "The Risk of Asking: Measurement Effects from a Baseline Survey in an Insurance Takeup Experiment." Working Paper, Yale University, New Haven, CT.

Heckman, James J., and Edward J. Vytlacil. 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.” *Econo- metrica* 73 (3): 669–738.

Hoddinott, John, and Emmanuel Skoufias. 2004. “The Impact of PROGRESA on Food Consump- tion.” *Economic Development and Cultural Change* 53 (1): 153–61.

Imbens, Guido, and 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, and 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.” NBER Technical Working Paper 295, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Quandt, Richard. 1972. “Methods for Estimating Switching Regressions.” *Journal of the American Sta- tistical Association* 67 (338): 706–10.

Ravallion, Martin. 2008. “Evaluating Anti-Poverty Programs.” In *Handbook of Development Econom- ics*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.

Roy, Andrew D. 1951. “Some Thoughts on the Distribution of Earnings.” *Oxford Economic Papers* 3 (2): 223–46.

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, and Vincenzo di Maro. 2007. “Conditional Cash Transfers, Adult Work Incen- tives, and Poverty.” Policy Research Working Paper 3973, World Bank, Washington, DC.

Todd, Petra, and Kenneth Wolpin. 2006. “Assessing the Impact of a School Subsidy Program in Mex- ico: Using a Social Experiment to Validate a Dynamic Behavioral Model of Child Schooling and Fertility.” *American Economic Review* 96 (5): 1384–417.

٤. مطابقة درجة الميل

الملخص

تُنشئ مطابقة درجة الميل (PSM) مجموعة مقارنة إحصائية تستند إلى نموذج احتمالية المشاركة في المعالجة، باستخدام الخصائص المرصودة. ثم تتم مطابقة المشاركين على أساس هذا الاحتمال، أو درجة الميل، مع غير المشاركين. ثم يتم حساب متوسط تأثير المعالجة للبرنامج على أنه متوسط الفرق في الحصائل بين هاتين المجموعتين. تعتمد صلاحية مطابقة درجة الميل على شرطين: (أ) الاستقلال الشرطي (أي أن العوامل غير الملحوظة لا تؤثر على المشاركة) و (ب) دعم مشترك كبير أو تداخل في درجات الميل عبر عينات المشاركين وغير المشاركين.

تستخدم مقاربات مختلفة لمطابَقة المشاركين مع غير المشاركين على أساس درجة الميل. وهي تشمل مطابقة الجار الأقرب (NN)، ومطابقة الفرجار ونصف القطر، والتقسيم الطبقي ومطابقة الفترات الزمنية، ومطابقة النواة والمطابقة الخطية المحلية (LLM). يمكن أن تؤدي الطرق القائمة على الانحدار على عينة المشاركين وغير المشاركين، باستخدام درجة الميل كأوزان، إلى تقديرات أكثر كفاءة.

تعد مطابقة درجة الميل بمفردها مقاربة مفيدة عندما يُعتقد أن الخصائص الملاحظة فقط تؤثر على مشاركة البرنامج. يعتمد ما إذا كان هذا الاعتقاد هو الحال بالفعل على الميزات الفريدة للبرنامج نفسه، من حيث الاستهداف وكذلك التقبل الفردي للبرنامج. بافتراض أن الاختيار على أساس الخصائص المرصودة قوي بما يكفي لتحديد المشاركة في البرنامج، فإن بيانات خط الأساس المتعلقة بمجموعة واسعة من خصائص ما قبل البرنامج ستسمح بتحديد أكثر دقة لاحتمال المشاركة بناءً على الخصائص المرصودة. يمكن إجراء بعض الاختبارات لتقدير درجة التحيز في الاختيار أو المشاركة بناءً على الخصائص غير المرصودة.

أهداف التعلُّم

بعد إكمال هذا الفصل، سيتمكن القارئ من مناقشة ما يلي:

- حساب درجة الميل والافتراضات الأساسية اللازمة لتطبيق مطابقة درجة الميل (MSP)
- طرق مختلفة لمطابقة المشاركين مع غير المشاركين في مجال الدعم المشترك
- عيوب مطابقة درجة الميل وطرق تقدير درجة تحيز الاختيار على أساس الخصائص غير المرصودة
- استخدام مطابقة درجة الميل في الطرق القائمة على الانحدار

مطابقة درجة الميل واستخداماتها العملية

بالنظر إلى المخاوف المتعلقة بتنفيذ التقييمات العشوائية، لا تزال المقاربة طريقة مثالية لتقييم الأثر من الناحية النظرية. وهكذا، عندما لا يمكن اختيار طريقة عشوائية للمعالجة، فإن أفضل ما يجب فعله هو محاولة محاكاة التوزيع العشوائي — أي محاولة الحصول على نظير لتجربة عشوائية قابل للرصد. مع طرق المطابقة، يحاول المرء خلق مجموعة تعبر عن الواقع المضاد أو مجموعة ضابطة تشبه مجموعة المعالجة قدر الإمكان من حيث الخصائص المرصودة. تكمن الفكرة في إيجاد، من مجموعة كبيرة من غير المشاركين، *أفرادًا مشابهين*، استنادًا إلى الملاحظة، للمشاركين من حيث الخصائص التي لا تتأثر بالبرنامج (يمكن أن تتضمن هذه الخصائص خصائص ما قبل البرنامج، على سبيل المثال، لأن هؤلاء من الواضح أنهم لا يتأثرون بالمشاركة اللاحقة في البرنامج). تتم مطابقة كل مشارك مع غير مشارك مماثل إستنادًا إلى الملاحظة، ثم تتم مقارنة متوسط الفرق في الحصائل بين المجموعتين للحصول على تأثير معالجة البرنامج. إذا افترض المرء أن الاختلافات في المشاركة تستند فقط إلى الاختلافات في الخصائص المرصودة، وإذا كان هناك عدد كافٍ من غير المشاركين متاحين لمطابقة المشاركين، فيمكن قياس تأثير المعالجة المقابل حتى إذا كانت المعالجة غير عشوائية.

تكمن المشكلة في تحديد المجموعات التي تبدو متشابهة بمصداقية. يعتبر تحديد الهوية مشكلة لأنه حتى لو كانت الأسر متطابقة مع ناقل X ذي خصائص مختلفة، نادرًا ما يجد المرء أسرتين متشابهتين تمامًا مع بعضهما البعض من حيث العديد من الخصائص. نظرًا لوجود العديد من الخصائص المحتملة، فإن الطريقة الشائعة لمطابقة الأسر هي مطابقة درجة الميل. في مطابقة درجة الميل، تتم مطابقة كل مشارك مع غير مشارك على أساس درجة ميل واحدة، مما يعكس احتمالية المشاركة المشروطة بخصائصهم المرصودة المختلفة X (انظر روزنباوم وروبين ١٩٨٣). لذلك تتجنب مطابقة درجة الميل "لعنة الأبعاد" المرتبطة بمحاولة التوفيق بين المشاركين وغير المشاركين في كل خاصية ممكنة عندما تكون X كبيرة جدًا.

ما الدور الذي تؤديه مطابقة درجة الميل؟

تبني مطابقة درجة الميل مجموعة مقارنة إحصائية من خلال نمذجة احتمالية المشاركة في البرنامج على أساس الخصائص المرصودة التي لم تتأثر بالبرنامج. ثم تتم مطابقة المشاركين على أساس هذا الاحتمال، أو درجة الميل، مع غير المشاركين، باستخدام طرق مختلفة موضحة لاحقًا في الفصل. ثم يتم حساب متوسط تأثير المعالجة للبرنامج على أنه متوسط الفرق في الحصائل عبر هاتين المجموعتين. يعد مطابقة درجة الميل مفيدًا في حد ذاته عندما يُعتقد أن الخصائص التي تمت ملاحظتها فقط هي التي تؤثر على مشاركة البرنامج. يعتمد هذا الافتراض على القواعد التي تحكم استهداف البرنامج، بالإضافة إلى أي عوامل تدفع بالاختيار الذاتي للأفراد أو الأسر في البرنامج. من الناحية المثالية، إذا كانت متوفرة، يمكن استخدام بيانات خط الأساس التي يتم جمعها قبل بداية البرنامج بخصوص المشاركين وغير المشاركين لحساب درجة الميل ولمطابقة المجموعتين على أساس درجة الميل.

يمكن أن يساعد الاختيار على أساس الخصائص المرصودة أيضًا في تصميم تجارب الموجات المتعددة. توصل هان وهيرانو وكارلان (٢٠٠٨) إلى أن البيانات المتاحة عن المتغيرات المشتركة للأفراد المستهدفين بتجربة، على سبيل المثال في المرحلة الأولى من تدخل يتم إجراؤه على مرحلتين، يمكن استخدامها لاختيار قاعدة تخصيص المعالجة للمرحلة الثانية — بشرط الخصائص المرصودة. هذا يعادل اختيار درجة الميل في المرحلة الثانية ويسمح بتقدير أكثر كفاءة للتأثيرات السببية.

طريقة مطابقة درجة الميل من الناحية النظرية

تحاول مقاربة مطابقة درجة الميل تسجيل تأثيرات المتغيرات المشتركة المختلفة الملاحظة X على المشاركة في درجة أو مؤشر ميل واحد. ثم تتم مقارنة حصائل الأسر المشاركة وغير المشاركة بدرجات ميل مماثلة للحصول على تأثير البرنامج. يتم إسقاط الأسر التي لم يتم العثور على مطابِقة لها بسبب عدم وجود أساس للمقارنة.

تبني مطابقة درجة الميل مجموعة مقارنة إحصائية تستند إلى نموذج لاحتمال المشاركة في المعالجة T بشرط الخصائص المرصودة X، أو درجة الميل: $P(X) = \Pr(T=1|X)$. يوضح روزنباوم وروبين (١٩٨٣) أنه وفقًا لافتراضات معينة، فإن المطابقة على $P(X)$ جيدة مثل المطابقة على X. الافتراضات الضرورية لتحديد تأثير البرنامج هي (أ) الاستقلال المشروط و (ب) وجود الدعم. هذه الافتراضات مفصلة في الأقسام التالية.

على النحو الوارد أيضًا في الفصلين ٢ و ٣، يمكن تمثيل تأثير المعالجة للبرنامج باستخدام هذه الطرق إما على أنه متوسط تأثير المعالجة (ATE) أو تأثير المعالجة على المعالَج (TOT). عادة، يمكن للباحثين والمقيّمين ضمان صلاحية العينة الداخلية فقط على عكس الخارجية، لذلك لا يمكن تقدير سوى تأثير المعالجة على المعالَج. تنطبق الافتراضات الأضعف للاستقلال المشروط بالإضافة إلى الدعم المشترك على توقع تأثير المعالجة على المعالَج. كما تمت مناقشتها أيضًا في هذا الفصل.

افتراض الاستقلال المشروط

ينص *الاستقلال الشرطي* على أنه بالنظر إلى مجموعة من المتغيرات المشتركة التي يمكن ملاحظتها X والتي لا تتأثر بالمعالجة، فإن الحصائل المحتملة Y تكون مستقلة عن تعيين المعالجة T إذا كان Y^T_i يمثل حصائل المشاركين، وY^C_i يمثل حصائل غير المشاركين، فالاستقلال الشرطي ينص على أن

$$(Y_i^T, Y_i^C) \perp T_i \,|\, X_i. \qquad (٤-١)$$

يُسمى هذا الافتراض أيضًا *عدم الخلط* (روزنباوم وروبين ١٩٨٣)، وينص على أن مدخلات البرنامج تستند بالكامل إلى خواص مرصودة. لتقدير تأثير المعالجة على المعالَج (TOT) بخلاف متوسط تأثير المعالجة (ATE)، نحتاج إلى افتراض أضعف:

$$Y_i^C \perp T_i \,|\, X_i. \qquad (٤-٢)$$

الاستقلال الشرطي افتراض قوي، وليس معيارًا قابلاً للاختبار مباشرة، وهو يعتمد على سمات محددة للبرنامج نفسه. إذا كانت الخواص غير المرصودة تحدّد المشاركة في البرنامج، فستتم مخالفة الاستقلال الشرطي، ولن تكون مطابقة درجة الميل (PSM) طريقة ملائمة.[1] تناقش الفصول من ٥ إلى ٩ المقاربات عند وجود اختيار غير مرصود، وبالتالي، غير خاضع للمتابعة. إن وجود مجموعة كبيرة من البيانات قبل إعداد البرنامج سيساعد في دعم افتراض الاستقلال الشرطي - من خلال السماح بالتحكم في العديد من الخواص المرصودة التي قد تؤثر على المشاركة في البرنامج (بافتراض أن الاختيار غير المرصود محدود). تناقش الفصول التالية البدائل عند اختيار الخواص غير المرصودة، وبالتالي عند مخالفة الاستقلال الشرطي، ويشمل ذلك طريقتي المتغير المساعد والاختلاف في الاختلافات.

افتراض الدعم المشترك

ثمة افتراض آخر، وهو *الدعم المشترك* أو *حالة التداخل*: $0 < \mathrm{P}(T_i = 1 \mid X_i) < 1$. تضمن هذه الحالة أن ملاحظات المعالجة لها ملاحظات مقارنة "قريبة" في توزيع درجات الميل (هيكمان ولالوند وسميث ١٩٩٩). وبالتحديد، تعتمد فعالية مطابقة درجة الميل أيضًا على وجود عدد كبير ومتساوٍ أيضًا من ملاحظات المشاركين وغير المشاركين، ومن ثم يمكن إيجاد مساحة كبيرة من الدعم المشترك. لتقدير تأثير المعالجة على المعالَج، يمكن تخفيف هذا الافتراض إلى $P(T_i = 1|X_i) < 1$.

لذا يجب أن تكون وحدات المعالجة مشابهة لوحدات عدم المعالجة من حيث الخواص المرصودة التي لا تتأثر بالمشاركة، ومن ثم قد يتعيّن إسقاط بعض وحدات عدم المعالجة لضمان التوافق. ولكن، قد يتعيّن في بعض الأحيان إسقاط مجموعة فرعية غير عشوائية من عينة المعالجة في حال عدم وجود وحدات مقارنة مماثلة (رافاليون ٢٠٠٨). وهذه الحالة أكثر إشكالية لأنها تنشئ تحيّزًا محتملًا في العينة في تأثير المعالجة. قد تكون دراسة خواص الوحدات المُسقَطة مفيدة في تفسير التحيّز المحتمل في التأثيرات المقدّرة للمعالجة.

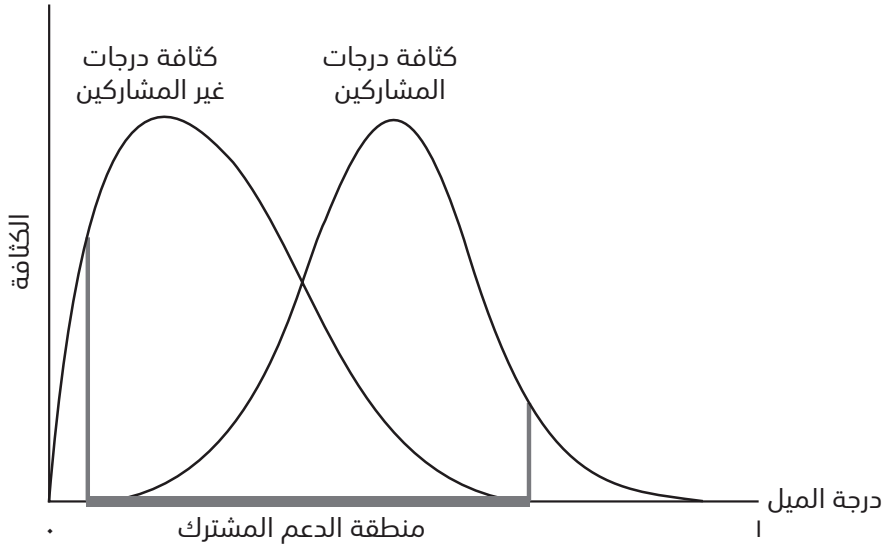
يشجع كل من هيكمان وإشيمورا وتود (١٩٩٧) على إسقاط ملاحظات المعالجة ذات الدعم المشترك الضعيف. يمكن التوصّل إلى استنتاجات حول السببية في مساحة الدعم المشترك فقط، كما هو موضح في الشكل ٤-١. يوضح الشكل ٤-٢ حالة يكون فيها الدعم المشترك ضعيفًا.

تأثير المعالجة على المُعالَج باستخدام مطابقة درجة الميل

في حال انطباق الاستقلال الشرطي، وإذا كان هناك تداخل كبير في $P(X)$ بين المشاركين وغير المشاركين، يمكن تحديد مُقدِّر مطابقة درجة الميل (PSM) للمعالجة على المُعالَج (TOT) بأنه متوسط الفرق في Y على امتداد الدعم المشترك، مع ترجيح وحدات المقارنة حسب توزيع درجات الميل للمشاركين. يمكن تحديد مقدّر المقطع العرضي النموذجي كما يلي:

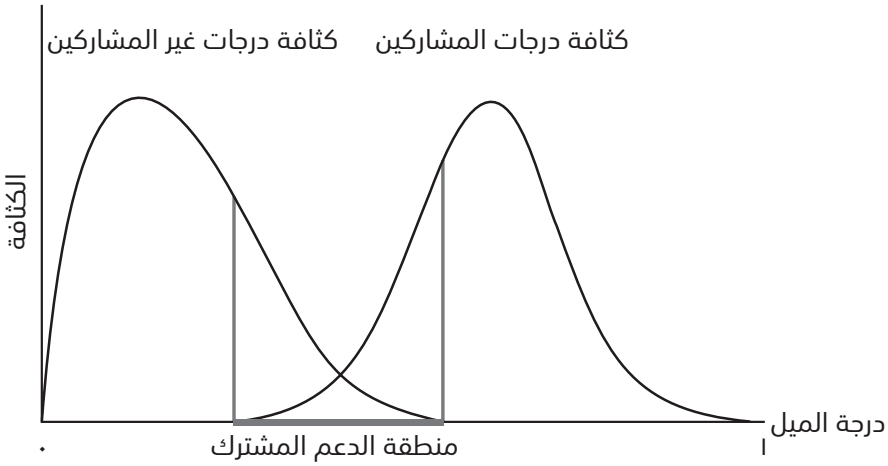
$$\mathrm{TOT}_{\mathrm{PSM}} = E_{P(X)\,|\,T=1}\{E[Y^T \mid T=1, P(X)] - E[Y^C \mid T=0, P(X)]\}. \quad (٤-٣)$$

الشكل ٤-١ مثال عن الدعم المشترك



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

الشكل ٤-٢ مثال عن التوازن السيئ والدعم المشترك الضعيف



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

على نحو أكثر صراحة، يمكن كتابة تأثير المعالجة، باستخدام بيانات المقطع العرضي وضمن الدعم المشترك، على النحو التالي (انظر هيكمان وإشيمورا وتود ١٩٩٧؛ سميث وتود ٢٠٠٥):

$$\Rightarrow \mathrm{TOT}_{\mathrm{PSM}} = \frac{1}{N_T}\left[\sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{j \in C} \omega(i,j) Y_j^C\right] \qquad (٤-٤)$$

حيث N_T هو عدد المشاركين i و$\omega(i\ j)$, هو المرجح المستخدم لتجميع حصائل غير المشاركين المطابقين j.[٢]

تطبيق طريقة مطابقة درجة الميل

لحساب تأثير المعالجة المترتب عن تطبيق البرنامج، يجب أولًا حساب درجة الميل $P(X)$ استنادًا إلى المتغيرات المشتركة المرصودة X التي تؤثر بصورة مشتركة على المشاركة والحصيلة محل الإهتمام. الهدف من المطابقة هو إيجاد مجموعة المقارنة الأقرب، من عيّنة من غير المشاركين، إلى عيّنة من المشاركين في البرنامج. تُقاس المجموعة "الأقرب" بدلالة الخواص المرصودة التي لا تتأثر بالمشاركة في البرنامج.

الخطوة الأولى: تقدير نموذج المشاركة في البرنامج

أولًا، يجب تجميع عينات المشاركين وغير المشاركين، ثم يجب تقدير المشاركة T على أساس جميع المتغيرات المشتركة المرصودة X في البيانات التي يمكن أن تحدّد المشاركة. عندما نهتم بمقارنة حصائل أولئك المشاركين $(T = 1)$ مع حصائل غير المشاركين $(T = 0)$ فقط، يمكن التوصل إلى هذا التقدير من نموذج الوحدة الاحتمالية أو النموذج اللوغاريتمي للمشاركة في البرنامج. يقدم كل من كالييندو وكوبينيج (٢٠٠٨) أيضًا أمثلة لتقديرات معادلة المشاركة التي تضم متغير معالجة غير ثنائي، بناءً على دراسات كل من بريسون ودورسيت وبوردون (٢٠٠٢)؛ وإمبينز (٢٠٠٠)؛ وليشنر (٢٠٠١). وفي هذه الحالة، يمكن استخدام نموذج الوحدة الاحتمالية متعددة الحدود (يتطلب ذلك حسابات مكثفة ولكنه يعتمد على افتراضات أضعف من اللوغاريتم متعدد الحدود) أو سلسلة من النماذج ذات الحدين.

بعد تقدير معادلة المشاركة، يمكن اشتقاق الحصائل المتنبأ بها لـ T من معادلة المشاركة. تمثّل الحصيلة المتوقعة الاحتمالية المُقَدَّرَة لدرجة المشاركة أو الميل. لكل مشارك أو غير مشارك ضمن العينة درجة ميل مُقَدَّرَة $\hat{P}(X|T = 1) = \hat{P}(X)$. لاحظ أن معادلة المشاركة ليست نموذج محددات، لذلك فإن المخرجات المُقَدَّرَة مثل قيمة t الإحصائية وR^2 ليست مفيدة من الناحية المعلوماتية وقد تكون مضللة. بالنسبة لهذه المرحلة من مطابقة درجة الميل (PSM)، لا تحظى السببية بالقدر نفسه من الاهتمام الذي يحظى به الترابط بين X وT.

بالنسبة للمتغيرات المشتركة ذات الصلة X، ستكون مطابقة درجة الميل متحيزة إذا كانت المتغيرات المشتركة التي تحدّد المشاركة غير متضمنة في معادلة المشاركة لأسباب أخرى. يمكن أن تتضمن هذه الأسباب، على سبيل المثال، رداءة جودة البيانات أو سوء الفهم للسياق المحلي الذي يُقدَّم البرنامج فيه. ونتيجة لذلك، فثمة محدودية في التوجيه بشأن طريقة اختيار المتغيرات X باستخدام الاختبارات الإحصائية، لأن الخواص المرصودة التي يُرجّح أكثر أن تحدد المشاركة يُحتمل أن تكون مدفوعة بالبيانات ومحددة السياق.[٣] يوضح كل من هيكمان وإشيمورا وتود (١٩٩٧، ١٩٩٨) أن التحيّز في تقدير آثار البرنامج المستند إلى مطابقة درجة الميل قد يكون منخفضًا، على ضوء ثلاثة شروط عامة. أولاً، يجب استخدام أداة المسح أو مصدر البيانات نفسه إن أمكن للمشاركين وغير المشاركين. يساعد استخدام مصدر البيانات نفسه على ضمان قياس الخواص المرصودة التي تدخل النموذج اللوغاريتمي أو الاحتمالي على نحو متشابه عبر المجموعتين بما يعكس المفاهيم نفسها. ثانيًا، يمكن أن يحسّن إجراء مسح لعينة غير المشاركين والمشاركين المؤهلين كثيرًا من دقة درجة الميل. وأيضًا، كلما كانت عينة غير المشاركين المؤهلين أكبر، سيتم تسهيل المزيد من المطابقة الجيدة. إذا ظهرت عينتان من عمليتي مسح مختلفتين، ينبغي أن يكون المسحان قابلين للمقارنة بدرجة كبيرة (الاستبيان نفسه، والمحاورون أنفسهم أو تدريب المحاورين نفسه، وفترة المسح نفسها، وما إلى ذلك). ثمة نقطة ذات صلة، وهي أنه يجب على

المشاركين وغير المشاركين أن يواجهوا الحوافز الاقتصادية نفسها التي قد تدفع إلى تبني خيارات من قبيل المشاركة في البرنامج (انظر رافاليون ٢٠٠٨؛ ربما تتضمن هذه الحوافز الوصول إلى أسواق مماثلة على سبيل المثال). يمكن تفسير هذا العامل باختيار المشاركين وغير المشاركين من المنطقة الجغرافية نفسها.

ولكن يجب تجنّب تضمين عدد فائض من المتغيرات X في معادلة المشاركة؛ وقد تؤدي المبالغة في توصيف النموذج إلى حدوث أخطاء معيارية أعلى في درجة الميل المُقَدَّرة $\hat{P}(X)$ وقد تؤدي أيضًا إلى التنبؤ المثالي بمشاركة الكثير من الأُسر $(\hat{P}(X) = 1)$. في الحالة الأخيرة، ستسقط هذه الملاحظات من الدعم المشترك (كما سنناقش لاحقًا). كما ذكرنا سابقًا، فإن تحديد المشاركة هو مشكلة أقل أهمية في المعادلة المشاركة مقارنة بالحصول على توزيع احتمالات المشاركة.

الخطوة الثانية: تعريف منطقة الدعم المشترك واختبارات التوازن

بعد ذلك، ينبغي تعريف منطقة الدعم المشترك، حيث يتداخل توزيعيْ درجة الميل للمجموعة المعالجة مع المجموعة المقارنة. وكما ذكرنا سابقًا، قد يتعين إسقاط بعض ملاحظات غير المشاركين لأنها تقع خارج نطاق الدعم المشترك. وقد يستمر تحيز العينات إذا اختلفت ملاحظات غير المشاركين التي تم إسقاطها اختلافًا منهجيًا من حيث الخواص المرصودة عن عينة غير المشاركين المحتفظ بها؛ ويجب متابعة هذه الاختلافات بعناية للمساعدة على تفسير تأثير المعالجة.

يمكن إجراء اختبارات التوازن أيضًا للتحقق مما إذا كانت درجة الميل المتوسطة وقيمة متوسط X متساويتين لكل جزء كمي من توزيع درجة الميل. لكي تكون مطابقة درجة الميل (PSM) ذات فائدة، يجب أن تكون مجموعتي المعالجة والمقارنة متوازنتين من ناحية استناد درجات الميل المماثلة إلى قيمة مرصودة شبيهة لـ X. وعلى الرغم من أن المجموعة المعالجة والمجموعة المقارنة المتطابقة غير المعالجة لهما درجتا الميل نفسيهما، فإنهما لا تكونان متشابهتين من الناحية الرصدية في حال وجود خطأ في التحديد ضمن معادلة المشاركة. يجب أن يكون توزيعيْ المجموعة المعالجة والمجموعة المقارنة المقارنة متشابهين، وهذا ما ينص عليه التوازن. يجب التحقق فعليًا مما إذا كان

$$\hat{P}(X\ T=1) = \hat{P}(X\ T=0)$$

.

الخطوة الثالثة: مطابقة المشاركين مع غير المشاركين

يمكن استخدام معايير مطابَقة مختلفة لتخصيص مشاركين للمطابقة مع غير المشاركين على أساس درجة الميل. ويستلزم عمل ذلك حساب وزن كل مجموعة مطابقة: "مشارك-غير مشارك". وكما سنناقش أدناه، قد يؤثر اختيار تقنية مطابقة معينة على تقدير البرنامج الناتج من خلال الترجيحات المخصصة:

- *مطابقة الجار الأقرب*. إحدى أكثر تقنيات المطابقة استخدامًا مطابقة الجار الأقرب (NN)، حيث تتم مطابقة كل وحدة معالجة مع وحدة المقارنة ذات درجة الميل الأقرب. يمكننا أيضًا اختيار الجيران الأقرب لـ n لإجراء المطابقة (عادةً ما تُستخدم $n=5$). يمكن إجراء المطابقة مع أو بدون الاستبدال. تعني المطابقة مع الاستبدال، على سبيل المثال، أنه يمكن استخدام غير المشارك نفسه بمثابة مطابِقٍ لمشاركين مختلفين.

- *مطابقة الفرجار أو نصف القطر.* تكمن إحدى إشكاليات مطابقة الجار الأقرب (NN) في أن الاختلاف في درجات الميل لمشاركٍ ومجاوره الأقرب غير المشاركِ قد يظل مرتفعًا للغاية. وتؤدي هذه الحالة إلى مطابِقات ضعيفة، ويمكن تجنبها بفرض عتبة أو "تسامح" لمسافة درجة الميل القصوى (*فتحة الفرجار*). ولهذا يتطلب هذا الإجراء المطابقة مع الاستبدال، وذلك فيما بين درجات الميل فقط ضمن نطاق محدد. يُحتمل إسقاط عدد أكبر من غير المشاركين، ولكن ذلك ينطوي على إمكانية زيادة فرصة تحيّز العينة.
- *التقسيم الطبقي أو مطابقة الفترات.* يقسم هذا الإجراء الدعم المشترك إلى طبقات مختلفة (أو فترات زمنية) ويحسب أثر البرنامج على كل فترة. وبالتحديد، ضمن كل فترة زمنية، يكون تأثير البرنامج هو متوسط الفرق في الحصائل بين ملاحظات المجموعة المعالجة وملاحظات المجموعة الضابطة. يعطي المتوسط المرجح لتقديرات أثر هذه فترة أثرَ البرنامج الإجمالي، بأخذ حصة المشاركين في كل فترة بمثابة ترجيحات.
- *مطابقة النواة والمطابقة الخطية المحلية.* أحد المخاطر في الطرق التي وُصفت للتوّ هي أن مجموعة فرعية صغيرة فقط من غير المشاركين ستستوفي في النهاية معايير الإدراج ضمن الدعم المشترك وبالتالي تكوين حصيلة الواقع المضاد. تَستخدم مُقدِّرات المطابقة اللامعلمية، مثل مطابقة النواة والمطابقة الخطية المحلية (LLM)، متوسطًا مرجحًا لجميع غير المشاركين لإنشاء مطابقة الواقع المضاد لكل مشارك. إذا كانت P_i هي درجة الميل للمشارك *i* وكانت P_j هي درجة الميل لغير المشارك *j*، وإذا اتّبعنا الترميز في المعادلة ٤-٤، فتُعطي ترجيحات مطابق النواة، حيث K(٠) دالة النواة وa_n مَعلمة عرض النطاق.

$$\omega(i,j)_{KM} = \frac{K\left(\frac{P_j - P_i}{a_n}\right)}{\sum_{k \in C} K\left(\frac{P_k - P_i}{a_n}\right)}, \qquad (٤-٥)$$

على النقيض من ذلك، تقدِّر المطابقة الخطية المحلية (LLM) الانحدار متعدد الحدود الموزون محليًا (*lowess*) لحصيلة مجموعة المقارنة في جوار كل ملاحظة للمعالجة (هيكمان وإشيمورا وتود ١٩٩٧). تُماثِل مطابة النواة الانحدار على حدّ ثابت، بينما تَستخدم المطابقة الخطية المحلية حدًا ثابتًا وحدّ ميل، ولذلك فإنها "خطية". ويمكن أن تتضمن المطابقة الخطية المحلية معدل تقارب أسرع بجوار النقاط الحدية (انظر فان ١٩٩٢ و١٩٩٣). مُقدِّر المطابقة الخطية المحلية له صيغة مماثلة لصيغة مطابقة النواة، باستثناء دالة الترجيح:

$$\omega(i,j)_{LLR} = \frac{K_{ij}\sum_{k \in C} K_{ik}(P_k - P_i)^2 - \left[K_{ij}(P_j - P_i)\right]\sum_{k \in C} K_{ik}(P_k - P_i)}{\sum_{j \in C} K_{ij}\sum_{k \in C} K_{ik}(P_k - P_i)^2 - \left(\sum_{k \in C} K_{ik}(P_k - P_i)\right)^2}. \qquad (٤-٦)$$

- *مطابقة الاختلاف في الاختلافات.* من خلال البيانات المستخلصة من الملاحظات بخصوص المجموعة المشاركة والمجموعة المقارنة قبل تدخّل البرنامج وبعده، يمكن إنشاء مقدِّر الاختلاف في الاختلافات (DD). سنناقش مقاربة الاختلاف في الاختلافات بتفصيل أكثر في الفصل الخامس، ومن المهم أنه يسمح بالخواص غير المرصودة المؤثرة على مدخلات البرنامج، على فرض عدم تغيّر جميع هذه السمات غير المرصودة بمرور الوقت. لمعرفة كيفية تطبيق مقدِّر الاختلاف في الاختلافات، راجع مقدِّر مطابقة درجة ميل المقطع العرضي المعطاة في المعادلة ٤-٤. مع توزع البيانات الطولية المُجمعة على فترتين زمنيتين $t = \{1,2\}$، يُعطى مُقدّر الاختلاف في الاختلافات الخطي المحلي لمتوسط الفَرق في الحصائل Y_{it} فيما بين المشاركين i وغير المشاركين j في نطاق الدعم المشترك بالمعادلة التالية:

$$\text{TOT}_{\text{PSM}}^{\text{DD}} = \frac{1}{N_T}\left[\sum_{i\in T}(Y_{i2}^{T} - Y_{i1}^{T}) - \sum_{j\in C}\omega(i,j)(Y_{j2}^{C} - Y_{j1}^{C})\right]. \qquad (٧-٤)$$

مع توزيع المقاطع العرضية على الزمن فقط وليس البيانات الطولية المُجمعة (انظر تود ٢٠٠٧)، يمكن كتابة $\text{TOT}_{\text{PSM}}^{\text{DD}}$ بالصيغة

$$\text{TOT}_{\text{PSM}}^{\text{DD}} = \frac{1}{N_{T_2}}\left[\sum_{i\in T_2} Y_{i2}^{T} - \sum_{j\in C_2}\omega(i,j)\,Y_{j2}^{C}\right] - \frac{1}{N_{T_1}}\left[\sum_{i\in T_1} Y_{i1}^{T} - \sum_{j\in C_1}\omega(i,j)\,Y_{j1}^{C}\right]. \qquad (٨-٤)$$

هنا، Y_{it}^{T} و Y_{jt}^{C}، $t = \{1,2\}$ هما حصيلتا ملاحظات المشاركين وغير المشاركين في كل فترة زمنية t. تجمع مقاربة الاختلاف في الاختلافات بين مقاربتي مطابقة درجة الميل الاختلاف في الاختلافات التقليديتين اللتان سنناقشهما في الفصل التالي. ومن ثم، يمكن حساب الخواص المرصودة وغير المرصودة التي تؤثر على المشاركة - إذا افترض أن العوامل غير المرصودة التي تؤثر على المشاركة ثابتة بمرور الزمن. إذا افترضنا حدوث الاختلاف في الحصائل بمرور الزمن أيضًا، فهذا قد يعني اختلاف الخواص غير المرصودة الثابتة بمرور الزمن وبالتالي تحيز الاختيار غير المرصود المحتمل. يناقش الفصل الخامس أيضًا هذه النقطة بالتفصيل. يمكن أيضًا استخدام مُقَدِّر معدّل بالانحدار (سنصفه بمزيد من التفصيل لاحقًا في هذا الفصل وكذلك في الفصل الخامس). تفترض هذه الطريقة استخدام نموذج خطي قياسي للحصائل ولتقدير تأثير المعالجة على المعالَج (مثل $Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$) وتطبيق الترجيحات على أساس درجة الميل على مجموعة المقارنة المطابِقة. ويمكن أن تسمح أيضًا باختيار الخواص غير المرصودة، مع افتراض أن هذه الخواص لا تتغير بمرور الزمن أيضًا.

لذا، يُمكن استخدام عدد من الخطوات لمطابقة المشاركين مع غير المشاركين. يمكن أن تكشف مقارنة الحصائل عبر طرق المطابقة المختلفة عما إذا كان تأثير البرنامج المتوقع قويًا. يصف المربع ٤-١ بعض هذه الطرق، من دراسة عن أثر برنامج المدارس الحقلية للمزارعين (FFS) في بيرو على معرفة المزارعين بممارسات إدارة الآفات المتعلقة بزراعة البطاطس (جودتلاند وآخرون ٢٠٠٤).

المربع ٤-١ دراسة حالة: خطوات إنشاء عينة مطابقة من غير المشاركين لتقييم برنامج المدارس الحقلية للمزارعين

بدأ برنامج المدارس الحقلية للمزارعين عام ١٩٩٨ على يد علماء مع منظمة كير-بيرو (CARE-Peru). طبّق جودتلاند وآخرون (٢٠٠٤) في دراستهم للبرنامج ثلاث خطوات مختلفة لتوليد دعم مشترك لدرجات الميل بهدف مطابقة عينة غير المشاركين مع عينة المشاركين. إن هذه الخطوات، كما هو موضح هنا، هي طرق مجمعة نوقشت رسميًا في المؤلفات التي تتناول مطابقة درجة الميل والقواعد غير الرسمية الشائع تطبيقها عمليًا.

أولاً، اختيرت نقطة انقطاع لدرجة الميل، وكانت جميع الأسر فوقها متضمنة في مجموعة المقارنة. ليست هناك قاعدة رسمية لاختيار نقطة الانقطاع هذه، وقد استخدمها جودتلاند وآخرون بمثابة أساس مقارنة درجة الميل المتوسطة بين المشاركين والمساوية ٠,٦. ثانيًا، اختيرت مجموعة المقارنة، باستخدام طريقة مطابقة الجار الأقرب، التي تطابق كل مشارك مع خمسة غير مشاركين بأقرب قيمة لدرجة الميل (ضمن الحد المقترح ٠,٠١). أزيلت المُطابقات غير الواقعة في هذا النطاق من العينة. في مقاربة ثالثة، استُخدمت عينة غير المشاركين الكاملة (ضمن الدعم المشترك) لتكوين تطابق مرجح لكل مشارك، بتطبيق طريقة "انحدار النواة اللامعلمي" التي اقترحها هيكمان وإشيمورا وتود (١٩٩٨).

لتقييم قابلية مقارنة عينات المشاركين وغير المشاركين المطابقين في هذه الطرق الثلاث، أجرى جودتلاند وآخرون (٢٠٠٤) اختبارات توازن لمعرفة ما إذا كانت متوسطات المتغيرات المرصودة لكل مجموعة مختلفة بشكل كبير. بالنسبة للطريقتين الأولى والثانية، أُجري اختبار التوازن بتقسيم كل مجموعة مقارنة ومعالجة إلى طبقات، ورُتّبت حسب درجات الميل. ضمن كل طبقة، أجري اختبار t لتساوي المتوسطات عبر المشاركين وغير المشاركين لكل متغير في معادلة مشاركة المزارعين. توصّل جوتدلاند وآخرون إلى أن الصفر لم يُرفض سوى لبضعة متغيرات من بين كل المتغيرات في أول طريقتين. بالنسبة للطريقة الثالثة، أجري اختبار تساوٍ للمتوسطات على عينات المشاركين ومطابقيهم المرجحين. ولم يُرفَض الصفر سوى لمتغيرين اثنين من بين جميع المتغيرات عند مستوى ١٠ بالمائة. وفي المجمل، لم تتوصل نتائجهم إلى أي اختلافات منهجية في الخواص المرصودة في عينات المشاركين وغير المشاركين.

مشاركة المزارعين في البرنامج جاءت بناءً على اختيار ذاتي، حيث رشّح كل مزارع نفسه للانضمام إلى البرنامج. سُحبَت عينة من غير المشاركين من القرى التي نُفِّذَ فيها برنامج المدارس الحقلية للمزارعين (FFS)، والقرى التي لا يُنفَّذُ فيها هذا البرنامج ولكن توجد فيها برامج أخرى تديرها منظمة CARE-Peru، بالإضافة إلى القرى الضابطة. اختيرت القرى الضابطة بحيث تكون مشابهة لقرى برنامج FFS من حيث الخواص القابلة للرصد مثل المناخ، والبُعد عن عواصم المقاطعات، والبنية التحتية. ومن شأن المقارنة البسيطة لمستويات المعرفة بين المشاركين وغير المشاركين أن تعطي تقديرات متحيزة لتأثير البرنامج، والسبب في ذلك هو أن البرنامج لم يكن خاضعًا للسيطرة وكان المزارعون يختارون أنفسهم للانضمام إلى البرنامج ربما على أساس الخواص المرصودة. لذلك، ستتعين مطابقة غير المشاركين والمشاركين في عدد من الخواص المشتركة لضمان التوافق عبر المجموعتين.

حساب متوسط أثر المعالجة

كما ناقشنا سابقًا، إذا تمكّنا من افتراض وجود استقلال شرطي وتداخل كبير في درجات الميل بين المشاركين وغير المشاركين المطابقين، فإن متوسط تأثير المعالجة بمطابقة درجة الميل يساوي متوسط الفرق في الحصائل على الدعم المشترك، مع ترجيح وحدات المقارنة حسب توزيع درجة الميل للمشاركين. لفهم الآليات المرصودة المحتملة التي تحرّك تأثير البرنامج المقدر، يمكن فحص تأثير المعالجة على الخواص المختلفة القابلة للرصد، مثل الموقع في توزيع الدخل والعمر وما إلى ذلك للعينة.

تقدير الأخطاء المعيارية باستخدام مطابقة درجة الميل: استخدام طريقة Bootstrap (إعادة أخذ عدد من العينات من العينة الأصلية مع الاستبدال)

بالمقارنة مع طرق الانحدار التقليدية، ينبغي أن يتضمن التباينُ المُقدَّر بخصوص تأثير المعالجة في مطابقة درجة الميل التباينَ الذي يُعزى إلى انحراف درجة الميل، وتحديد الدعم المشترك، وترتيب مطابقة الأفراد المُعالَجين (إذا كانت المطابقة تتم دون استبدال) (كالييندو وكوبينيغ ٢٠٠٨). سيُفضي الفشل في حساب هذا التباين الإضافي الذي يتجاوز تباين أخذ العينات الطبيعي إلى تقدير الأخطاء المعيارية بشكل خاطئ (انظر هيكمان وإشيمورا وتود ١٩٩٨).

أحد الحلول هو استخدام طريقة "bootstraping" (إعادة أخذ عدد من العينات من العينة الأصلية مع الاستبدال) (إيفرون وتبشيراني ١٩٩٣؛ هورويتز ٢٠٠٣)، حيث تُسحب عينات متكررة من العينة الأصلية، ويُعاد تقدير خواص التقديرات (كالخطأ المعياري والتحيّز) مع كل عينة. يتضمن كل تقدير للعينات المتكررة المسحوبة الخطوات الأولى للتقدير التي تُشتق فيها درجة الميل، والدعم المشترك، وما إلى ذلك. التبرير الرسمي لمقدِّرات سحب العينات المتكررة محدود، ولكن نظرًا لأن المقدرات خطية بالتقارب، فمن المحتمل أن تؤدي إعادة أخذ عدد من العينات من العينة الأصلية مع الاستبدال إلى أخطاء معيارية وفواصل ثقة صحيحة (إمبينز ٢٠٠٤).

نقد طريقة مطابقة درجة الميل

تعتمد الميزة الرئيسية (والعيب الرئيسي) لمطابقة درجة الميل على الدرجة التي تحفز بها الخواص المرصودة المشاركة في البرنامج. إذا كان من المحتمل أن يكون تحيّز الاختيار من الخواص غير المرصودة ضئيلًا، فقد توفر مطابقةُ درجة الميل مقارنة جيدة مع التقديرات العشوائية. ويمكن أن يكون هناك ارتياب في نتائج مطابقة درجة الميل حتى درجة عدم اكتمال متغيرات المشاركة. وكما ذكرنا سابقًا، فإن هذا الشرط ليس معيارًا يمكن اختباره مباشرة، بل إنه يتطلب فحصًا دقيقًا للعوامل المحفزة للمشاركة في البرنامج (من خلال الاستبيانات، على سبيل المثال).

ومن الإيجابيات الأخرى لمطابقة درجة الميل أنها لا تستلزم بالضرورة إجراء مسح خط الأساس أو مسح للحصول على البيانات الطولية المُجمعة، على الرغم من أنه في المقطع العرضي الناتج، سيتعين أن تحقق المتغيرات المشتركة الداخلة في النموذج اللوغاريتمي افتراض الاستقلال الشرطي من خلال التعبير عن الخواص المرصودة X غير المتأثرة بالمشاركة. بيانات خط الأساس لما قبل البرنامج أكثر فائدة في هذا السياق، لأنها

تشمل متغيرات X المرصودة المستقلة عن حالة المعالجة. كما ناقشنا سابقًا، يمكن أن تساعد بيانات المشاركين وغير المشاركين بمرور الوقت أيضًا في تفسير جزء من التحيّز في الاختيار غير المرصود، وذلك من خلال دمج المقاربات التقليدية لمطابقة درجة الميل مع افتراضات الاختلاف في الاختلافات المفصلة في الفصل الخامس.

بالإضافة إلى أن مقاربة مطابقة درجة الميل هي طريقة شبه مَعْلَمية أيضًا، فهي تفترض وجود قيود أقل على الصيغة الوظيفية لنموذج المعالجة، وكذلك افتراضات أقل بشأن توزيع حدّ الخطأ. وعلى الرغم من إسقاط مطابقة درجة الميل للملاحظات المرصودة لتحقيق الدعم المشترك، فإنها تزيد من إمكانية المقارنات المعقولة عبر الوحدات المُعالجة والوحدات الضابطة المطابقة، ما يمكن أن يخفض التحيّز في أثر البرنامج. ولكن هذه النتيجة لا تكون صحيحة إلا إذا كان الدعم المشترك كبيرًا، ويلزم توفّر بيانات كافية عن غير المشاركين لضمان وجود عينة كبيرة بما يكفي لسحب مطابقات منها. وقد ينتج التحيّز أيضًا عن إسقاط ملاحظات غير المشاركين المختلفة منهجيًا عن الملاحظات المحتفظ بها؛ ويمكن تخفيف هذه المشكلة أيضًا بجمع بيانات عن عينة كبيرة من غير المشاركين، مع وجود تباين كافٍ للسماح بالحصول على عينة ممثلة. وبطريقة أخرى، فدراسة خواص عينة المشاركين المحذوفين يمكن أن تؤدي إلى تحسين تفسير تأثير المعالجة.

تصف دراسة أجراها جالان ورافاليون (٢٠٠٣) الموضحة في المربع ٤-٢ طرقًا لمعالجة تحيّز الاختيار المحتمل في تقديرات برنامج مطابقة درجة الميل. تقدِّر دراستهما مكاسب الدخل الصافي لبرنامج Trabajar للإعانات المشروطة مع العمل في الأرجنتين (حيث يجب على المشاركين مزاولة عمل ما لتلقي إعانات الدخل) خلال الأزمة الاقتصادية التي عصفت بالبلاد عام ١٩٩٧. إن متوسط إعانة الدخل للمشاركين من البرنامج غير مؤكد لأنه يلزم أن يكون المشاركون عاطلين عن العمل قبل الانضمام إلى برنامج Trabajar. لذلك، كان قياس الدخل الضائع، ومن ثم تكوين الواقع المضاد الملائم، مهمًا في هذه الدراسة. لم تتوفر منهجية عشوائية ولا مسح خط الأساس، إلا أن جالان ورافاليون تمكّنا من تكوين واقع مضاد باستخدام بيانات مسح تم تنفيذه في الوقت نفسه تقريبًا وشمل عينة كبيرة من غير المشاركين.

مطابقة درجة الميل والطرق القائمة على الانحدار

نظرًا لأن المطابقة تُنتج تقديرات متّسقة في ظل فرض شروط واهية، فإن إحدى الفوائد العملية لمطابقة درجة الميل (PSM) على المربعات الصغرى العادية (OLS) هي أنها تقلل من عدد الأبعاد التي يجب على أساسها مطابقة الوحدات المشاركة والوحدات المقارنة. ولكن، يمكن حساب تقديرات المربعات الصغرى العادية المتسقة لمتوسط تأثير المعالجة (ATE) بافتراض الشرط الخارجي النشأة. اقترح كل من هيرانو وإمبينز وريدر (٢٠٠٣) مقاربة تقوم على تقدير انحدار مربعات صغرى مرجحة لحصيلة المعالجة T ومتغيرات مرصودة أخرى X غير متأثرة بالمشاركة، باستخدام معكوس تقدير لا مَعْلمي

المربع ٤-٢ دراسة حالة: استخدام مطابقة درجة الميل لاختبار تحيّز الاختيار

أجرى جالان ورافاليون (٢٠٠٣)، في إطار دراستهما لبرنامج Trabajar للإعانات المشروطة مع العمل، مسحًا في المرحلة التي تلت التدخل شمل كُلًا من المشاركين وغير المشاركين. وقد زاد السياق من احتمالية أن كلتا المجموعتين تنتميان إلى بيئة اقتصادية مشابهة: تنتمي نسبة ٨٠ بالمائة من العاملين في برنامج Trabajar إلى نسبة ٢٠ بالمائة الأفقر من السكان، واستخدمت الدراسة عينة من حوالي ٢٨٠٠ مشارك من برنامج Trabajar بالإضافة إلى غير مشاركين من مسح وطني كبير.

استُخدم تقدير كثافة النواة لمطابقة عينة المشاركين وغير المشاركين عبر القيم المشتركة لدرجات الميل، باستثناء غير المشاركين الذين كانت الكثافة المقدّرة لهم تساوي الصفر، وكذلك ٢ بالمائة من عينة غير المشاركين من أعلى التوزيع وأسفله. تم التوصل إلى تقدير متوسط تأثير المعالجة استنادًا إلى الجار الأقرب، والجيران الخمس الأقرب، ومطابقة مرجحة جوهرية، وتم الحصول على مكاسب متوسطة تساوي تقريبًا نصف معدل الأجر الشهري الأقصى في برنامج Trabajar البالغ ٢٠٠ دولار أمريكي.

اختبر جالان ورافاليون (٢٠٠٣) أيضًا تحيّز الاختيار المتبقي المحتمل على الخواص غير المرصودة بتطبيق اختبار سارجان-ووهاوسمان. وبالتحديد، في عينة المشاركين وغير المشاركين المتطابقين، طبّق هذان الباحثان مقاربة انحدار مربعات صغرى عاديًا للدخل على درجة الميل، وباقي معادلة المشاركة اللوغاريتمية، بالإضافة إلى مجموعة من متغيرات التحكم الإضافية Z التي تستثني الأدوات المساعدة المستخدمة لتحديد التباين الخارجي في مكاسب الدخل. في هذه الدراسة، كانت أدوات التحديد عبارة عن متغيرات صورية للمقاطعات، لأن المخصصات من البرنامج تختلف اختلافًا كبيرًا عبر المناطق المحلية الفقيرة بالقدر نفسه، ولكن يبدو أنها مرتبطة بالمقاطعة التي تنتمي إليها المناطق. واستُخدم هذا الاختبار لاكتشاف تحيّز الاختيار في تقديرات الجار الأقرب، حيث تمت مطابقة مشارك واحد بغير مشارك واحد، وقد أتاح ذلك مقاربة مماثلة مستندة إلى الانحدار.

إذا كان المعامل على الباقي مختلفًا جدًا عن الصفر، فقد يواصل تحيّز الاختيار التسبب بمشكلة في تقدير أثر البرنامج. في التحليل، لم يكن هذا المعامل ذا أهمية إحصائية بموجب الفرضية الصفرية لعدم تحيّز الاختيار، وكان المعامل على درجة الميل شبيهًا لمتوسط الأثر في تقدير مطابقة الجار الأقرب.

لدرجة الميل. تؤدي هذه المقاربة إلى مقدِّر كامل الكفاءة، وتُقدَّر المعالجة من خلال $Y_{it} = \alpha + \beta T_{i1} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$ بترجيحات مقدارها ١ للمشاركين وترجيحات مقدارها $\hat{P}(X)/(1-\hat{P}(X))$ للملاحظات المتعلقة بالمجموعة الضابطة. T_{i1} هو مؤشر المعالجة، ويحاول التحديد السابق تفسير الفروقات الجانبية فيما بين وحدات المعالجة والمقارنة التي من شأنها أن تؤثر على الاختيار في البرنامج وكذلك الحصائل التي تم تحقيقها. لتقدير متوسط تأثير المعالجة للمجتمع الإحصائي، ستساوي الترجيحات $1/\hat{P}(X)$ للمشاركين و $1/(1-\hat{P}(X))$ للوحدات الضابطة.

يصف المربع ٤-٣، استنادًا إلى دراسة أجراها تشين ومو ورافاليون (٢٠٠٨) عن تأثيرات مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين الممول من البنك الدولي، أحد تطبيقات هذه المقاربة، حيث تسمح بدمج مزايا الاتساق للمطابقة مع خواص التباين المفضلة للطرق القائمة على الانحدار.

المربع ٤-٣ دراسة حالة: استخدام انحدار المربعات الصغرى المرجحة في دراسة مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين

مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين (SWP) هو برنامج يشمل تنفيذ إجراءات وعمليات عبر مجموعة من الأنشطة الزراعية وغير الزراعية، فضلاً عن تطوير البنية التحتية والخدمات الاجتماعية. وقد امتدت مدفوعات البرنامج على فترة ١٠ سنوات بين عامي ١٩٩٥ و٢٠٠٥، وتزامنت مع إجراء مسوحات بين عامي ١٩٩٦ و٢٠٠٠ لحوالي ٢٠٠٠ أسرة في القرى المستهدفة وغير المستهدفة، بالإضافة إلى مسح متابعة للأسر نفسها في الفترة بين ٢٠٠٤ و٢٠٠٥.

وقد ينعكس تحيّز الاختيار المتغير مع مرور الوقت على أثر المعالجة بين المشاركين وغير المشاركين إذا كانت الاختلافات الأولية بين العينتين كبيرة جدًا. وبالإضافة إلى دراسة تأثيرات المعالجة على مطابقة درجة الميل المباشر، درس كل من تشين ومو ورافاليون (٢٠٠٨) تأثيرات المعالجة التي تم تحقيقها بواسطة انحدارات المربعات الصغرى العادية المرجحة بمعكوس درجة الميل. وبمثابة جزء من التحليل، أجروا فحصًا لمتوسط آثار المعالجة بمرور الزمن، واستخدموا بالتحديد مواصفة التأثيرات الثابتة للانحدار المرجح. ومن بين الحصائل المختلفة التي درسها تشين ومو ورافاليون، توصلوا إلى أن المكاسب الأولية للمناطق حيث يتم تنفيذ المشروع، فيما يخص حصائل مثل الدخل والاستهلاك والتعليم، تتضاءل على المدى الطويل (خلال الفترة ٢٠٠٤-٢٠٠٥). على سبيل المثال، تضاءل أثر مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين (PWS) باستخدام التقديرات المرجحة لدرجة الميل في العينة المقللة، حيث عرف انخفاضًا من ٠٨١ دولارًا أمريكيًا عام ٠٠٠٢ (معدل: ٤٥,٢ *t*) إلى ٠٤ دولارًا تقريبًا بين عامي ٤٠٠٢ و٥٠٠٢ (النسبة :t ٥٤,٠). كما تَحسَّن التحاق الأطفال من سن ٦ إلى ١٤ عامًا بالمدارس تحسنًا كبيرًا (بمقدار ٧,٥ نقاط مئوية تقريبًا) عام ٢٠٠٠، ولكنه انخفض بمرور الوقت إلى ٣ بالمائة تقريبًا - على الرغم من أن هذا التأثير لم يكن كبيرًا - بحلول الفترة بين عام ٢٠٠٤ و٢٠٠٥. وربما تكون هذه النتيجة قد تحققت بسبب توقّف الإعانات الدراسية مع مدفوعات البرنامج الإجمالية.

ومع ذلك، فالطرق الموصوفة هنا تفترض أن وحدة المقارنة المطابقة قبل تنفيذ البرنامج توفر الواقع المضاد لما كان سيحدث بمرور الزمن لتشير إلى حصائل المشاركين في غياب المعالجة. في حال وجود تداعيات، يغيّر التدخل حصائل غير المشاركين ويشكل مصدر تحيز إضافيًا. اختبر تشين ومو ورافاليون (٢٠٠٨) التداعيات بدراسة مشاريع بخلاف مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين (SWP) في القرى غير المستهدفة، وتوصلوا إلى تأثيرات إيجابية للتداعيات في القرى الضابطة من خلال الإبدال في الإنفاق غير المرتبط بمشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين، ولكنهم توصلوا إلى أن هذه التداعيات كان من المرجح ألا تسبب تحيّز تأثيرات المعالجة بشكل كبير.

الأسئلة

١. أي من العبارات التالية صحيح بشأن تقنية مطابقة درجة الميل؟

أ. تركّز مطابقة درجة الميل على الخواص المرصودة للمشاركين وغير المشاركين.

ب. تركّز مطابقة درجة الميل على الخواص غير المرصودة للمشاركين وغير المشاركين فقط.

ج. تركّز مطابقة درجة الميل على الخواص المرصودة وغير المرصودة للمشاركين وغير المشاركين.

(أ) أ

(ب)ب

(ج) ج

٢. معادلة المشاركة في برنامج المرحلة الأولى في مطابقة درجة الميل تُقدَّر من خلال
أ. نموذج احتمالي.
ب. نموذج لوغاريتمي.
ج. نموذج مربعات صغرى عادي (OLS).
(أ) "أ" أو "ب"
(ب)"ب" فقط
(ج) "أ" فقط
(د) ج

٣. ضعف الدعم المشترك في مطابقة درجة الميل يُعد مشكلة لأنه
أ. قد يُسقط الملاحظات من عينة المعالجة بشكل غير عشوائي.
ب. قد يُسقط الملاحظات من العينة الضابطة بشكل غير عشوائي.
ج. يُسقط دائمًا الملاحظات من عينات المعالجة والعينات الضابطة بشكل غير عشوائي.
(أ) "أ" و"ب"
(ب)ب
(ج) أ
(د) ج

٤. تضمن خاصيةُ التوازن في مطابقة درجة الميل
أ. توازن تخصيص موارد المشروع في مراحله المختلفة.
ب. توازن عمليات ملاحظة عينات المشاركين وغير المشاركين بطريقة محددة مسبقًا.
ج. تَساوي متوسطات المتغيرات الضابطة للمشاركين وغير المشاركين ذوي درجات الميل المتقاربة.
(أ) "أ" و"ب"
(ب)ب
(ج) أ
(د) ج

٥. من مزايا مطابقة درجة الميل
أ. عدم أهمية الخواص غير المرصودة بالنسبة لمطابقة درجة الميل التي قد تؤثر على المشاركة في البرنامج.
ب. عدم افتراض مطابقة درجة الميل لوجود علاقة وظيفية بين الحصائل والمتغيرات الضابطة.
ج. قابلية تطبيق مطابقة درجة الميل دون وجود بيانات عن ملاحظات بخصوص المجموعة الضابطة.
(أ) "أ" و"ب"
(ب)"ب" فقط
(ج) "ب" و"ج"
(د) "ج" فقط

ملاحظات

١. إذا كانت المتغيرات غير المرصودة تؤثر في الواقع على المشاركة والحصائل، فإن هذا الحال يؤدي إلى ما يُسمى بـ "التحيّز الخفي" (Rosenbaum 2002). على الرغم من عدم إمكانية التحقق من افتراض الاستقلال الشرطي، أو عدم الخلط، يمكن التحقق من حساسية النتائج المُقدَّرَة لطريقة مطابقة درجة الميل بالنسبة للانحرافات عن افتراض التحديد هذا. بمعنى آخر، حتى إذا تعذّر تقدير مدى الاختيار أو التحيّز الخفي، فإنه يمكن اختبار درجة حساسية نتائج مطابقة درجة الميل لافتراض عدم الخلط هذا. يتناول المربع ٤-٢ هذه النقطة.

٢. كما هو موضح في هذا الفصل بمزيد من التفصيل، تتوفر مخططات ترجيح مختلفة لحساب الحصائل المرجحة للمقارنات المتطابقة.

٣. راجع ديهيجيا (٢٠٠٥) للحصول على بعض الاقتراحات عن اختيار المتغيرات المشتركة.

المراجع

Bryson, Alex, Richard Dorsett, and Susan Purdon. 2002. "The Use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Active Labour Market Policies." Working Paper 4, Department for Work and Pensions, London.

Caliendo, Marco, and 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, and Martin Ravallion. 2008. "Are There Lasting Impacts of Aid to Poor Areas? Evidence for Rural China." Policy Research Working Paper 4084, World Bank, 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, and Robert J. Tibshirani. 1993. *An Introduction to the Bootstrap.* Boca Raton, FL: Chap- man & 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 Statis- tics* 21 (1): 196–216.

Godtland, Erin, Elisabeth Sadoulet, Alain de Janvry, Rinku Murgai, and 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, and Dean Karlan. 2008. "Adaptive Experimental Design Using the Propensity Score." Working Paper 969, Economic Growth Center, Yale University, New Haven, CT.

Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra Todd. 1997. "Matching as an Econometric Evalua- tion Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme." *Review of Economic Stud- ies* 64 (4): 605–54.

———. 1998. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator." *Review of Economic Studies* 65 (2): 261–94.

Heckman, James J., Robert LaLonde, and Jeffrey Smith. 1999. "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs." In *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, ed. Orley Ashenfelter and David Card, 1865–2097. Amsterdam: North-Holland.

Hirano, Keisuke, Guido W. Imbens, and Geert Ridder. 2003. "Efficient Estimation of Average Treat- ment 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, and Martin Ravallion. 2003. "Estimating the Benefit Incidence of an Antipoverty Pro- gram 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*, ed. Michael Lechner and Friedhelm Pfeiffer, 43–58. Heidelberg and New York: Physica-Verlag.

Ravallion, Martin. 2008. "Evaluating Anti-Poverty Programs." In *Handbook of Development Econom- ics*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.

Rosenbaum, Paul R. 2002. *Observational Studies.* New York and Berlin: Springer-Verlag. Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Obser-vational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70 (1): 41–55.

Smith, Jeffrey, and Petra Todd. 2005. "Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperi- mental 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*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3847–94. Amsterdam: North-Holland.

٥. الاختلاف في الاختلافات

الملخص

تفترض طرق الاختلاف في الاختلافات (DD)، بالمقارنة مع مطابقة درجة الميل (PSM) وجود عدم تجانس غير مرصود في المشاركة، إلا أن عوامل كهذه لا تتغير مع مرور الوقت. عن طريق البيانات التي تم جمعها، من خلال الملاحظات حول المجموعة المعالجة (المنتمية إلى المنطقة التي يتم فيها تنفيذ المشروع) والمجموعة الضابطة، قبل تدخلات البرنامج وبعدها، يمكن تمييز هذا المكون الثابت.

طُرحت بعض الأشكال المعدلة لمقاربة الاختلاف في الاختلافات لمعالجة المصادر المحتملة لتحيّز الاختيار. ويمكن أن يساعد دمج طريقتي مطابقة درجة الميل والاختلاف في الاختلافات على حل هذه المشكلة، وذلك من خلال مطابقة الوحدات في الدعم المشترك. ويمكن أن يؤدي التحكم في الظروف الأولية للمنطقة أيضًا إلى حل مشكل التنسيب غير العشوائي في البرنامج الذي قد يؤدي إلى تحيز تأثير البرنامج. عندما لا تتوفر بيانات خط الأساس، فإن استخدام طريقة الفرق الثلاثي مع تجربة ضابطة منفصلة تمامًا بعد تدخلات البرنامج (أي مجموعة منفصلة من الملاحظات بخصوص المجموعة غير المعالجة) يوفر طريقة بديلة لحساب أثر البرنامج.

أهداف التعلُّم

بعد إكمال هذا الفصل، سيتمكن القارئ من مناقشة ما يلي:

- طريقة التوصّل إلى تقدير الاختلاف في الاختلافات
- طريقة معالجة الانتهاكات المحتملة لافتراض عدم التجانس غير المتغير رغم مرور الوقت
- طريقة تفسير التنسب غير العشوائي في البرنامج
- ما يجب فعله عند عدم توفر بيانات خط الأساس

معالجة تحيّز الاختيار من منظور مختلف: استخدام الاختلافات كواقع مضاد

تركز الطريقتان اللتان نوقشتا في الفصول السابقة — التقييم العشوائي ومطابقة درجة الميل - على العديد من مُقدِّرات الفروق الفردية التي غالبًا ما تتطلب إجراء مسح مقطع عرضي مناسب فقط. يناقش هذا الفصل الآن طريقة تقدير الاختلاف في الاختلاف، التي تَستخدم بصورة نموذجية البيانات الطولية المُجمَّعة. ولكن، لاحظ أن الاختلاف في الاختلافات يمكن أن يُستخدم على بيانات المقطع العرضي المتكررة أيضًا، طالما أن تركيب مجموعات المشاركين وغير المشاركين يبقى مستقرًا تمامًا بمرور الزمن.

فيما يتعلق بالبيانات الطولية المُجمَّعة، يحل تقدير الاختلاف في الاختلافات مشكلة البيانات المفقودة عن طريق قياس الحصائل والمتغيرات المشتركة لكل من المشاركين وغير المشاركين في فترات ما قبل التدخل وما بعده. يقارِن الاختلاف في الاختلافات في الأساس بين مجموعات المعالجة ومجموعات المقارنة بدلالة تغيّرات الحصائل بمرور الزمن قياسًا إلى الحصائل المرصودة لبيانات خط الأساس قبل التدخل. أي أنه إذا كان لدينا إعداد من فترتين، حيث $t = 0$ قبل تطبيق البرنامج و$t = 1$ بعد تطبيق البرنامج، وبفرض أن Y_t^T وY_t^C يمثلان الحصيلتين المقابلتين لأحد المستفيدين من البرنامج والوحدات غير المعالجة خلال الزمن t، فستقدِّر طريقة الاختلاف في الاختلافات متوسط الأثر للبرنامج كما يلي:

$$DD = E(Y_1^T - Y_0^T \mid T_1 = 1) - E(Y_1^C - Y_0^C \mid T_1 = 0) \quad (٥-١)$$

في المعادلة ٥-١، يرمز $T_1 = 1$ للمعالجة أو وجود البرنامج عند $t = 1$، بينما يرمز $T = 0$ للمناطق غير المعالجة. يعيدنا القسم التالي إلى هذه المعادلة. بخلاف مطابقة درجة الميل وحدها، يسمح مقدِّر الاختلاف في الاختلافات *بتجانس غير مرصود* (الفرق غير المرصود في متوسط حصائل الواقع المضاد بين الوحدات المعالجة وغير المعالجة) والذي قد يؤدي إلى تحيّز الاختيار. على سبيل المثال، قد نحتاج إلى حساب العوامل التي لم يرصدها الباحث، مثل الاختلافات في القدرة الفطرية أو الشخصية بين الخاضعين للمعالجة والعينات الضابطة أو تأثير التنسيب غير العشوائي في البرنامج على مستوى صنع السياسة. تفترض مقاربة الاختلاف في الاختلافات أن عدم التجانس هذا لا يتغير بمرور الزمن، ومن ثم فإن التحيّز يُلغى من خلال احتساب الفروق. بمعنى آخر، تكشف التغييرات في الحصائل بالنسبة لغير المشاركين عن تغييرات في حصائل الواقع المضاد كما هو موضح في المعادلة ٥-١.

طريقة الاختلاف في الاختلافات: النظرية والتطبيق

يعتمد مُقدِّر الاختلاف في الاختلافات على مقارنة المشاركين وغير المشاركين قبل التدخّل وبعده. على سبيل المثال، بعد إجراء مسح خط الأساس الأولي لغير المشاركين والمشاركين (اللاحقين)، يمكن إجراء مسح متابعة لكلتا المجموعتين بعد التدخل. من هذه المعلومات، يُحسَب الفرق بين متوسط الحصائل المرصودة للمجموعة المعالجة والمجموعة الضابطة قبل تدخّل البرنامج وبعده.

عند توفّر بيانات خط الأساس، يمكن حينها تقدير الآثار بافتراض أن عدم التجانس غير المرصود لا يتغير ولا يرتبط بالمعالجة بمرور الزمن. هذا الافتراض أضعف من الافتراض خارجي النشأة المشروط (الموصوف في الفصلين ٢ و٣)، وتجعل من تغيرات الحصيلة لمجموعة مشابهة من غير المشاركين (أي $E(Y_1^C - Y_0^C \mid T_1 = 0)$) الواقع المضادَ الملائم، أي تجعلها تساوي $E(Y_1^C - Y_0^C \mid T_1 = 1)$.[١] ولكن، توجد مخاوف مبررة في هذا الافتراض سنتطرق إليها لاحقًا في هذا الفصل.

يمكن حساب تقدير الاختلاف في الاختلافات أيضًا ضمن إطار الانحدار؛ ويمكن ترجيح الانحدار لتفسير التحيزات المحتملة في الاختلاف في الاختلافات (سنناقش ذلك في الأقسام التالية في هذا الفصل). وبالتحديد، تُوصَّف معادلة التقدير كما يلي:

$$Y_{it} = \alpha + \beta T_{i1} t + \rho T_{i1} + \gamma t + \varepsilon_{it} \quad (٥-٢)$$

في المعادلة ٥-٢، المعامل β على التفاعل بين متغير المعالجة اللاحقة في المعادلة ٥-٢، المعامل β على التفاعل بين متغير المعالجة اللاحقة للبرنامج (T_{i1}) والزمن $(t = 1...T)$ يُعطي الاختلاف في الاختلافات بين متوسط تأثير البرنامج. وبالتالي، باستخدام الترميز من المعادلة ٥-١، β = DD. بالإضافة إلى حد التفاعل هذا، يتم تضمين المتغيّرين T_{i1} و t على نحو منفصل لمتابعة أي تأثيرات متوسطة منفصلة للزمن وكذلك أثر الاستهداف مقابل عدم الاستهداف. ومجددًا، طالما أن البيانات عن المجموعات الأربع متوفرة للمقارنة، فلا تلزم البيانات الطولية المُجمعة لتطبيق مقاربة الاختلاف في الاختلافات (على سبيل المثال، يمكن إعادة تفسير الرمز السفلي t الذي يرتبط عادةً بالزمن على أنه مساحة جغرافية محددة، $k = 1...K$).

لفهم المنطق الكامن في المعادلة ٥-٢ على نحوٍ أفضل، يمكن كتابتها بالتفصيل بصيغة التوقعات (بإخفاء الرمز السفلي i حاليًا):

$$E(Y_1^T - Y_0^T \mid T_1 = 1) = (\alpha + DD + \rho + \gamma) - (\alpha + \rho) \quad (٥-٣أ)$$

$$E(Y_1^C - Y_0^C \mid T_1 = 0) = (\alpha + \gamma) - \alpha \quad (٥-٣ب)$$

باتباع المعادلة ٥-١، وطرح ٥-٣ب من ٥-٣أ نحصل على الاختلاف في الاختلافات. لاحظ مجددًا أن الاختلاف في الاختلافات غير متحيّز إذا كان المصدر المحتمل للتحيّز في الاختيار مضافًا ولا يتغير مع مرور الوقت. باستخدام المقاربة نفسها، إذا حسبنا أثر ما قبل التقدير مقابل أثر ما بعد التقدير على عينة المشاركين (تصميم أحادي)، فسيكون أثر البرنامج المحسوب DD + γ، وسيساوي التحيّزُ المقابل γ.[٢] وكما ناقشنا في الفصل الثاني، بدون مجموعة ضابطة، من الصعب تبرير أن عوامل أخرى كانت مسؤولة عن التأثير على حصائل المشاركين. ويمكن أن نحاول أيضًا مقارنة الفرق الذي حصل ما بعد البرنامج فقط في الحصائل عبر وحدات المعالجة والوحدات الضابطة؛ ولكن، في هذه الحالة، سيكون الأثر المقدر للسياسة DD + ρ، وسيكون التحيّز ρ. ومنهجيًا، لن يكون من السهل فصل الفروقات غير المقيسة التي يمكن أن ترتبط بالمعالجة.

تذكّر أنه لتفسير مقدِّر الاختلاف في الاختلافات بشكل صحيح، يجب أن ينطبق ما يلي:

١. التحديد الصحيح للنموذج في المعادلة (الحصيلة). على سبيل المثال، أن تكون البنية الإضافية المفروضة صحيحة. $Cov(\varepsilon_{it}, T_{i1}) = 0$
٢. أن يكون حد الخطأ غير مرتبط بمتغيرات أخرى في المعادلة: $Cov(\varepsilon_{it}, t) = 0$

$$Cov(\varepsilon_{it}, T_{i1} t) = 0.$$

الافتراض الأخير، الذي يُعرف أيضًا باسم الاتجاه الموازي هو الأكثر أهمية. ويعني هذا أن الخواص غير المرصودة التي تؤثر على المشاركة في البرنامج لا تتغير بمرور الزمن بتغيّر حالة المعالجة.

البيانات الطولية المُجمَّعة: نموذج التأثيرات الثابتة

يمكن تعميم نموذج الفترتين السابق بعدة فترات زمنية، وهو ما يمكن أن نطلق عليه اسم نموذج التأثيرات الثابتة باستخدام البيانات الطولية المُجمعة. وهذه الإمكانية مهمة بالتحديد لنموذج لا يتحكم فقط في عدم التجانس غير المتغير رغم مرور الوقت ولكن أيضًا في عدم التجانس في الخواص المرصودة عبر فترات زمنية متعددة. بمزيد من التحديد، يمكن أن ينحدر Y_{it} على T_{it}، وهي سلسلة من المتغيرات المشتركة المتغيرة بالنسبة إلى الزمن X_{it}، وعدم تجانس فردي غير مرصود وغير متغير مع مرور الوقت η_t يمكن ربطه بالمعالجة وغيرها من الخواص غير المرصودة ε_{it}. فكّر في المراجعة التالية للمعادلة ٥-٢:

$$Y_{it} = \phi T_{it} + \delta X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}. \quad (٥-٤)$$

بإيجاد فوارق الطرفين الأيمن والأيسر للمعادلة ٥-٤ بمرور الزمن، نحصل على معادلة الفوارق الزمنية التالية:

$$(Y_{it} - Y_{it-1}) = \phi(T_{it} - T_{it-1}) + \delta(X_{it} - X_{it-1}) + (\eta_i - \eta_i) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (٥-٥أ)$$

$$\Rightarrow \Delta Y_{it} = \phi \Delta T_{it} + \delta \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (٥-٥ب)$$

في هذه الحالة، نتيجة لإسقاط مصدر التغيرات داخلية النشأة (أي الخواص الفردية غير المرصودة η_t) من إيجاد الفوارق، يمكن تطبيق المربعات الصغرى العادية (OLS) على المعادلة ٥-٥ب لتقدير التأثير غير المتحيّز للبرنامج (ϕ). بوجود فترتين زمنيتين، يكافئ ϕ تقدير الاختلاف في الاختلافات في المعادلة ٥-٢، الذي يتحكم في نفس المتغيرين المشتركين X_{it}؛ ولكن قد يتعين تصحيح الأخطاء المعيارية للربط التسلسلي (Bertrand, Duflo, and Mullainathan 2004). وبوجود أكثر من فترتين زمنيتين، سيتباعد تقدير أثر البرنامج عن الاختلاف في الاختلافات.

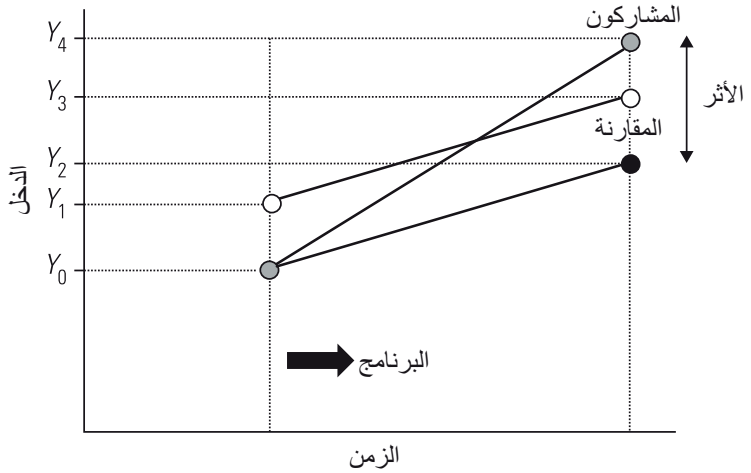
تطبيق الاختلاف في الاختلافات

لتطبيق مقاربة الاختلاف في الاختلافات باستخدام البيانات الطولية المُجمعة، يتعين جمع بيانات خط الأساس عن المنطقة حيث يتم تنفيذ البرنامج والمنطقة الضابطة قبل تطبيق البرنامج. كما هو موضح في الفصل الثاني، ستكون المعلومات الكمية والنوعية بشأن هاتين المنطقتين مفيدة في تحديد من يُحتمل أن يشارك. ويتعين أيضًا إجراء مسوحات متابعة بعد تدخّل البرنامج على نفس الوحدات.[٣] وإن حساب متوسط الفرق في الحصائل بشكل منفصل للمشاركين وغير المشاركين خلال الفترات، ثم أخذ الفرق الإضافي بين متوسط التغييرات في الحصائل لهاتين المجموعتين سيعطيان أثر الاختلاف في الاختلافات. يوضح الشكل ٥-١ مثالًا:

$$DD = (Y_4 - Y_0) - (Y_3 - Y_1).$$

يمثل السطر الأدنى في الشكل ٥-١ أيضًا الحصائل الحقيقية للواقع المضاد، والتي لم تُرصد أبدًا (انظر الفصل الثاني). بموجب مقاربة الاختلاف في الاختلافات، يُفتَرَض أن الخواص غير المرصودة التي تسبّب فجوة بين حصائل المقارنة المقيسة وحصائل الواقع المضاد الصحيحة لا تتغير مع مرور الوقت، ومن ثم فإن الفجوة بين الاتجاهين هي نفسها خلال الفترة. ويعني هذا الافتراض ضمنيًا أن $(Y_3 - Y_2) = (Y_1 - Y_0)$. باستخدام المساواة في معادلة الاختلاف في الاختلافات السابقة، نحصل على $DD = (Y_4 - Y_2)$.

الشكل ٥-١. مثال عن الاختلاف في الاختلافات



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

يرجع أحد تطبيقات الاختلاف في الاختلافات إلى توماس وآخرين (٢٠٠٤). فقد درسوا برنامجًا في إندونيسيا يوزع عشوائيًا مكملات الحديد الغذائية على الأفراد في الأسر المعيشية التي تحترف الزراعة في المقام الأول، حيث يتلقى نصف المجيبين المعالجة وتتلقى المجموعة الضابطة علاجًا وهميًا. وتم أيضًا إجراء مسح خط الأساس قبل التدخل. توصّلت الدراسة، باستخدام تقدير الاختلاف في الاختلافات، إلى أن الرجال الذين كانوا مصابين بنقص الحديد قبل التدخّل شهدوا تحسنًا في الحصيلة الصحية، مع ظهور تأثيرات أقل وضوحًا على النساء. كان مسح خط الأساس مفيدًا أيضًا في معالجة المخاوف بشأن التحيز في الامتثال للتدخل من خلال المقارنة بين التغييرات التي طرأت على حصائل الخاضعين للدراسة ضمن مجموعة المعالجة والتغيرات التي طرأت على حصائل الخاضعين للدراسة ضمن المجموعة الضابطة.

كمثال آخر، درس كل من خادكر وباخت وكولوال (٢٠٠٩) مشروعين لتعبيد الطرق الريفية في بنغلاديش، واستخدموا مجموعة بيانات طولية مُجمَّعة شبه تجريبية للأسر فضلاً عن قرى ضابطة قبل تنفيذ البرنامج وبعده. تشترك المناطق حيث يتم تنفيذ المشروع والمناطق المقارنة في خواص اجتماعية واقتصادية وخواص على مستوى المجتمع المحلي قبل تنفيذ البرنامج، وكانت المناطق الضابطة أيضًا أهدافًا للجولات المستقبلية لبرنامج تحسين الطرق. لكل مشروع، تم إجراء مسح خاص في جولتين: الأولى في منتصف التسعينيات قبل أن يبدأ هذان المشروعان، والثانية بعد خمس سنوات تقريبًا من إكمال البرنامج. استُخدم تقدير الاختلاف في الاختلافات لتحديد آثار البرنامج عبر مجموعة من الحصائل، بما في ذلك نصيب الفرد من استهلاك الأُسرة (وهو مقياس لرفاهية الأسرة)، والأسعار، وخواص التوظيف للرجال والنساء، والتحاق الأطفال بالمدارس. وتوصّلت الدراسة، باستخدام مقاربة تأثيرات ثابتة إضافية تراعي الظروف الأولية، إلى أن الأسر قد استفادت بعدد من الطرق من الاستثمار في الطرق.

على الرغم من أن الاختلاف في الاختلافات يستخدم بيانات خط الأساس وبيانات طولية مُجمَّعة ناتجة، يمكن أيضًا استخدام بيانات المقطع العرضي المتكررة بمرور الزمن. يصف المربع ٥-١ استخدام مصادر البيانات المختلفة في دراسة برنامج التحويل النقدي المشروط في باكستان.

مزايا استخدام الاختلاف في الاختلافات وعيوبه

إن ميزة الاختلاف في الاختلافات هي أنه يخفف من افتراض الشرط الخارجي النشأة أو الاختيار على أساس الخواص المرصودة فقط. ويوفر طريقة سهلة وقابلة للتتبع لاختيار الخواص غير المرصودة. ولكن العيب الرئيسي على وجه التحديد في هذا الافتراض هو: أن فكرة التحيز في الاختيار غير المتغير بمرور الزمن غير قابلة للتطبيق في العديد من البرامج المستهدفة في البلدان النامية. تكشف دراسات الحالة التي نوقشت هنا وفي الفصول السابقة، على سبيل المثال، أن مثل هذه البرامج غالبًا ما تكون لها مقاربات واسعة النطاق للتخفيف من حدة الفقر تشمل قطاعات متعددة. ونظرًا لأن برامج من هذا القبيل تستهدف أيضًا المناطق الفقيرة جدًا وذات النمو الأولي المنخفض، فقد يُتوقع على مدى عدة سنوات أن السلوك والاختيارات في المناطق المستهدفة سيكون متغيرًا (بطرق مرصودة وغير مرصودة) بسبب استجابته لتأثيرات البرنامج. تضرب برامج التدريب، التي تُدرَّس أيضًا على نطاق واسع في أدبيات التقييم، مثالاً آخر.

المربع ٥-١

دراسة حالة: الاختلاف في الاختلافات باستخدام البيانات الطولية المُجمَّعة وبيانات المقاطع العرضية المتكررة

بصرف النظر عن البيانات الطولية المُجمَّعة، يمكن تجميع بيانات المقاطع العرضية المتكررة في منطقة معينة لإنشاء حجم عينة أكبر ودراسة كيف تتغير خواص العينة على نطاق واسع بمرور الزمن. درس كل من تشاودهوري وباراجولي (٢٠٠٦) تأثيرات برنامج المنح الدراسية للإناث في مقاطعة البنجاب في باكستان على الالتحاق بالمدارس العمومية، باستخدام بيانات طولية مُجمَّعة على مستوى المدرسة من ٢٠٠٣ (قبل البرنامج) و٢٠٠٥ (بعد البرنامج)، وكذلك تكرار بيانات المقاطع العرضية على مستوى الطفل بين ٢٠٠١ و٢٠٠٢ و٢٠٠٤-٢٠٠٥.

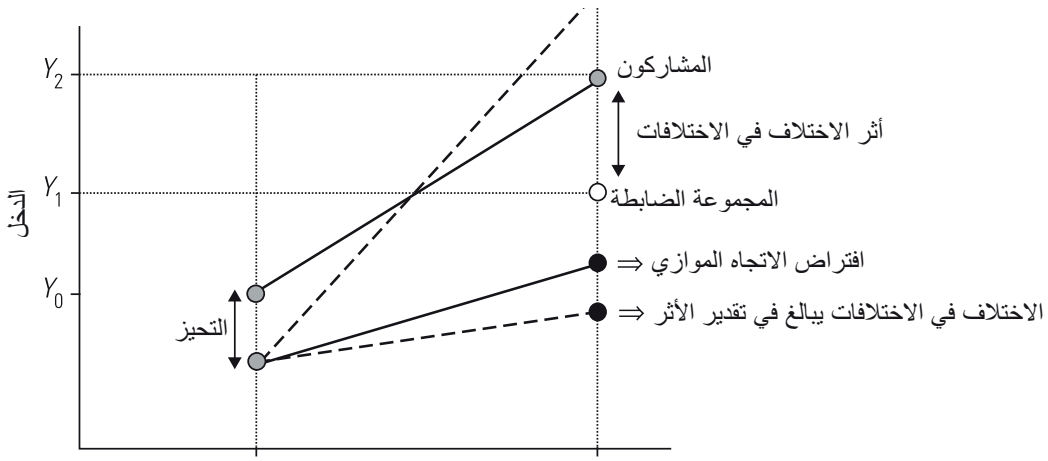
تلقّت الفتيات بموجب هذا البرنامج منحة دراسية قدرها ٢٠٠ روبية باكستانية مشروطة بالتسجيل في الصفوف من ٦ إلى ٨ في مدرسة ثانوية عمومية للبنات داخل المناطق المستهدفة والحفاظ على متوسط حضور في الفصل بنسبة ٨٠ بالمائة على الأقل. استهدف البرنامج بالتحديد مناطق متميزة بمستوى الإلمام بالقراءة والكتابة المتدني وتم تخصيصه عشوائيًا. استخدم كل من تشاودهوري وباراجولي (٢٠٠٦)، ضمن التحليل كل من البيانات الطولية المُجمَّعة وبيانات مقاطع عرضية متكررة لحساب الاختلاف في الاختلافات لآثار برنامج على التحاق الفتيات، على فرض وجود عدم تجانس غير مرصودٍ ولا يتغير رغم مرور الوقت.

استُخلصت البيانات الطولية المُجمَّعة من إحصاءات المدارس الإقليمية في ١٥ منطقة تتلقى برنامج المنح الدراسية (تشمل ١٧٨٠ مدرسة تقريبًا) و١٩ منطقة ضابطة (تشمل ٣١٥٠ مدرسة تقريبًا) حيث لم يكن البرنامج متاحًا. وجد الباحثان، باستخدام هذه البيانات، أن البرنامج زاد من التحاق الفتيات بنسبة ٢٣ بالمائة. استُخلصت بيانات المقطع العرضي المتعلقة بالطفل بمرور الزمن من المسوحات الأسرية واعتُبرت أكثر موضوعية بالنسبة إلى البيانات الإدارية للمدرسة. توصلت الدراسة بالنسبة للفتيات بين ١٠ و١٤ عامًا إلى أن متوسط تأثير البرنامج كان يتراوح بين ١٠ و١٣ نقطة مئوية. بالمقارنة مع انحدارات البيانات الطولية المُجمَّعة، تضمنت الانحدارات المقابلة مع بيانات المقطع العرضي المُجمَّعة شروطًا تفاعلية من البرنامج الصوري للمنحة الدراسية بالإضافة إلى متغيرات زمنية صورية بعد البرنامج مع تحديد ما إذا كان الطفل أنثى.

افترض أن تقييم أثر برنامج التدريب على المداخيل موضع اهتمام. قد يكون الالتحاق أكثر احتمالاً إذا حدث هبوط مؤقت (ربما يكون بسبب الصدمة) في المداخيل قبل تطبيق البرنامج مباشرة (تُعرف هذه الظاهرة أيضًا باسم *هبوط أشينفلتر*). وهكذا يمكن أن تكون المجموعة المعالجة قد شهدت نموًا أسرع في المداخيل حتى بدون المشاركة. في هذه الحالة، من المرجح أن تبالغ طريقة الاختلاف في الاختلافات في تقدير تأثير البرنامج.[٤] يعبر الشكل ٥-٢ عن هذا التحيز المحتمل عندما يتغير الفرق بين حصائل غير المشاركين وحصائل الواقع المضاد بمرور الزمن، ويمكن أن يؤدي عدم التجانس المرصود المتغير بمرور الزمن إلى تحيّز صاعد أو هابط.

في الممارسة العملية، يمكن حساب عدم التجانس غير المرصود والمتغير بمرور الزمن عبر وضع التصميم المناسب للبرنامج، بحيث يسمح ضمان مشاركة المناطق التي يُنفَّذُ فيها المشروع والمناطق المقارنة في خواص ما قبل البرنامج المتشابهة. إذا لم تكن مناطق المقارنة مماثلة للمناطق التي ينتمي إليها المشاركين المحتملين من حيث الخواص المرصودة وغير المرصودة، فقد تكون التغييرات التي تطرأ على الحصائل بمرور الزمن ناجمة عن هذا الفَرق. سيتسبب هذا العامل أيضًا في تحيّز الاختلاف في الاختلافات. على سبيل المثال، في سياق برنامج الالتحاق بالمدارس، إذا اختيرت المناطق الضابطة التي كانت في البداية بعيدة عن المدارس المحلية أكثر من المناطق المستهدفة، فسيبالغ الاختلاف في الاختلافات في تقدير أثر البرنامج على المجتمعات المحلية المشاركة. وعلى نحوٍ مشابه، قد ترتبط الاختلافات في الظروف المناخية الزراعية وتطوير البنية التحتية الأولية عبر المناطق المعالجة والمناطق الضابطة أيضًا بتنسيب البرنامج والتغيرات الناتجة في الحصائل بمرور الزمن. يوضح جالان ورافاليون (١٩٩٨)، باستخدام بيانات من برنامج التخفيف من حدة الفقر في الصين، وجود تحيّز كبير في تقدير الاختلاف في الاختلافات لأثر المشروع، لأن التغييرات التي تطرأ بمرور الزمن ناجمة عن الظروف الأولية التي تؤثر أيضًا على تنسيب البرنامج. يمكن أن يصحح التحكم في خواص المنطقة التي اجتذبت مبدئيًا مشاريع التنمية هذا التحيّز، وقد توصل جالان ورافاليون إلى آثار مهمة على المدى الطويل بينما لم يتضح أي منها في مقدِّر الاختلاف في الاختلافات. يناقش القسم التالي هذه النقطة بتفصيل أكبر.

الشكل ٥-٢ عدم التجانس غير المرصود والمتغير بمرور الزمن



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

كما نوقش في الفصل الرابع، يمكن أن يساعد تطبيق مطابقة درجة الميل على مطابقة وحدات المعالجة بوحدات ضابطة تبدو مماثلة، من مجرد الملاحظة، قبل تقدير أثر الاختلاف في الاختلافات. بالتحديد، يمكن تنفيذ مطابقة درجة الميل في العام الأساسي ثم إجراء الاختلاف في الاختلافات على الوحدات التي تبقى في الدعم المشترك. تشير الدراسات إلى أن ترجيح ملاحظات المجموعة الضابطة وفقًا لدرجة مَيْلها يُنتج مُقدِّرًا ذا كفاءة عالية (هيرانو، وإمبينز، وريدر ٢٠٠٣؛ انظر أيضًا الفصل الرابع للاطلاع على مناقشة تتطرق إلى هذا الموضوع). تعتمد مطابقة درجة الميل الفعالة على خط أساس كثير البيانات، إلا أنه أثناء جمع البيانات الأولية، يجب الاهتمام بدقة بالخواص التي تحدد المشاركة.

حتى إن أمكن ضمان المقارنة بين المناطق الضابطة (غير المعالجة) والمناطق حيث يُنفَّذُ المشروع (المعالجة) قبل انطلاق البرنامج، فمقاربة الاختلاف في الاختلافات قد تتعثر إذا أثرت التغييرات الاقتصادية الكلية خلال تنفيذ البرنامج على المجموعتين تأثيرًا مختلفًا. افترض أن بعض الخواص المجهولة تؤدي إلى تفاعل المجموعتين المعالجة وغير المعالجة على نحو مختلف مع صدمة الاقتصاد الكلي التي طالت كلتا المجموعتين. في هذه الحالة، يمكن أن يبالغ الاختلاف في الاختلافات البسيط في تقدير التأثيرات الحقيقية للبرامج أو يقلل منها حسب طريقة استجابة مجموعات المعالجة وغير المعالجة للصدمة المشتركة. يقترح كل من بيل وبلونديل وفان رينين (١٩٩٩) فرقًا تفاضليًا مزدوجًا معدلاً وفق الاتجاه الزمني لمثل هذه الحالة. سيُناقَش هذا البديل لاحقًا بدلالة طريقة الفرق الثلاثي. وقد يتم تطبيق أحد المقاربات من خلال متغيرات مساعدة نناقشها في الفصل السادس. إذا توفرت كمية كافية من البيانات عن العوامل الخارجية أو العوامل المستقلة عن السلوك التي تؤثر على المشاركين وغير المشاركين بمرور الزمن، يمكن استثمار هذه العوامل لتحديد الآثار حين لا يكون التباين غير المرصود ثابتًا. يمكن تطبيق مقاربة تأثيرات ثابتة (باستخدام البيانات الطولية المُجمَّعة) للمتغيرات المساعدة، ويوضح الفصل السادس المزيد من التفاصيل في هذا الشأن.

نماذج الاختلاف في الاختلافات البديلة

تعطي مقاربة الاختلاف في الاختلافات الموصوفة في القسم السابق تقديرات متسقة لآثار المشروع إذا كان المجتمع غير المرصود وعدم التجانس الفردي غير متغيرين مع مرور الوقت. ولكن، يمكن تصوّر العديد من الحالات التي قد تتغير الخواص غير المرصودة للمجتمع الإحصائي فيها بالفعل بمرور الزمن — والتي تنشأ مثلاً من التغيّرات في التفضيلات أو المعايير على مدى سلسلة زمنية أطول. لذلك، تم اقتراح بعض الأشكال المعدلة لطريقة الاختلاف في الاختلافات للتحكم في العوامل المؤثرة على هذه التغيرات في العناصر غير المرصودة.

هل الظروف الأولية (المحدِّدة للشروط الابتدائية) مهمة؟

من الحالات التي قد لا يبقى فيها عدم التجانس غير المرصود ثابتًا بمرور الزمن الحالة التي تعتمد فيها الاستثمارات العامة على الظروف الأولية للمنطقة المحلية (قبل البرنامج). وقد يُفضي عدم التحكم في الظروف الأولية للمنطقة عند تقدير أثر برنامج مكافحة الفقر إلى إغفال تحيّز مهم للمتغيرات، وذلك إذا كانت الظروف المحلية مسؤولة أيضًا عن تحسين حصائل الأسرة أو كان هناك ترابط بين استهداف البرنامج وخواص هذه المنطقة. يناقش المربع ٥-٢ مقاربات للتحكم في الظروف الأولية للمنطقة في مقاربة الاختلاف في الاختلافات باستخدام بيانات على مدار عدة سنوات وبيانات تشمل فترتين زمنيتين فقط.

المربع ٥-٢

دراسة حالة: تفسير الشروط الابتدائية من خلال مُقدِّر الاختلاف في الاختلافات — تطبيقات لبيانات مسح متباينة الأطوال

بيانات على المدى الطويل من خلال عدة جولات

درس جالان ورافاليون (١٩٩٨) أثر برنامج التنمية في منطقة فقيرة على زيادة استهلاك الأسرة، من خلال استخدام بيانات طولية مُجمَّعة من مناطق مستهدفة وغير مستهدفة عبر أربع مقاطعات متجاورة في جنوب غرب الصين. وقد استخدما نموذج تقدير السلسلة الزمنية لطريقة العزوم المعممة لنمو استهلاك الأسرة على أساس بيانات عن حوالي ٦٦٥٠ أسرة بين عامي ١٩٨٥ و١٩٩٠ (استكملت بزيارات ميدانية إضافية في الفترة بين ١٩٩٤ و١٩٩٥)، بما في ذلك شروط المنطقة الابتدائية (التي يتم تحديدها من خلال تحليل الظروف الأولية للمنطقة) على اليمين واستخدام تأخيرات من الدرجة الثانية والأعلى للاستهلاك كأدوات مساعدة للاستهلاك المتأخر للحصول على تقديرات متسقة لنموذج نمو ديناميكي بواسطة البيانات الطولية المُجمَّعة.

توضح نتائجهما أن تأثيرات البرنامج هي فعلاً نتاج للثروة الأسرية والمجتمعية الأولية، وقد أدى إسقاط الشروط الابتدائية للمنطقة (التي يتم تحديدها من خلال تحليل الظروف الأولية للمنطقة) (مثل الثروة الأولية واستخدام الأسمدة) إلى خسارة فعالية البرنامج الوطني بالكامل، بينما تغيّرت إشارة فعالية البرنامج الإقليمي وأصبحت سالبة قليلاً. وبعد أن صحح جالان ورافاليون (١٩٩٨) خواص المنطقة التي جذبت مشاريع التنمية بادئ الأمر تحديدًا، توصلا إلى آثار كبيرة على مدى أطول من الآثار التي حصلا عليها باستخدام طرق التأثيرات الثابتة البسيطة. وهكذا، قد يؤدي عدم التحكم في الاختلافات المحتملة في مسارات النمو المحلي والإقليمي إلى التقليل بشكل كبير من تقدير مكاسب الرفاهية الناتجة عن البرنامج.

البيانات على فترتين زمنيتين

بوجود فترات زمنية أقل (عامان على سبيل المثال)، يمكن تطبيق نموذج أبسط للفرق الأول للمربعات الصغرى العادية على البيانات، الذي يضم مجموعة من الخواص الأولية للمنطقة في كل من منطقة تنفيذ المشروع (المنطقة المعالجة) والمنطقة الضابطة قبل تطبيق البرنامج. استخدم كل من خادكر وباخت وكولوال (٢٠٠٩) خلال دراستهم للطرق الريفية (التي سنناقشها لاحقًا في هذا الفصل) جولتين من جولات جمع البيانات، وهما بيانات خط الأساس وبيانات ما بعد البرنامج على المناطق المعالجة والمناطق الضابطة، لمقارنة نتائج الاختلاف في الاختلافات على مقاربة التأثيرات الثابتة للأسر مع تقديرات الفرق الأول للمربعات الصغرى العادية والمتغيرات المشتركة. تتحكم تقديرات الفرق الأول للمربعات الصغرى العادية هذه بعدد من خواص القرى التي توجد فيها الأسر قبل المشروع. كانت خواص المنطقة الأولية هذه تتضمن العوامل الزراعية-المناخية المحلية، وعدد البنوك والمدارس والمستشفيات التي تخدم القرية، والمسافة من القرية إلى أقرب طريق ممهّد، ومتوسط سعر الفائدة قصير الأجل في القرية، وعدد مؤسسات التمويل متناهي الصغر النشطة في القرية.

وعلى الرغم من تشابه تقديرات المشروع عبر كلا التوصيفين بالنسبة إلى عدد من الحصائل، وجدت الدراسة أن الأثر المفيد للبرنامج على الأسرة تَعزَّز أيضًا للعديد من الحصائل عندما تم التحكم في الظروف الأولية للمنطقة. ولأن فعالية المشروع لم تختفِ بالنسبة لمعظم الحصائل بعد التحكم في الظروف الأولية للمنطقة، توفر الدراسة مؤشرًا واحدًا على أن استهداف البرنامج لم يكن مهيئًا تمامًا تجاه مناطق معينة ذات خواص تنمية أولية معينة.

دمج مطابقة درجة الميل مع الاختلاف في الاختلافات

كما ذكرنا سابقًا، يمكن دمج طرق مطابقة درجة الميل مع طرق الاختلاف في الاختلافات لمطابقة الوحدات الضابطة والوحدات المعالجة (تنمي إلى المنطقة حيث يتم تنفيذ المشروع) على نحو أفضل، بالنظر إلى خواص ما قبل البرنامج، شريطة وجود بيانات كثيرة عن المناطق الضابطة والمعالجة. وبالرجوع للمناقشة الواردة في الفصل الرابع تحديدًا، يمكن ملاحظة أنه يمكن استخدام درجة الميل لمطابقة وحدات المشاركين والوحدات الضابطة في السنة الأساسية (ما قبل البرنامج)، ويُحسب أثر المعالجة على كل من وحدات المشاركين والوحدات الضابطة ضمن الدعم المشترك. من أجل فترتين زمنيتين، ، تُحسب تقديرات كل منطقة معالجة i على النحو التالي $(DD_i = (Y_{i2}^T - Y_{i1}^T) - \sum \omega(i,j)(Y_{j2}^C - Y_{j1}^C)$، حيث $\omega(i\,j)$ هي الوزن (باستخدام مقاربة مطابقة درجة الميل) المعطى للمنطقة الضابطة ذات الترتيب j المطابقة للمنطقة المعالجة i. يمكن تطبيق أنواع مختلفة من مقاربات المطابقة التي نوقشت في الفصل الرابع.

فيما يخص إطار الانحدار (الذي نوقش أيضًا في الفصل ٤)، يوضح كل من هيرانو وإمبينز وريدر (٢٠٠٣) أن انحدار المربعات الصغرى المرجح يوفّر مقدّرًا مثاليًا وذا كفاءة عالية من خلال ترجيح الملاحظات الضابطة (المتعلقة بالمنطقة الضابطة) وفقًا لدرجة ميلها:

$$\Delta Y_{it} = \alpha + \beta T_i + \gamma \Delta X_{it} + \varepsilon_{it}, \beta = DD \quad (٥-٦)$$

تساوي الترجيحات في الانحدار في المعادلة ٥-٦ القيمة ١ للوحدات المعالجة و للوحدات الضابطة. راجع المربع ٥-٣ للاطلاع على دراسة حالة.

طريقة الفَرق الثلاثي

ماذا لو لم تكن بيانات خط الأساس متاحة؟ قد يكون الحال كذلك خلال الأزمات الاقتصادية، حيث يجب مثلاً إعداد برنامج أو شبكة أمان بسرعة. في هذا السياق، يمكن استخدام طريقة الفرق الثلاثي. إضافةً إلى "التجربة الأولى" التي تقارن بين المجموعة التي تنتمي إلى المنطقة حيث يتم تنفيذ المشروع (المجموعة المعالجة) والمجموعة الضابطة، تستثمر هذه الطريقة استخدام تجربة ضابطة منفصلة تمامًا بعد تدخل البرنامج. وبعبارة أخرى، فإن المجموعة الضابطة المنفصلة هذه تعبر عن مجموعة من غير المشاركين في المناطق المعالجة وغير المعالجة الذين ليسوا جزءًا من المجموعة الضابطة الأولى.

المربع ٥-٣ **دراسة حالة: مطابقة درجة الميل مع التباين المزدوج**

أجرى كل من فان دي وال ومو (٢٠٠٨) دراسة عن إعادة تأهيل الطرق الريفية في فيتنام، وتَحكَّما خلالها في عدم التجانس غير المرصود وغير المتغير بمرور الزمن وتحيّز الاختيار المتغير بمرور الزمن المنسوب إلى الاختلافات في الخواص الأولية القابلة للمتابعة بدمج التباين المزدوج ومطابقة درجة الميل باستخدام بيانات من ٩٤ مشروعًا و٩٥ بلدية ضابطة على مدى ثلاث فترات زمنية: مسح بيانات خط الأساس في ١٩٩٧، ثم مسحين في ٢٠٠١ و٢٠٠٣.

وجدت الدراسة، التي سلطت الضوء على أهمية مقارنة الآثار قصيرة المدى مقابل الآثار طويلة الأجل، أن معظم الحصائل قد تحققت في مراحل مختلفة خلال الفترة. فعلى سبيل المثال، يعبر إتمام المرحلة الابتدائية عن نمو مستدام بين عامي ١٩٩٧ و٢٠٠٣، حيث زاد هذا النمو بنسبة ١٥ إلى ٢٥ بالمائة. واستغرق ظهور الحصائل الأخرى، مثل توسع الأسواق وتوافر السلع غير الغذائية، وقتًا أطول (نمت الأسواق، على سبيل المثال، بنسبة ١٠ بالمائة أكثر في المشاريع منها في المجتمعات الضابطة بعد سبع سنوات) بالمقارنة مع التأثيرات على المدى القصير مثل عدد المدارس الثانوية وتوافر السلع الغذائية. علاوة على ذلك، توصّل كل من فان دي وال ومو إلى أن الآثار السوقية كانت أكبر إذا كانت المجتمعات ضعيفة النمو في البداية.

قد تختلف الوحدات الضابطة الجديدة هذه عن المجموعة الضابطة الأولى في الخواص الاجتماعية والاقتصادية إذا ما أراد المقيمون دراسة أثر المشروع على المشاركين بالنسبة إلى مجموعة اجتماعية اقتصادية أخرى. يؤخذ بعد ذلك اختلاف آخر عن التجربة الأولى من التغيير في العينة الضابطة الإضافية لفحص أثر المشروع مع مراعاة العوامل الأخرى التي تتغير بمرور الزمن (انظر، على سبيل المثال، جروبر ١٩٩٤). ولهذا السبب، تحتاج هذه الطريقة إلى بيانات عن عدة سنوات بعد تدخل البرنامج، بالرغم من أن بيانات خط الأساس كانت مفقودة.

يناقش المربع ٥-٤ مثالًا عن مقاربة الفرق الثلاثي في الأرجنتين، حيث يدرس رافاليون وآخرون (٢٠٠٥) آثار البرنامج على الدخل "للباقين" بالنسبة إلى "المغادرين" في برنامج Trabajar للعمل في الأرجنتين (انظر الفصل ٤ للاطلاع على مناقشة تخص البرنامج). ونظرًا لأن البرنامج أُعدّ بعد فترة قصيرة من الأزمة المالية عام ١٩٩٧، فلم تكن بيانات خط الأساس متاحة. لذا يدرس رافاليون وآخرون

المربع ٥-٤ دراسة حالة: طريقة الفرق الثلاثي - برنامج Trabajar في الأرجنتين

نظرًا للافتقار لبيانات خط الأساس الخاصة ببرنامج Trabajar، ولتجنب افتراض أنه كانت تتوفر للباقين والمغادرين فرص متساوية قبل الانضمام إلى البرنامج، اقترح رافاليون وآخرون (٢٠٠٥) مقدِّر فرق ثلاثي باستخدام مجموعة ضابطة منفصلة تمامًا لم تشارك مطلقًا في البرنامج (يُشار إليها باسم غير المشاركين هنا). يُحسَب مقدّر الفرق الثلاثي أولاً بأخذ الاختلاف في الاختلافات بين الباقين والمشاركين المطابقين ثم الاختلاف في الاختلافات للمغادرين وغير المشاركين المطابقين. وأخيرًا، يُحسب الاختلاف في الاختلافات لهاتين المجموعتين بين الباقين والمغادرين المطابقين.

بجعل $D_{it} = 1$ و$D_{it} = 0$ تحديدًا تقابلان المشاركين وغير المشاركين المطابقين التوالي، في الجولة $t = \{1,2\}$، حسبت الدراسة أولًا تقديرات الاختلاف في الاختلافات $A = \left[(\bar{Y}_2^T - \bar{Y}_1^T) - (\bar{Y}_2^C - \bar{Y}_1^C) | D_{i2} = 1\right]$ (يقابل ذلك الباقين في الفترة ٢ المطابقين مع غير المشاركين من مسح حضري منفصل) و $B = \left[(\bar{Y}_2^T - \bar{Y}_1^T) - (\bar{Y}_2^C - \bar{Y}_1^C) | D_{i2} = 0\right]$ (يقابل ذلك المغادرين في الفترة ٢، المطابقين مع غير المشاركين). حُسب مقدّر الفرق الثلاثي بعد ذلك على أنه A – B.

استخدم رافاليون وآخرون (٢٠٠٥) عينة تتكون من ٤١٩ مقيمًا مطابقًا مع ٤٠٠ مغادر (مأخوذة في الأصل من عينة عشوائية من ١٥٠٠ عامل في Trabajar)، خضعوا لمسح في أشهر مايو ويونيو عام ١٩٩٩، وأكتوبر ونوفمبر عام ١٩٩٩، ومايو ويونيو عام ٢٠٠٠. سُحب غير المشاركين من مسح منفصل لأسر حضرية أجري في الوقت نفسه تقريبًا، وشمل مجموعة من الخواص الاجتماعية والاقتصادية؛ تم هذا المسح مرتين في السنة وشمل ٢٧٠٠٠ أسرة تقريبًا.

ولكن تفسير تقدير الفرق الثلاثي بمثابة مقياس للمكاسب المتوسطة للمشاركين يتطلب (أ) عدم وجود تحيّز اختيار في مغادرة البرنامج و(ب) عدم وجود مكاسب حالية في الدخل لغير المشاركين. استخدم رافاليون وآخرون (٢٠٠٥) جولة ثالثة من المسح لاختبار هذه الظروف على نحو مشترك، ومقارنة تقدير الفرق الثلاثي لأولئك الذين غادروا وأولئك الذين بقوا في البرنامج. ولم يتمكنوا باستخدام هذه الطريقة من رفض الشروط المطلوبة لاستخدام مقياس الفرق الثلاثي بمثابة تقدير لمكاسب المشاركين الحاليين. وتوصلوا أيضًا إلى أدلة عن هبوط أشينفلتر (Ashenfelter's Dip)، حيث تمكّن الأشخاص من استعادة حصة متزايدة من دخل Trabajar بعد مغادرة البرنامج بمرور الزمن.

الفَرق في الدخل للمشاركين المغادرين للبرنامج وأولئك الذين ما زالوا مشاركين فيه، بعد طرح التغيرات المتراكمة على مستوى الاقتصاد باستخدام مجموعة مطابقة ومنفصلة بالكامل من المشاركين. وبغياب المجموعة المطابقة من غير المشاركين، لن يكون الاختلاف في الاختلافات بين الباقين والمغادرين متحيزًا إلا إذا كانت فرص أرباح الواقع المضاد خارج البرنامج هي نفسها لكل مجموعة. ولكن، كما يشير رافاليون وآخرون (٢٠٠٥)، قد يكون الأشخاص الذين يختارون البقاء في البرنامج أقل احتمالية نظريًا للحصول على فرص ربح أفضل خارج البرنامج من أولئك الذين غادروه مبكرًا. وبالنتيجة، سيقلّل تقدير الاختلاف في الاختلافات الذي يقارن هاتين المجموعتين فقط من أثر البرنامج. ولا يمكن للاختلاف في الاختلافات البسيط بين الباقين والمغادرين أن يفي بالغرض إلا في ظروف مثل التقلص الخارجي للبرنامج على سبيل المثال.

التعديل للاتجاهات الزمنية التفاضلية

كما ذُكر سابقًا، افترض أن شخصًا يريد تقييم برنامج من قبيل التدريب على العمل الذي طُرح أثناء أزمة الاقتصاد الكلي. من خلال توفر البيانات للمجموعات المعالجة وغير المعالجة قبل البرنامج وبعده، يمكن استخدام مقاربة الاختلاف في الاختلافات لتقدير أثر البرنامج على الأرباح مثلاً. ولكن، من المحتمل أن تؤدي أحداث من هذا القبيل إلى ظروف تستجيب فيها المجموعات المعالجة وغير المعالجة بشكل مختلف للصدمة. أنشأ كل من بيل وبلونديل وفان رينين (١٩٩٩) طريقة الاختلاف في الاختلافات تفسر تأثيرات الاتجاه الزمني التفاضلي هذه. بخلاف البيانات عن المجموعات المعالجة وغير المعالجة قبل المعالجة وبعدها، ثمة حاجة إلى فاصل زمني آخر (لنفترض، $t-1$ إلى t) لنفس المجموعات المعالجة وغير المعالجة. من المحتمل أن تكون الدورة الماضية الأخيرة هي الفاصل الزمني الأنسب لمثل هذه المقارنة. بطريقة رسمية أكثر، يُعرّف الاختلاف في الاختلافات المعدل وفق الاتجاه الزمني كما يلي:

$$DD = [E(Y_1^T - Y_0^T \mid T_1 = 1) - E(Y_1^C - Y_0^C \mid T_1 = 0)]$$
$$- [E(Y_t^T - Y_{t-1}^T \mid T_1 = 1) - E(Y_t^C - Y_{t-1}^C \mid T_1 = 0)] \quad (٧-٥)$$

الأسئلة

١. أي من العبارات التالية صحيح بشأن طريقة الاختلاف في الاختلافات؟

أ. الاختلاف في الاختلافات مناسب جدًا لتحليل البيانات الطولية المُجمَّعة.

ب. مثل مطابقة درجة الميل، لا يمكن أن يتحكم الاختلاف في الاختلافات في الخواص غير المرصودة التي قد تؤثر على متغيرات الحصائل.

ج. يقارِن الاختلاف في الاختلافات التغييرات في متغير الحصيلة بين فترات ما قبل التدخل وبعده للمشاركين وغير المشاركين.

(أ) "أ" و"ب"

(ب) "ب" و"ج"

(ج) "أ" و"ج"

(د) "ج" فقط

٢. يوضح الجدول التالي متوسط الدخل خلال فترة ما قبل التدخل وما بعده للتمويل متناهي الصغر في المناطق الريفية في جمهورية لاو الديمقراطية الشعبية:

	متوسط الدخل (ألف كيب لاوي)	
	المشاركين	غير المشاركين
فترة ما قبل التدخل	٨٠	٩٠
فترة ما بعد التدخل	١٢٥	١٢٠

أثر تدخل التمويل متناهي الصغر على دخل المشاركين باستخدام الاختلاف في الاختلافات هو

(أ) ٤٥٠٠٠ كيب لاوي

(ب) ٣٠٠٠٠ كيب لاوي

(ج) ١٥٠٠٠ كيب لاوي

٣. المعادلة التالية هي تمثيل بالفرق بالاختلاف في الاختلافات لمعادلة حاصل البيانات الطولية المُجمَّعة:

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

حيث Y هو الدخل الشهري للأسرة، وT هو تدّخل تمويلي صغير (T = 1 إذا كانت الأسرة تتلقى الدعم و T = 0 إذا كانت الأسرة لا تتلقى الدعم)؛ t هو جولة المسح (t = 0 لخط الأساس وt = 1 للمتابعة)، وε هو حد الخطأ. إذا استُخدم الاختلاف في الاختلافات، يُعطى أثر برنامج التمويل متناهي الصغر على الأسرة بالصيغة

(أ) β

(ب) γ

(ج) δ

(د) $\beta + \delta$

٤. أي مما يلي يمكن أن يتحسّن على أساس الصيغة الوظيفية للاختلاف في الاختلافات المحددة في السؤال ٣، إذا كانت المعالجة خارجية؟

أ. تطبيق صيغة مساعدة متغيرة.

ب. تمديدها بإضافة متغيرات ضابطة (X) قد تؤثر على الحصائل.

ج. استخدام صيغة تأثيرات ثابتة لتطبيقها.

(أ) "أ" و"ب"

(ب) "ب" و"ج"

(ج) "أ" و"ج"

(د) "ج" فقط

(هـ) "أ" و"ب" و"ج"

٥. أي مما يلي من قيود طريقة الاختلاف في الاختلافات؟

أ. لا يمكن تطبيق طريقة الاختلاف في الاختلافات على بيانات المقطع العرضي.

ب. قد تعطي طريقة الاختلاف في الاختلافات تقديرات متحيزة إذا كانت خواص المشروع والمناطق الضابطة مختلفة جدًا.

ج. لا يمكن الاختلاف في الاختلافات أن يتحكم في الخواص غير المرصودة التي قد تؤثر على الحصائل إذا اختلفت بين فترتي ما قبل التدخل وما بعده.

(أ) "أ" و"ب"

(ب) "ب" و"ج"

(ج) "أ" و"ج"

(د) "ج" فقط

ملاحظات

١. راجع الفصل الثاني للاطلاع على مناقشة تمهيدية لدور الواقع المضاد في تحديد تأثير المعالجة للبرنامج.

٢. لاحظ أنه عندما لا تتغير متوسطات الواقع المضاد رغم مرور الوقت ($E[Y_1^C - Y_0^C | T_1 = 1] = 0$)، فإن تقدير الاختلاف في الاختلافات في المعادلة ١-٥ يصبح مقارنة أحادية حيث تتم متابعة الحصائل فقط لوحدات المعالجة. يناقش الفصل الثاني أيضًا المقارنات الأحادية بمزيد من التفصيل. ولكن هذه المقاربة محدودة عمليًا، لأنه من غير المحتمل ألا تتغير الحصائل المتوسطة للواقع المضاد.

٣. وعلى الرغم من أن بعض الدراسات واسعة النطاق لا يمكنها زيارة نفس الأُسر أو الأفراد بعد تدخل البرنامج، إلا أنه يمكنها مسح نفس القرى أو المجتمعات، ومن ثم فإنه يمكنها حساب الاختلاف في الاختلافات لتأثيرات البرنامج على المستوى المحلي أو المجتمعي. تحظى المسوحات المتزامنة على مستوى المستفيدين والمجتمع بأهمية في الحفاظ على هذه المرونة، خاصةً وأن مسوحات ما قبل تدخل البرنامج وما بعده يمكن أن تمتد لعدة سنوات، ما يجعل جمع البيانات الطولية المُجمَّعة أصعب.

٤. تنطبق حجة مماثلة مضادة لطريقة الاختلاف في الاختلافات في حالة تقييم برنامج باستخدام بيانات مسح مقطع عرضي متكررة. أي أنه إذا اختار الأفراد أنفسهم المشاركة في برنامج وفقًا لبعض القواعد غير المعروفة، واستُخدمت بيانات مقطع عرضي متكررة، فقد يفشل افتراض عدم التجانس غير المتغير مع مرور الوقت إذا تغير تكوين المجموعة وأثّرَ التدخل على تكوين المجموعات المعالجة مقابل المجموعات غير المعالجة.

المراجع

Bell, Brian, Richard Blundell, and 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, and Sendhil Mullainathan. 2004. "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" *Quarterly Journal of Economics* 119 (1): 249–75.

Chaudhury, Nazmul, and Dilip Parajuli. 2006. "Conditional Cash Transfers and Female Schooling: The Impact of the Female School Stipend Program on Public School Enrollments in Punjab, Pakistan." Policy Research Working Paper 4102, World Bank, Washington, DC.

Gruber, Jonathan, 1994. "The Incidence of Mandated Maternity Benefits." *American Economic Review 84* (3): 622–41.

Hirano, Keisuke, Guido W. Imbens, and Geert Ridder. 2003. "Efficient Estimation of Average Treat- ment Effects Using the Estimated Propensity Score." *Econometrica* 71 (4): 1161–89.

Jalan, Jyotsna, and Martin Ravallion. 1998. "Are There Dynamic Gains from a Poor-Area Develop- ment Program?" *Journal of Public Economics* 67 (1):65–85.

Khandker, Shahidur R., Zaid Bakht, and 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, and 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 Pelto, Bondan Sikoki, Teresa Seeman, James P. Smith, Cecep Sumantri, Wayan Suriastini, and Siswanto Wilopo. 2004. "Iron Deficiency and the Well-Being of Older Adults: Preliminary Results from a Randomized Nutrition Interven- tion." University of California–Los Angeles, Los Angeles, California.

van de Walle, Dominique, and Ren Mu. 2008. "Rural Roads and Poor Area Development in Vietnam." Policy Research Working Paper 4340, World Bank, Washington, DC.

٦. تقدير المتغير المساعد

ملخص

تتيح طرق المتغير المساعد (IV) بتأثير المتغيرات داخلية النشأة في إمكانية المشاركة الفردية أو تنسيب البرنامج، أو كليهما. داخلية النشأة. من خلال البيانات الطولية المُجمَّعة، يمكن أن تسمح طرق المتغير المساعد بتحيّز الاختيار المتغير مع مرور الوقت. يمكن أيضًا حل خطأ القياس الذي يؤدي إلى تحيز التوهين من خلال هذا الإجراء. تتضمن مقاربة المتغير المساعد إيجاد متغير (أو أداة) يرتبط بصورة كبيرة بتنسيب البرنامج أو المشاركة فيه، ولكنه لا يرتبط بالخواص غير المرصودة التي تؤثر على الحصائل. يمكن إنشاء الأدوات من تصميم البرنامج (على سبيل المثال، إذا كان البرنامج محط الاهتمام عشوائيًا أو إذا استُخدمت قواعد خارجية في تحديد الأهلية للبرنامج).

يجب اختيار الأدوات بعناية. من المحتمل أن تؤدي الأدوات الضعيفة إلى تفاقم التحيز إلى مستوى أعلى مما هو عليه الحال عند تقديره بالمربعات الصغرى العادية (OLS) إذا كانت تلك الأدوات مرتبطة بخواص غير ملحوظة أو متغيرات محذوفة تؤثر على الحصيلة. يمكن أن يساعد اختبار الأدوات الضعيفة في تجنب هذه المشكلة. يمكن أن تنشأ مشكلة أخرى إذا كانت الأداة ترتبط بالمكاسب المتوقعة غير الملحوظة من البرنامج التي تؤثر على المشاركة، ويمكن أن يساعد متوسط تأثيرات المعالجة المحلية (LATEs) المستندة إلى الأدوات على معالجة هذه المشكلة.

أهداف التعلُّم

بعد إكمال هذا الفصل، سيتمكن القارئ من مناقشة ما يلي

- الكيفية التي يمكن أن تحل بها المتغيرات المساعدة تحيّز الاختيار في المشاركة، تنسيب البرنامج أو كليهما
- كيفية اختلاف المتغير المساعد من حيث الافتراضات عن طرق مطابقة درجة الميل وطرق الاختلاف في الاختلافات
- المصادر المتاحة لإيجاد أدوات جيدة
- طريقة اختبار الأدوات الضعيفة
- ماهية الفرق بين طرق المتغير المساعد ومتوسط تأثير المعالجة المحلي

مقدمة

ينتقل هذا الكتاب الآن إلى طرق تخفف من الافتراض الخارجي للمربعات الصغرى العادية (OLS) أو مطابقة درجة الميل (PSM)، والتي تنطوي أيضًا على مقاومة تحيّز الاختيار المتغير مع مرور الوقت، على عكس الاختلاف في الاختلافات.

تذكر أنه لا يمكن في طرق الاختلاف في الاختلافات التحكم في تحيّز الاختيار الذي يتغير بمرور الزمن (الفصل الخامس). بتخفيف الافتراض الخارجي، تضع طريقة المتغير المساعد افتراضات تعريف مختلفة - عن الطرق السابقة - على الرغم من أن الافتراضات - التي يستند إليها المتغير المساعد - قد لا تنطبق في جميع السياقات.

تذكر الإعداد الذي نوقش في الفصل الثاني لمعادلة تقدير تقارن حصائل المجموعات المعالجة وغير المعالجة:

$$Y_i = \alpha X_i + \beta T_i + \varepsilon_i \qquad (٦-١)$$

إذا كان تعيين المعالجة T عشوائيًا في المعادلة ٦-١، فلا يشكّل تحيّز الاختيار مشكلة على مستوى التوزيع العشوائي (راجع الفصل الثالث). ولكن تعيين المعالجة قد لا يكون عشوائيًا بسبب عاملين عامين. أولاً، قد توجد *متغيرات داخلية النشأة* في استهداف البرنامج أو تنسيبه — أي أن تنسيب البرامج يتم عمدًا في المناطق ذات الخواص المحددة (مثل فرص مُدرة للدخل أو المعايير الاجتماعية) التي قد تُرصَد أو لا تُرصد والتي ترتبط أيضًا بالحصائل Y. ثانيًا، يتسبّب *عدم التجانس الفردي غير المرصود* الناشئ عن الاختيار الشخصي للمستفيدين في خلط داخل برنامج الإعداد التجريبي أيضًا. وعلى النحو الموضح في الفصل الثاني، قد ينشأ تحيّز الاختيار من كلا هذين العاملين لأن الخواص غير المرصودة في حد الخطأ ستتضمن متغيرات ترتبط أيضًا بالمعالجة الصورية T. أي أن $(T, \varepsilon) \neq 0$ ينطوي على انتهاك أحد الافتراضات الرئيسية للمربعات الصغرى العادية (OLS) في التقديرات غير المتحيزة: استقلالية الانحدارات عن حد الاضطراب ε. يسبّب الترابط بين T وε بصورة طبيعية تحيزًا للتقديرات الأخرى في المعادلة، بما في ذلك تقدير تأثير البرنامج β.

يمكن تعميم المعادلة ٦-١، والمخاوف المقابلة بشأن المتغيرات داخلية النشأة، لتشمل إعداد لوحة البيانات وفي هذه الحالة، قد ترتبط الخواص غير المرصودة بمرور الزمن بالبرنامج بالإضافة إلى غيره من المتغيرات المشتركة المرصودة. يناقش الفصل الخامس هذه المشكلة إلى حد ما. حلّت طرق الاختلاف في الاختلافات هذه المشكلة بافتراض أن الخواص غير المرصودة للوحدات المستهدفة وغير المستهدفة كانت غير متغيرة مع مرور الوقت ثم طرح المتغيرات غير المتجانسة. عند توفّر البيانات الطولية المُجمَّعة، تسمح طرق المتغير المساعد برؤية أكثر دقة لعدم التجانس غير الملحوظ، ما يسمح بتغيّر هذه العوامل بمرور الزمن (مثل المواهب الريادية غير المرصودة للأشخاص المستهدفين الخاضعين للدراسة، والقدرة على الحفاظ على الروابط والشبكات الاجتماعية، وما إلى ذلك، وكلها قد تختلف تبعًا لمدة البرنامج).

يهدف المتغير المساعد إلى مسح الترابط بين T وε. أي أنه يتعين عزل التباين في T المرتبط بـ ε. لفعل ذلك، يتعين إيجاد متغير مساعد، يُرمز له بالحرف Z، يحقّق الشروط التالية:

١. أن يكون مرتبطًا بـ T: $\text{cov}(Z,T) \neq 0$
٢. ألا يكون مرتبطًا بـ ε: $\text{cov}(Z,\varepsilon) = 0$

ومن ثم، تؤثر الأداة Z على الاختيار في البرنامج ولكنها غير مرتبطة بالعوامل المؤثرة في الحصائل (يُعرف ذلك أيضًا باسم *قيود الاستثناء*).

من القضايا ذات الصلة أن خطأ القياس في المشاركة المرصودة قد يقلل من تقدير أثر البرنامج أو يبالغ فيه. وعلى النحو الموضح في الفصل الثالث، يمكن تقديم متغير مساعد لحل تحيّز التوهين هذا عن طريق حساب تقديري للنية للعلاج (ITT) التي يستهدفها البرنامج. يراعي هذا الحساب التقديري في الحسبان اختلاف المشاركة الفعلية عن المشاركة المقصودة بسبب قواعد الاستهداف والأهلية.

يقدّم خاندكر (٢٠٠٦) مثالاً عن الكيفية التي يمكن من خلالها معالجة الحالة الخارجية وتحيّز التوهين. في هذه الدراسة، قُدّر تأثير التوسع في التمويل متناهي الصغر على الإنفاق الاستهلاكي والفقر باستخدام بيانات طولية مُجمَّعة من بنغلاديش مستخلصة من مسوحات أسرية للفترتين ١٩٩١-١٩٩٢ و١٩٩٨-١٩٩٩،[1] تهدف الدراسة إلى اختبار حساسية الاستنتاجات التي توصل إليها "بيت" و"خاندكر" (١٩٩٨) باستخدام مجموعة بيانات ١٩٩١-١٩٩٢. أُخذت عينات من الأسر في قرى طُبّق فيها البرنامج وقُرى لم يُطبّق فيها، حيث أُخذت عينات من كل من الأسر المؤهلة وغير المؤهلة في كلا النوعين من القرى، وأُخذت عينات من المشاركين وغير المشاركين في البرنامج من بين الأسر المؤهلة في قرى برامج التمويل متناهي الصغر. كان الشرطان الأساسيان لتحديد أثر البرنامج هما (أ) قيد أهلية البرنامج (كانت أي أسرة تمتلك أقل من نصف فدان مؤهلة للمشاركة في برامج التمويل متناهي الصغر) و(ب) تصميم البرنامج الذي يستهدف الشخص حسب جنسه (يمكن للرجال فقط الانضمام إلى مجموعات مع رجال آخرين، ويمكن للنساء فقط الانضمام إلى مجموعات مع نساء أخريات). يمكن تطبيق القيد القائم على جنس الشخص بسهولة ومن ثم يمكن رصده، بينما قد لا يكون قيد التحديد القائم على الأرض قابلاً للتطبيق لعدة أسباب (انظر مردوخ ١٩٩٨). ومن ثم، فإذا لم يكن القيد القائم على الأرض قابلاً للرصد، فإن استخدام تصميم البرنامج القائم على جنس الشخص لتحديد تأثير البرنامج حسب جنس المشارك يكون أكثر كفاءة بكثير.

يمكن استخدام طريقة الاختلاف في الاختلافات لحل عدم التجانس غير المرصود في هذا المثال، بوجود بيانات طولية مُجمعَّة. ولكن، قد يُنتَهَك شرط عدم التجانس غير المرصود وغير المتغير رغم مرور الوقت. على سبيل المثال، قد يزيد دخل الأسرة غير المرصود، والذي قد يشترط طلب اقتراض، مؤقتًا بسبب البرنامج بحيث تكون الأسر على استعداد لتحمل المزيد من القروض بوجود احتياطي أكبر ضد المخاطر. وبالمثل، ربما تتبدل شروط السوق المحلي غير المرصودة التي تؤثر على طلب الأسرة لسلفة بمرور الزمن، ما يؤدي إلى تأثير أكثر ملاءمة على طلب الاقتراض. وقد تختلف المحددات غير المقيسة للاقتراض على مستوى الأسرة والقرية بمرور الزمن، وإذا قيس الاقتراض على نحو خطأ (وهذا أمر محتمل)، فيتم تضخيم الخطأ عند احتساب الفروق بمرور الزمن، لا سيما إذا تعلق الأمر بفترتين زمنيتين فقط. سيؤدي هذا الخطأ في القياس إلى تحيّز في التوهين على مُعامِلات أثر الاقتراض، ما يؤدي إلى تحيّز تقديرات الأثر نحو الصفر. أحد التصحيحات القياسية لكلا النوعين من التحيز (أحدهما يُنسب إلى خطأ القياس والآخر إلى عدم التجانس المتغير بمرور الزمن في طلب الاقتراض) هو تقدير المتغير المساعد. يناقش هذا الفصل هذه المقاربة لاحقًا.

مقاربة المربعات الصغرى ثنائية المرحلة للمتغيرات المساعدة

لعزل جزء متغير المعالجة المستقل عن الخواص غير المرصودة الأخرى التي تؤثر على الحصيلة، يتم أولًا إنشاء تصميم انحدار للمعالجة على الأداة المساعدة Z ، وللمتغيرات المشتركة الأخرى في

المعادلة ٦-١، وللاضطراب u_i. تُعرف هذه العملية باسم *انحدار المرحلة الأولى*:

$$T_i = \gamma Z_i + \phi X_i + u_i. \quad (٦-٢)$$

لذلك، تعكس المعالجة المتنبأ بها من هذا الانحدار، $\hat{T}$، جزء المعالجة المتأثر فقط بـ Z، ولذا فإنها تجسد فقط تباينًا خارجيًا في المعالجة. ومن ثم تُستبدَل $\hat{T}$ للمعالجة في المعادلة ٦-١ لإنشاء انحدار الحصيلة التالي بالصيغة المختزلة:

$$Y_i = \alpha X_i + \beta(\hat{\gamma} Z_i + \hat{\phi} X_i + u_i) + \varepsilon_i. \quad (٦-٣)$$

ومن ثم، فإن تقدير المتغير المساعد (المعروف أيضًا باسم *المربعات الصغرى ثنائية المرحلة*، أو 2SLS) لأثر البرنامج يساوي $\hat{\beta}_{IV}$. وتحديدًا، بالنظر إلى $Y_i = \beta T_i + \varepsilon_i$، وهي نسخة مبسطة للمعادلة ٦-١ ومعرفة ذلك بافتراض أن $\text{cov}(Z, \varepsilon) = 0$، يمكن أيضًا كتابة تأثير المعالجة بموجب المتغير المساعد (β) بالصيغة $\text{cov}(Y, Z)/\text{cov}(T, Z)$:

$$\text{cov}(Y_i, Z_i) = \text{cov}[(\beta T_i + \varepsilon_i), Z_i] = \beta \text{cov}(T_i, Z_i) \quad (٦-٤)$$

$$\Rightarrow \frac{\text{cov}(Y_i, Z_i)}{\text{cov}(T_i, Z_i)} = \beta. \quad (٦-٥)$$

يصبح هذا الاشتقاق مهمًا عند دراسة تأثيرات جودة الأداة على أثر البرنامج المقدر بموجب المتغير المساعد (انظر القسم التالي ٦-٣).

لذلك، من خلال الأدوات المساعدة، يتم تفريغ T من ارتباطه بحد الخطأ. إذا انطبق الافتراضان $\text{cov}(T, Z) \neq 0$ و $\text{cov}(Z, \varepsilon) = 0$، فإن المتغير المساعد يحدِّد بصورة متسقة الأثر المتوسط للبرنامج المُسند إلى الأداة المساعدة. وتحديدًا، يمكن إيضاح أن $\hat{\beta}_{IV} = \beta + \text{cov}(Z, \varepsilon)/\text{cov}(Z, T)$. تُناقَش هذه الفكرة أيضًا بمزيد من التفصيل في القسم التالي.

بالرغم من أن المعلومات التفصيلية بشأن تطبيق البرنامج والمشاركة فيه يمكن أن تكشف مباشرة عن وجود تحيز في الاختيار، يمكن أيضًا تقدير المتغيرات داخلية النشأة للمعالجة باستخدام اختبار وو-هاوسمان (Wu-Hausman) الذي يَستخدم في المثال التالي طريقة قائمة على الانحدار:

١. أولاً، أنشئ انحدار T على Z والمتغيرات المشتركة الخارجية الأخرى X، واحصل على البواقي $\hat{u}_i$. تعكس هذه البواقي عدم التجانس غير المرصود بأكمله، والذي يؤثر على المعالجة التي لا ترصدها الأدوات والمتغيرات الخارجية في النموذج.

٢. أنشِئ انحدار Y على X، وZ ، و$\hat{u}_i$. إذا كان المعامل على $\hat{u}_i$ مختلفًا إحصائيًا عن الصفر، فإن الخواص غير المرصودة التي تؤثر بصورة مشتركة على المعالجة T والحصائل Y ذات دلالة كبيرة، وتُرفض الحالة الصفرية التي تكون فيها T خارجية.

نموذج المتغير المساعد له بعض الأشكال المختلفة. على سبيل المثال، يمكن إعادة كتابة معادلة الأداة المساعدة بصيغة نموذج استجابة ثنائي غير خطي (احتمالي أو لوغاريتمي على سبيل المثال) واستخدام درجة الميل المتنبأ بها بصفتها المتغير المساعد للتنسيب في البرنامج. وإذا وُجدت بيانات طولية مُجمَّعة أيضًا، يمكن

دمج المتغير المساعد مع مقاربة تأثيرات ثابتة باستخدام البيانات الطولية المُجمَّعة كما يلي (انظر سيميكينا وولدريدج ٢٠٠٥):

$$Y_{it} = \delta Q_{it} + \eta_i + \nu_{it}, t = 1, \ldots, T, \qquad (٦-٦)$$

في المعادلة ٦-٦، η_i هو التأثير الثابت غير المرصود (تمت مناقشته في الفصل الخامس) الذي يمكن ربطه بالمشاركة في البرنامج، وν_{it} يمثل خطأ محددًا متغيرًا مع مرور الوقت، وQ_{it} هو متجه للمتغيرات المشتركة يتضمن المتغيرات الخارجية X بالإضافة إلى البرنامج T. لذلك، يُفسّر الترابط بين η_i ومتغير المعالجة في Q_{it} في هذا التوصيف من خلال التأثيرات الثابتة أو مقاربة إيجاد الفروق، وتُقدَّم Z_{it} للسماح بالترابط بين بعض الانحدارات في Q_{it} (مثل T) وν_{it}. الفكرة هنا هي إيجاد أدوات مساعدة مرتبطة بمدخلات البرنامج (وليس الحصائل التي تحققت منه). والافتراضات المتبقية وتفسيرات التقدير تكون متشابهة.

المخاوف المرتبطة بالمتغيرات المساعدة

تتضمن المخاوف المرتبطة بالمتغيرات المساعدة ضَعْفَ الأدوات المساعدة والترابط مع الخواص غير المرصودة.

إنعكاسات ضَعف الأدوات المساعدة على التقديرات

أحد عيوب مقاربة المتغير المساعد الصعوبة المحتملة في إيجاد أداة مساعدة جيدة. عند ربط الأداة المساعدة مع الخواص غير المرصودة المؤثرة على الحصيلة (أي $\text{cov}(Z, \varepsilon) \neq 0$)، ستتحيّز تقديرات تأثير البرنامج. علاوة على ذلك، إذا كانت الأداة مترابطة ترابطًا ضعيفًا مع متغير المعالجة T، فمن المرجح أن يزداد الخطأ المعياري لتقدير المتغير المساعد لأن الأثر المتنبأ به على الحصيلة سيُقاس بدقة أقل. ومن المرجح أن يكون توافق تقدير المتغير المساعد (أي التحيّز المقارب) كبيرًا أيضًا عندما يكون هناك ترابط ضعيف بين Z وT ، حتى إذا كان الترابط بين Z وε منخفضًا. يمكن أن تنتهك هذه المشكلة الافتراض الكامن وراء تقدير المتغير المساعد كما هو واضح هنا. على النحو الموضح في القسم السابق، على نحو مقارب، $\beta_{IV} = \beta + \text{cov}(Z, \varepsilon)/\text{cov}(Z, T)$ ؛ ومن ثم، كلما كانت قيمة $\text{cov}(Z, T)$ أقل، كان التحيّز المقارب لـ $\hat{\beta}$ أكبر بعيدًا عن القيمة الحقيقية لـ β.

اختبار الأدوات المساعدة الضعيفة

لا يمكن اختبار ما إذا كانت أداة مساعدة معينة تحقق قيد الاستثناء أم لا، وكما هو مذكور سابقًا، لا يمكن تقديم تبريرات إلا من خلال الدليل المباشر على كيفية تطور البرنامج والمشاركة. ولكن، بوجود عدة أدوات مساعدة، توجد اختبارات كمية (تُعرف أيضًا باسم *اختبارات المبالغة في تحديد القيود*). وهي تتضمن الخطوات التالية:

١. تقدير المعادلة الهيكلية من خلال المربعات الصغرى ثنائية المرحلة، والحصول على البواقي $\hat{\varepsilon}_i$.
٢. الانحدار $\hat{\varepsilon}_i$ (الذي يجسد عدم التجانس الكامل الذي لا تفسّره الأدوات المساعدة Z والمتغيرات الخارجية الأخرى

X) على X وZ. احصل على R^2.

٣. استخدِم الفرضية الصفرية التي تنص على أن جميع المتغيرات المساعدة غير مترابطة بالبواقي، $nR^2 \sim \chi^2_q$ ، حيث q هو عدد المتغيرات المساعدة من خارج النموذج ناقص العدد الإجمالي للمتغيرات التفسيرية الداخلية. إذا كان nR^2 أكبر إحصائيًا من القيمة الحرجة عند مستوى محدد ذي دلالة (ليكن، ٥ بالمائة) في توزيع χ^2_q ، فستُرفض النظرية الصفرية، ويمكن استنتاج أن واحدًا على الأقل من المتغيرات المساعدة ليس خارجيًا.

متوسط تأثيرات المعالجة المحلية

كما ذُكر سابقًا، فإن تقدير الأداة المساعدة لتأثير البرنامج هو في النهاية أثر النية للعلاج (TTI)، حيث سينطبق التأثير المقيس للبرنامج على مجموعة فرعية فقط من المشاركين. الاستهداف غير الكامل حالة يمكن فيها قياس آثار النية للعلاج (TTI) فقط، حيث يتعين على الباحث بعدئذٍ البحث عن مؤشر خارجي للمشاركة يمكن أن يفسر عدم التجانس غير المرصود. من المرجح أن تُحقّق الأدوات المساعدة الجيدة في هذه الحالة قيدَ الاستبعاد وستكون جيدة الترابط مع المشاركة. ولكن، من غير المرجح جدًا أن تكون تلك الأداة "وثيقة" الترابط مع المشاركة، ومن ثم فلن ترصد الأداة المساعدة سوى مجموعة فرعية من المشاركين وتأثير الأداة المساعدة الناتج. وينطبق الأمر نفسه عندما يُطلب وجود أداة مساعدة لتصحيح الأخطاء في قياس المشاركة، آثار النية للعلاج (TTI) مشابهة تتعلق بمجموعة فرعية من المشاركين. ومن ثم، فلن ينطبق تأثير برنامج المتغير المساعد إلا على مجموعة فرعية من المشاركين الذين سيتأثر سلوكهم بالأداة.

تنشأ إحدى صعوبات تقدير الأداة المساعدة القياسية إذا كان الأفراد يعرفون المزيد عن مكاسبهم المتوقعة من البرنامج أكثر مما يعرفه المقيّم أو الباحث. أي أن الأفراد يتنبؤون بالمكاسب من البرنامج، والتي لا يستطيع المقيّم أو الباحثون رصدها. وبالنتيجة، يحدث اختيار غير مرصود في المشاركة، لأن هؤلاء الأفراد الذين ينتهي بهم الأمر بأن يستفيدوا أكثر من البرنامج، نظرًا لخواصهم X، قد يكونون أكثر قابلية للمشاركة. نظرًا لأن الأداة المساعدة Z تؤثر على المشاركة، فإن الخواص غير المرصودة التي تدفع المشاركة ستترابط أيضًا مع Z وسيكون تقدير الأداة المساعدة متحيزًا.

يوضح هيكمان (١٩٩٧) على سبيل المثال دراسة أجراها أنغريست (١٩٩٠) تدرس تأثير الخدمة العسكرية على الأرباح. يستخدم أنغريست قرعة التجنيد العسكري الأمريكي في عام ١٩٦٩، بمثابة أداة مساعدة للانضمام إلى الجيش، والذي خصص عشوائيًا أرقام الأولوية للأفراد الذين لديهم تواريخ ميلاد مختلفة. كانت الأرقام الأعلى تعني أن الشخص أقل قابلية للتجنيد. ولكن، حتى إذا حصل الشخص على رقم عالٍ، فإنه إذا التحق بالخدمة العسكرية رغم ذلك، يمكن أن يفترض أن مكاسبه المتوقعة غير المرصودة من الخدمة العسكرية من المرجح أن تكون أعلى أيضًا. وهكذا فإن الأداة المساعدة تسبّب تغييرات منهجية في معدلات المشاركة التي ترتبط بالمكاسب المتنبأ بها وغير المرصودة من البرنامج. يُنشئ هذا التغيّر تحيّزًا في مقارنة المشاركين وغير المشاركين.

يعالج إمبينز وأنغريست (١٩٩٤) هذه المشكلة بتقديم متوسط تأثيرات المعالجة المحلية. في الحالة الخاصة التي يوجد فيها عدم تجانس في استجابة الأفراد للبرنامج، لا تُقدِّرُ طرق الأداة المساعدة باستمرار متوسط تأثير البرنامج إلا لمن تتغير مشاركتهم بسبب تغيّرات في الأداة المساعدة Z. وتحديدًا، لا يقدِّر متوسط تأثيرات

المعالجة المحلية تأثير المعالجة إلا لأولئك الذين يقررون المشاركة بسبب تغيّر في Z (راجع على سبيل المثال إمبينز وأنغريست ١٩٩٤). في سياق التعليم على سبيل المثال، إذا كانت الحصيلة Y هي درجة اختبار، فإن T هو مؤشر عما إذا كان الطالب في مدرسة ثانوية كاثوليكية، والأداة المساعدة Z هي مؤشر عما إذا كان الطالب كاثوليكيًا، فإن متوسط تأثير المعالجة المحلي هو متوسط التأثير على درجات الطلاب الذين يختارون الذهاب إلى مدرسة كاثوليكية لأنهم كاثوليكيون (انظر وولدريدج ٢٠٠١). إن متوسط تأثير المعالجة المحلي يساعد في تجنب مشكلة التنبؤ غير المرصود بنتائج البرنامج عن طريق الحد من تحليل الأفراد الذين يتغير سلوكهم بسبب تغيرات في Z بطريقة غير مرتبطة بالحصائل المحتملة. في مثال الخدمة العسكرية السابق، على سبيل المثال، من غير المرجح أن يكون أولئك الذين لديهم مكاسب عالية متوقعة من المشاركة من بين المتغيرين. لاحظ، في النتيجة، أن متوسط تأثير المعالجة المحلي لا يقيس تأثير المعالجة للأفراد الذين لا تغيّر الأداةُ المساعدة سلوكهم.

ومن الافتراضات الكامنة لمتوسط تأثير المعالجة المحلي هو الرتابة، أو كون وجود زيادة في Z من $Z=z$ إلى $Z=z'$ يقود إلى مشاركة البعض ولكنه لا يقود إلى انسحاب أي شخص من البرنامج. تعتمد المشاركة T في هذه الحالة على قيم محددة للأدوات المساعدة Z (وليكن $Z=z$ مقابل $Z=z'$)، بحيث يكون $P(T=1|Z=z)$ هو احتمال المشاركة عندما تكون $Z=z$، و$P(T=1|Z=z')$ هو احتمال المشاركة عندما تكون $Z=z'$.[٢] لاحظ أنه بالعودة إلى الفصل الرابع، فإنه يمكن تفسير $P(T=1|Z=z)$ و$P(T=1|Z=z')$ أيضًا على أنهما درجتا الميل للمشاركة استنادًا إلى الأدوات المساعدة Z — أي $P(z)$ و$P(z')$، على التوالي.يمكن كتابة متوسط تأثير المعالجة المحلي، $\beta_{IV,LATE}$، حينها بالصيغة

$$\beta_{IV,\,LATE}=\frac{E(Y|P(Z)=P(z))-E(Y|P(Z)=P(z'))}{P(z)-P(z')}. \qquad (٦-٧)$$

المقام في المعادلة ٦-٧ هو الفرق في احتمال المشاركة في البرنامج (احتمال $T=1$) بموجب القيم المختلفة للأداة المساعدة، $Z=z$ و$Z=z'$.

يمكن باستخدام المعادلة ٦-٧ تقدير متوسط تأثير المعالجة المحلي باستخدام طرق المتغير المساعد. في المرحلة الأولى، تُقدَّر المشاركة في البرنامج T بدلالة الأدوات المساعدة Z للحصول على درجة الميل $\hat{P}(Z)=\hat{P}(T=1|Z)$. ثانيًا، يمكن تقدير انحدار خطي للحصيلة $Y_i=[T_i\cdot Y_i(1)+(1-T_i)\cdot Y_i(0)]$ على $\hat{P}(Z)$. تفسير التأثير المقدر للبرنامج $\hat{\beta}_{IV}$ هو التغير المتوسط في الحصائل Y من تغيّر في درجة الميل للمشاركة $\hat{P}(Z)$ التي تم تقديرها، مع تثبيت المتغيرات المشتركة المرصودة الأخرى X.

المقاربات الحديثة: تأثير المعالجة الهامشي

تأثير المعالجة الهامشي (MTE)، الذي تناولناه في الفصل الثالث، هو الشكل الحدي لمتوسط تأثير المعالجة المحلي، وقد نوقش مؤخرًا (انظر هيكمان وفيتلاسيل ٢٠٠٥؛ تود ٢٠٠٧) باعتباره طريقة لتقدير تأثيرات المعالجة عندما لا ينطبق الشرط الخارجي النشأة. كما ذُكر سابقًا، فإن تأثير المعالجة الهامشي هو متوسط المكاسب التي تم تحقيقها في الحصائل للمشاركين بالقرب من الحد أو عند هامش المشاركة، بالنظر إلى مجموعة من

الخواص المرصودة والتكييف على مجموعة من الخواص غير المرصودة في معادلة المشاركة. باتباع مقاربة هيكمان وفيتلاسيل (٢٠٠٠)، يمكن كتابة تأثير المعالجة الهامشي بالصيغة التالية:

$$\text{MTE} = E(Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = x, U_i = u). \quad (٦-٨)$$

في المعادلة ٦-٨، $Y_i(1)$ هي حصيلة الخاضعين للمعالجة، و$Y_i(0)$ هي حصيلة غير الخاضعين للمعالجة، و$X_i = x$ هي الخواص المرصودة للفرد i، و$U_i = u, U_i \in (0,1)$ هي الخواص غير المرصودة للفرد i التي تحدد المشاركة أيضًا. بالنظر إلى تأثير U_i على المشاركة T_i (تذكّر من الفصول السابقة أن $T_i = 1$ للمشاركين و$T_i = 0$ لغير المشاركين)، يفترض هيكمان وفيتلاسيل (٢٠٠٠) أن T_i تنشأ عن متغير كامن T_i^*:[٣]

$$T_i^* = \mu_T(Z_i) - U_i$$
$$T_i = 1 \text{ if } T_i^* > 0,\ T_i = 0 \text{ if } T_i^* \leq 0, \quad (٦-٩)$$

حيث Z_i هي أدوات المساعدة المرصودة المؤثرة على المشاركة و$\mu_T(Z_i)$ هي دالة تحدد الحصائل المحتملة Y من Z التي تشترط المشاركة. لذلك، فإن الأفراد ذوي الخواص غير الملحوظة u القريبة من الصفر هم الأكثر احتمالاً للمشاركة في البرنامج (T_i أقرب إلى ١)، والأفراد الذين لديهم u قريبة من الواحد هم الأقل احتمالاً للمشاركة. لذلك، يعبّر تأثير المعالجة الهامشي عندما تكون قيمة $U_i = u$ قريبة من الصفر عن متوسط تأثير المعالجة (ATE) للأفراد الأكثر ميلاً للمشاركة، ويمثل تأثير المعالجة الهامشي (MTE) للأفراد الذين لديهم قيمة $U_i = u$ قريبة من واحد متوسط تأثير المعالجة للأفراد الأقل قابلية للمشاركة.

لماذا يساعد تأثير المعالجة الهامشي في فهم تأثيرات المعالجة؟ وإذا كان تأثير المعالجة الهامشي ومتوسط تأثير المعالجة المحلي يدرسان الأثر المتغير للخواص غير الملحوظة على المشاركة، فما الفرق بينهما؟ يسمح تأثير المعالجة الهامشي ومتوسط تأثير المعالجة المحلي للأفراد بالتنبؤ بالمكاسب في Y على أساس الخواص غير المرصودة. ولكن، مثلما أن متوسط تأثير المعالجة المحلي هو شكل أدق لتأثير المعالجة على المُعالَج (TOT) (هيكمان ١٩٩٧)، فإن تأثير المعالجة الهامشي (MTE) هو الشكل الحدي لمتوسط تأثير المعالجة المحلي (LATE) ويعرِّف تأثير المعالجة بدقة أكبر على أنه متوسط تأثير المعالجة المحلي للتغيّر في Z (بلونديل وديباس ٢٠٠٨؛ هيكمان وفيتلاسيل ٢٠٠٠).

من الخواص المفيدة لتأثير المعالجة الهامشي (MTE) (انظر هيكمان وفيتلاسيل ٢٠٠٠ و٢٠٠٥) أن متوسط تأثير المعالجة (ATE) وتأثير المعالجة على المُعالَج (TOT) ومتوسط تأثير المعالجة المحلي (LATE) يمكن الحصول عليها جميعًا بالدمج ضمن مناطق مختلفة لتأثير المعالجة الهامشي. إن متوسط تأثير المعالجة (ATE)، كما نوقش في الفصل الثالث، هو التأثير المتوسط للمجتمع الإحصائي بأكمله (أي تأثير البرنامج على شخص سُحب عشوائيًا من المجتمع الإحصائي)، ويمكن الحصول عليه بدمج تأثير المعالجة الهامشي (MTE) على الدعم بأكمله (من $u = 0$ إلى $u = 1$).

يمكن الحصول على تأثير المعالجة على المعالَج، وهو متوسط تأثير المعالجة لأولئك الذين يختارون المشاركة، بدمج تأثير المعالجة الهامشي من $u = 0$ إلى $u = P(z)$. كما وُصف سابقًا، $P(z)$

هي درجة الميل، أو احتمال المشاركة عندما تكون الأداة المساعدة $Z = z$. ومن ثم، فإن تأثير المعالجة على المُعالَج هو تأثير المعالجة على الأفراد الذين تجعلهم خصائصهم غير المرصودة أكثر قابلية للمشاركة في البرنامج.

وأخيرًا، إذا افترضنا (كما في السابق) أن الأداة المساعدة Z يمكن أن تأخذ القيمتين $Z = z'$ و$Z = z$، وإذا افترضنا أيضًا أن $P(z') < P(z)$، فإن متوسط تأثير المعالجة المحلي يدمج تأثير المعالجة الهامشي من $u = P(z')$ إلى $u = P(z)$. تحدث هذه الحصيلة لأنه عندما يكون $P(z') < P(z)$، فإن بعض الأشخاص الذين لن يشاركوا عندما تكون $Z = z'$ سيشاركون عندما $Z = z$، ولكنّ أي شخص كان يشارك عند $Z = z'$ لن ينسحب من البرنامج عندما تكون $Z = z$.

إذن، كيف يمكن تقدير تأثير المعالجة الهامشي (MTE)؟ يقترح هيكمان وفيتلاسيل (٢٠٠٠) مقدّرًا متغيرًا محليًا مفيدًا من مرحلتين:

$$\beta_{\text{LIV, MTE}} = \lim_{P(z')\to P(z)} \frac{E(Y|P(Z)=P(z)) - E(Y|P(Z)=P(z'))}{P(z) - P(z')}. \qquad (١٠-٦)$$

تشبه هذه المقاربة تقديرَ متوسط تأثير المعالجة المحلي الذي نوقش سابقًا. في المرحلة الأولى، لا تزال المشاركة في البرنامج تُقدَّر بدلالة الأدوات المساعدة Z للحصول على درجة ميل $\hat{P}(Z)$. ولكن، في المرحلة الثانية، يمكن تقدير الانحدار الخطي المحلي اللامَعلمي للحصيلة $Y_i = [T_i \cdot Y_i(1) + (1 - T_i) \cdot Y_i(0)]$ on $\hat{P}(Z)$. تقييم هذه الحالة عند قيم مختلفة لدرجة الميل يعطي دالةَ متوسط تأثير المعالجة المحلي (LATE). يختلف المتغير المساعد المحلي عن مقاربة المتغير المساعد المستخدم لتقدير متوسط تأثير المعالجة المحلي في أن المتغير المساعد يقدِّر المتغير المتوسط في Y حول تقارب محلي لـ $P(Z)$، بينما يُقدَّر متوسط تأثير المعالجة المحلي (LATE) بشكل شامل على مدار الدعم (يمكن ملاحظة هذا الفرق أيضًا بمقارنة المعادلتين ٦-٧ و٦-١٠).

إن مقاربات تقدير تأثير المعالجة الهامشي (MTE) جديدة ولاتزال قيد التطوير اقترح موفيت (٢٠٠٨) أيضًا طريقة لامَعلمية لتقدير تأثير المعالجة الهامشي (MTE). فبدلاً من استخدام إجراء من خطوتين حيث تُجهَّز المشاركة أولًا بأدوات القياس ثم يُحسب متوسط التغيير Y على أساس المشاركة المتوقعة، يقدّر موفيت معادلتي الحصيلة والمشاركة على نحو مشترك من خلال المربعات الصغرى اللاخطية. تخفِّف هذه الطريقة بعض الافتراضات المضمّنة في نموذجي المتغير المساعد والمؤشر الخطي الكامن. إلا أنه يوجد عدد قليل جدًا من تطبيقات تأثير المعالجة الهامشي (MTE) حتى الآن، ولا سيما في البلدان النامية.

مصادر المتغيرات المساعدة

يمكن أن يساعد فهْمُ العوامل الكامنة وراء استهداف البرنامج والالتحاق به على إيجاد الأدوات المساعدة المناسبة. على سبيل المثال، يمكن أن يكشف جمع معلومات مفصلة حول كيفية استهداف البرنامج وتنفيذه عن مصادر الاختلاف الخارجي المؤثر في تطور البرنامج. ويمكن جمع هذه المعلومات لمسوحات خط الأساس والمتابعة الكمية، جنبًا إلى جنب مع المعلومات النوعية (المستخلصة من المقابلات التي أُجريت مع مسؤولي البرنامج على سبيل المثال).

التوزيع العشوائي بصفته مصدرًا للمتغيرات المساعدة

كما نوقش في الفصل الثالث، قد لا يحدِّد التوزيع العشوائي المشاركين تحديدًا كاملًا. حتى عندما يحدث التوزيع العشوائي على مستوى إجمالي (على سبيل المثال، إقليميًا)، فقد يستمر تحيز الاختيار في الالتحاق الفردي. ولا يضمن التوزيع العشوائي أيضًا أن الأشخاص الخاضعين للدراسة المستهدفين سيشاركون. ولكن، إذا كان استهداف البرنامج بموجب هذا المخطط مرتبطًا ارتباطًا وثيقًا بالمشاركة، فإن التعيين العشوائي (الذي يُحقِّق بالتعريف قيد الاستبعاد) يمكن أن يظل يؤدي دور متغير مساعد. يصف المربع ٣-٢ في الفصل ٣ استخدام التوزيع العشوائي، حتى عندما تختلف النية للعلاج عن المدخلات الفعلية للبرنامج (الملتحقين الفعليين بالبرنامج).

الأدوات المساعدة غير التجريبية المستخدمة في التقييمات السابقة: دراسات حالة

ضمن بيئة غير عشوائية، كانت المصادر الشائعة للأدوات المساعدة تتضمن التباين الجغرافي، وترابط البرنامج بالسياسات الأخرى، والصدمات الخارجية التي تؤثر على التنسيب في البرنامج. يصف المربع ٦-١ كيف يمكن استخدام الجغرافيا كمصدر للأدوات المساعدة في سياق برنامج الغذاء من أجل التعليم في بنغلاديش. يقدم المربع ٦-٢ دراسة من غانا حول تحسّن صحة الأطفال ضمن حصائل التدريس التي تم تحقيقها، حيث تُستخدم مقاربات مختلفة لمعالجة المتغيرات الداخلية النشأة للتقديرات، بما في ذلك متغير مساعد يعكس المسافة الجغرافية إلى المرافق الطبية.

ويمكن أيضًا تحديد الأدوات المساعدة من خلال تصميم البرنامج، مثل قواعد الأهلية أو طبيعة المعالجة. يناقش المربعان ٦-٣ و٦-٤ أمثلة من بنغلاديش وباكستان، ويناقش الفصل السابع أمثلة عن تصاميم الانقطاع هذا المفهوم بتفصيل أكثر.

المربع ٦-١ دراسة حالة: استخدام جغرافيا التنسيب في البرنامج كأداة في بنغلاديش

تناول رافاليون ووودون (٢٠٠٠) في دراسة أجرياها عن برنامج الغذاء مقابل التعليم في بنغلاديش الادعاء القائل إن عمالة الأطفال تحل محل التعليم وبالتالي تقود إلى إدامة الفقر على المدى الطويل. كان برنامج الغذاء مقابل التعليم، الذي شارك فيه ٢,٢ مليون طفل خلال عامي ١٩٩٥ و١٩٩٦، يضم إعانات موجهة للأسر لتسجيل أطفالهم في المدرسة، وكان يُستخدم في الدراسة بمثابة مصدر للتغيّر في تكلفة التعليم في نموذج التعليم وعمالة الأطفال. وقد استخدم رافاليون ووودون التنسيب في البرنامج المسبق على مستوى القرى بمثابة متغير مساعد بغرض معالجة المتغيرات الداخلية التي تؤثر على التنسيب في البرنامج على المستوى الفردي.

لمواجهة مخاوف ترابط التنسيب في القرية بعوامل جغرافية قد تؤثر أيضًا على الحصائل، استخدم رافاليون ووودون (٢٠٠٠) قواعد التعيين الإداري لبناء اختبارات خارجية تدعم إستراتيجيتهما للتحديد. استخدمت الدراسة عينة من ٢٤٠٠ فتى و٢٣٠٠ فتاة تقريبًا من العينة الريفية في مسح لإنفاق الأسر في بنغلاديش لعام ١٩٩٥-١٩٩٦، وأشارت إلى أن الإعانات رفعت التعليم (بمتوسط العينة، زادت كمية ١٠٠ كيلوجرام إضافية من الأرز من احتمالية الذهاب إلى المدرسة بمقدار ٠,١٧ للفتى وبمقدار ٠,١٦ للفتاة) بمقدار أكبر بكثير من تقليلها لعمالة الأطفال. ويبدو أن تأثيرات الاستبدال قد ساعدت على حماية الدخل الحالي من خلال زيادة الحضور بالمدارس نتيجة الإعانة.

المربع ٦-٢ دراسة حالة: مقاربات ومتغيرات مساعدة مختلفة في دراسة تأثيرات صحة الطفل على التعليم في غانا

درس غليوي وجاكوبي (١٩٩٥) تأثيرات صحة الطفل وتغذيته على الحصائل الدراسية في غانا، بما في ذلك سن الالتحاق وسنوات الدراسة المكتملة. واستخدما بيانات مقطع عرضي عن ١٧٦٠ طفلاً تقريبًا أعمارهم بين ٦ و١٥ عامًا، من عام ١٩٨٨ إلى عام ١٩٨٩. وقد أوضحا في هذه العملية الخيارات والتحديات لاستخدام المقاطع العرضية لتحديد التأثيرات.

وعلى ضوء بيانات المقطع العرضي، قد ترتبط الخواص غير المرصودة للوالدين (مثل التفضيلات) بكل من صحة الطفل وتعليمه. اعتمدت إحدى مقاربات الدراسة التي أجراها غليوي وجاكوبي (١٩٩٥) على التماس أدوات مساعدة تؤثر على خواص صحة الطفل (مثل حصائل قياس الطول مقابل العمر) ولكنها غير مترابطة مع خواص العائلات غير الملحوظة المؤثرة على تعليم الطفل. وقد اقترحا بمثابة أدوات مساعدة لصحة الطفل (أ) المسافة إلى المرفق الصحي الأقرب و(ب) طول الأم. يرتبط هذان العاملان بصورة مبررة بصحة الطفل، ولكن غليوي وجاكوبي يشيران أيضًا إلى أن طول الأم يمكن أن يؤثر على إنتاجيتها في العمل، ومن ثم على دخل الأسرة والوقت الناتج الذي يجب أن تقضيه في تعليم أطفالها. ويمكن أيضًا أن يوجد ترابط بين المسافة إلى المرافق الطبية القريبة وخواص المجتمع الأخرى، مثل توفر المدارس. يضعف هذان الشرطان الافتراض القائل إن $\text{cov}(Z, \varepsilon) = 0$. من خلال تقديرات المتغيرات المساعدة، إضافةً إلى التقديرات البديلة التي تحدد التأثيرات الثابتة للعائلات، توصّل غليوي وجاكوبي إلى تأثيرات سلبية شديدة تؤثر على صحة الأطفال عند التأخر في التسجيل، ولكنهما لم يجدا تأثيرًا ذا دلالة إحصائية على سنوات التعليم المكتملة.

المربع ٦-٣ دراسة حالة: تحليل بيانات المقاطع العرضية والبيانات الطولية المُجمَّعة باستخدام قواعد الأهلية للمشاركة في التمويل متناهي الصغر في بنغلاديش

درس بيت وخاندكر (١٩٩٨) أثر برامج التمويل متناهي الصغر في بنغلاديش لتقدير أثر مشاركة الرجال مقابل النساء على نصيب الفرد من الإنفاق، وتسجيل الأطفال في المدارس، والحصائل الأسرية الأخرى. وقد استخدما مجموعة بيانات شبه تجريبية بين عامي ١٩٩١ و١٩٩٢ من حوالي ١٨٠٠ أسرة ضمن عينة عشوائية من ٢٩ مركزًا (حوالي ١٥٤٠ أسرة من ٢٤ مركزًا استهدفتها مبادرة الاقتراض، والباقي من ٥ مراكز غير مستهدفة). كانت تشارك نسبة ٦٠٪ تقريبًا من الأسر المستهدفة في برامج الائتمان بالغ الصغر.

وكمصدر للتحديد، اعتمد بيت وخاندكر (١٩٩٨) على شروط أهلية خارجية قائمة على ملكية أراضي الأسر (على وجه التحديد، تقييد الأهلية عند نصف فدان من الأراضي المملوكة) كطريقة لتحديد تأثيرات البرنامج. وأضافت الحقيقة التي مفادها أن بإمكان الرجال فقط المشاركة في مجموعات الرجال وأن النساء فقط يمكنهن المشاركة في مجموعات النساء قيدًا آخر يمكن تحديد الآثار عليه. تضمّنت التقديرات أيضًا التأثيرات الثابتة للقرى (على سبيل المثال لتفسير سبب وجود مجموعات من الرجال فقط في بعض القرى ووجود مجموعات من النساء فقط في قرى أخرى). وجد بيت وخاندكر أنه عندما تكون النساء مشاركات في البرنامج، يكون للاقتراض برعاية البرنامج أثر أكبر على حصائل الأسرة، بما في ذلك زيادة الإنفاق السنوي للأسر بمقدار ١٨ تاكا، مقابل ١١ تاكا للرجال.

إلا أن بعض الشروط مقيِّدة، وقد لا تكون موثوقة (على سبيل المثال، عدم قابلية تنفيذ معيار ملكية الأرض للمشاركة في البرنامج). يمكن إجراء تقدير الأثر باستخدام مسوحات متابعة لاختبار حساسية الاستنتاجات. وكما نوقش في بداية هذا الفصل، استخدم خاندكر (٢٠٠٦) مسح المتابعة الذي جرى عام ١٩٩٨-١٩٩٩ إستكمالا للمسح العام الذي أُجري سنة ١٩٩١-١٩٩٢ لتقييم حساسية الاستنتاجات السابقة

(*تكملة المربع في الصفحة التالية*)

المربع ٦-٣ دراسة حالة: تحليل بيانات المقطع العرضي والبيانات الطولية المُجمَّعة باستخدام قواعد الأهلية للمشاركة في التمويل متناهي الصغر في بنغلاديش (تابع)

تأثيرات التمويل الصغير على مستوى الفقر في المناطق الريفية في بنغلاديش. يساعد تحليل البيانات الطولية المُجمَّعة على تقدير التأثيرات على الفقر باستخدام تقنية تقدير بديلة، ويساعد أيضًا على تقدير تأثيرات الاقتراض السابق والحالي، على فرض أن المكاسب من الاقتراض، مثل ارتفاع الاستهلاك، تتباين بمرور الزمن. الأداة المساعدة هي ما إذا كانت الأسرة مؤهلة للمشاركة في البرنامج على أساس معايير ملكية الأرض. ومن ثم، فيتأثر قرار المشاركة بالمتغيرات الخارجية على مستوى الأسرة والتأثيرات الثابتة للقرية.

توصلت دراسة المتابعة التي أجراها خاندكر (٢٠٠٦) إلى أن متوسط عوائد الاقتراض التراكمي للعضوات في برامج التمويل متناهي الصغر بلغ ٢١٪ في ١٩٩٨-١٩٩٩، ما يشكل ارتفاعًا من ١٨٪ التي سُجلت خلال عام ١٩٩١-١٩٩٢. ولكن، كان التأثير على الحد من الفقر بين المشاركين في البرنامج أقل في ١٩٩٨-١٩٩٩ (نقطتان مئويتان) مما كان عليه في ١٩٩١-١٩٩٢ (٥ نقاط مئوية). تُعزى هذه النتيجة إلى تضاؤل العوائد على الاقتراض الإضافي، بحيث إنه بالرغم من زيادة رصيد الاقتراض من قبل العضوات، فإن الزيادات الناتجة في الاستهلاك لم تكن كبيرة كفاية للحد من الفقر كما هو متوقع.

المربع ٦-٤ دراسة حالة: استخدام تصميم السياسة بمثابة أداة مساعدة لدراسة التعليم الخاص في باكستان

في مثال آخر، درس كل من أندرابي وداس وخواجة (٢٠٠٦) تأثير توسّع المدارس الخاصة في باكستان خلال التسعينيات على الالتحاق بالمدارس الابتدائية. كان النمو في المدارس الخاصة يُبدي تباينًا استغلته الدراسة لتحديد الآثار السببية. وبالتحديد، استخدم أندرابي وداس وخواجة بيانات لِعيّنة من حوالي ١٨٠٠٠ قرية في مقاطعة البنجاب الريفية (تتضمن بيانات من التعدادات الوطنية للمدارس الخاصة، والخواص الاجتماعية والاقتصادية على مستوى القرية من عامي ١٩٨١ و٢٠٠١، وبيانات إدارية عن موقع المدارس العمومية وتاريخها) ليتوصلوا إلى أنه من المحتمل أكثر إنشاء مدارس خاصة في القرى التي أُنشئت فيها بالفعل مدارس ثانوية عمومية للفتيات.

للحصول على أداة تعريف لتوسيع المدارس الخاصة، استخدم أندرابي وداس وخواجة (٢٠٠٦) قواعد الأهلية الرسمية لتوفير مدارس ثانوية عمومية للفتيات عبر القرى. وقد أعطيت الأفضلية بالتحديد للقرى التي يقطنها عدد أكبر من السكان لبناء مدارس ثانوية عمومية للفتيات، طالما لم تكن هناك مدرسة ثانوية عمومية أخرى للفتيات ضمن دائرة نصف قطرها ١٠ كيلومترات. واستَخدمت الدراسة أيضًا وحدة إدارية تُسمى *دائرة Patwar* (دائرة الإيرادات)،

التي كانت أربع أو خمس قرى متجاورة تمتد تقريبًا في دائرة نصف قطرها ١٠ كيلومترات. وتوصّل أندرابي وداس وخواجة من خلال الاطلاع على السجلات التاريخية أن دوائر (*Patwar*) PC حُددت بصورة رئيسية لأغراض الإيرادات. سيكون تقدير المتغير المساعد غير متحيز إذا (أ) لم يكن الإلحاق بالمدارس الخاصة يتبع العلاقة المتقطعة نفسها مع السكان المحليين و(ب) لم تكن الخواص غير المرصودة لدوائر Patwar ذات الكثافة السكانية العُليا مترابطة أيضًا مع توسيع المدارس الخاصة وكذلك حصائل السوق التعليمي. فإذا لم يكن الحال كذلك، على سبيل المثال، فإن $\text{cov}(Z, \varepsilon) \neq 0$.

توصّل أندرابي وداس وخواجة (٢٠٠٦) إلى أن وجود المدارس الثانوية العمومية للفتيات زاد من احتمالية إنشاء مدرسة خاصة في القرى بنسبة ٣٥ بالمائة. إلا أنهم وجدوا أيضًا علاقة ضعيفة أو معدومة بين الإلحاق بهذه المدارس الخاصة والمدارس الابتدائية أو الثانوية المختلطة الموجودة مسبقًا للفتيان.

المربع ٦-٤ دراسة حالة: استخدام تصميم السياسة بمثابة أداة مساعدة لدراسة التعليم الخاص في باكستان (تابع)

قارنت عمليات التحقق من القوة باستخدام مطابقة درجة الميل على بيانات خط الأساس التغيّر في المدارس الخاصة والمدارس الثانوية للفتيات للقرى المطابقة، حيث زاد وجود مدرسة ثانوية للفتيات من احتمال توفير مدارس خاصة بنسبة ١١ إلى ١٤ بالمائة. فيما يخص تأثير البرنامج على الحصائل، توصلوا باستخدام بيانات من حوالي ٧٠٠٠ قرية إلى أن المدارس العمومية الثانوية للفتيات الموجودة مسبقًا زادت من توفير النساء الماهرات المحليات بمقدار الضعف تقريبًا. ولكن، مع قلة فرص الكسب للنساء، انخفضت أجورهن الإجمالية بنسبة ١٨ في المائة تقريبًا، وتراجعت تكاليف التدريس أيضًا في المدارس الخاصة.

الأسئلة

١. أي من العبارات التالية صحيح بشأن طريقة المتغير المساعد؟
   أ. يُستخدم المتغير المساعد لبيانات المقطع العرضي فقط.
   ب. يمكن أن يتحكم المتغير المساعد في الخواص غير المرصودة التي قد تؤثر على الحصائل وتتغير بمرور الزمن.
   ج. العثور على الأدوات المساعدة الصحيحة مهم للغاية لتطبيق المتغير المساعد غير المتحيّز.
   (أ) "أ" و"ب"
   (ب)"ب" و"ج"
   (ج) "أ" و"ج"
   (د) "ج" فقط

٢. أي من الحالات التالية يتحكم المتغير المساعد في التحيّزات (المتغيرات الداخلية النشأة) التي تنشأ عنها؟
   أ. التنسيب غير العشوائي في البرنامج
   ب. المشاركة غير العشوائية للأسر
   ج. الحركة غير العشوائية لغير المشاركين بين المناطق حيث يتم تنفيذ المشروع والمناطق الضابطة
   (أ) "أ" و"ب"
   (ب)"ب" و"ج"
   (ج) "أ" و"ج"
   (د) "ج" فقط

٣. تتسم الأدوات المساعدة الجيدة في تطبيق المتغير المساعد بالخواص التالية:
   أ. تؤثر على المشاركة في البرنامج مباشرة.
   ب. لا تؤثر على متغيرات الحصائل مباشرة ولكنها تؤثر من خلال المشاركة في البرنامج فقط.
   ج. تؤثر على المتغيرات الضابطة (X) مباشرة.
   (أ) "أ" و"ب"
   (ب)"ب" و"ج"
   (ج) "أ" و"ج"
   (د) "ج" فقط

٤. أي مما يلي هو اسم لاختبار يحدّد ما إذا كان نموذج المتغير المساعد أو نموذج المربعات الصغرى (OLS) العادية أفضل؟

أ. اختبار t

ب. اختبار Z

ج. اختبار المتغيرات الداخلية النشأة

(أ) "أ" و"ب"

(ب)"ب" و"ج"

(ج) "أ" و"ج"

(د) "ج" فقط

٥. ما الطريقة التي توفر متوسط تأثير المعالجة المحلي في ظل شروط محددة؟

أ. مطابقة درجة الميل

ب. المتغير المساعد

ج. مطابقة درجة الميل والاختلاف في الاختلافات

(أ) "أ" و"ب"

(ب)"ب" و"ج"

(ج) "أ" و"ج"

(د) "ب" فقط

ملاحظات

١. تُستخدم مجموعات البيانات هذه أيضًا في تمارين Stata في الجزء الثاني من الكتاب.

٢. كما ناقشنا سابقًا، T هو متغير المعالجة، ويساوي ١ للمشاركين و٠ لغير المشاركين. الحصائل Y والمشاركة T تتبعان أيضًا لمتغيرات مشتركة مرصودة أخرى X ألغيت بغرض التبسيط في المعادلة ٦-٧.

٣. تُعرف هذه المعادلة أيضًا باسم نموذج المؤشر الخطي الكامن (انظر) هيكمان وهوتز ١٩٨٩؛ هيكمان وروب ١٩٨٥؛ إمبينز وأنجريست ١٩٩٤).

المراجع

Andrabi, Tahir, Jishnu Das, and Asim Ijaz Khwaja. 2006. "Students Today, Teachers Tomorrow? Identi- fying Constraints on the Provision of Education." Harvard University, 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, and 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, and Hanan G. Jacoby. 1995. "An Economic Analysis of Delayed Primary School Enroll- ment 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., and V. Joseph Hotz. 1989. "Choosing among Alternative Nonexperimental Meth- ods for Estimating the Impact of Social Proө grams: The Case of Manpower Training." *Journal of the American Statistical Association* 84 (408): 862–74.

Heckman, James J., and Richard Robb. 1985. "Alternative Methods for Estimating the Impact of Inter- ventions." In *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, ed. James Heckman and Burton Singer, 156–245. New York: Cambridge University Press.

Heckman, James J., and 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." *Econo- metrica* 73 (3): 669–738.

Imbens, Guido, and 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 Bangla- desh." *World Bank Economic Review* 19 (2): 263–86.

Moffitt, Robert. 2008. "Estimating Marginal Treatment Effects in Heterogeneous Populations." Eco- nomic 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 Pro- grams in Bangladesh." Princeton University, Princeton, NJ.

Pitt, Mark, and Shahidur Khandker. 1998. "The Impact of Group-Based Credit Programs on Poor Households in Bangladesh: Does the Gender of Participants Matter?" *Journal of Political Econ- omy* 106 (5): 958–98.

Ravallion, Martin, and Quentin Wodon. 2000. "Does Child Labour Displace Schooling? Evidence on Behavioural Responses to an Enrollment Subsidy." *Economic Journal* 110 (462): 158–75.

Semykina, Anastasia, and Jeffrey M. Wooldridge. 2005. "Estimating Panel Data Models in the Pres- ence 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.

٧. طرق انقطاع الانحدار والطرق المتوالية

ملخص

يمكن أحيانًا استخدام قواعد الأهلية للبرنامج في البيئات غير التجريبية بمثابة أدوات مساعدة لتحديد المشاركين وغير المشاركين خارجيًا. ولإثبات قابلية المقارنة، يمكن استخدام المشاركين وغير المشاركين داخل منطقة جوار معينة لعتبة الأهلية بمثابة عينة مناسبة لتقدير أثر المعالجة. تسمح هذه الطريقة، المعروفة باسم انقطاع *الانحدار* (RD)، بتفسير عدم التجانس المرصود وغير المرصود. وعلى الرغم من إمكانية تحديد نقطة الانقطاع أو عتبة الأهلية لامعلميًا، إلا أنه من المعتاد تحديد نقطة الانقطاع من خلال أداة مساعدة.

تتضمن المخاوف المتعلقة بمقاربة انقطاع الانحدار احتمال عدم الالتزام بقواعد الأهلية باستمرار، إضافةً إلى احتمال تغيّر قواعد الأهلية بمرور الزمن. يمكن إجراء عمليات تحقق من القوة لفحص صلاحية تصميم الانقطاع، بما في ذلك التغيرات المفاجئة في متغيرات ضابطة أخرى عند نقطة الانقطاع. يمكن أن تكون دراسة النمط في المتغير الذي يحدد الأهلية مفيدة أيضًا — على سبيل المثال، تُظهر الحصيلة المتوسطة قفزات عند قيم المتغير بخلاف انقطاع الأهلية، وكذلك أي حالات عدم استمرارية (انقطاع) في الكثافة الشرطية لهذا المتغير.

تَستخدم المقارنات المتوالية تباينًا في توقيت تطبيق البرنامج، بالاستعانة بمشاركين مؤهلين لم يتلقوا البرنامج بعد بمثابة مجموعة مقارنة. من الإستراتيجيات التجريبية الإضافية التي وضعها مقيّمو البرنامج في الحسبان هي استخدام بيانات توسيع البرنامج على طول مسار معين (على سبيل المثال، مشروع بنية تحتية مثل المياه أو النقل أو شبكات الاتصالات) لمقارنة حصائل المشاركين المؤهلين في جوانب مختلفة من حد المشروع حيث يتم تنفيذ البرنامج على مراحل. وتتضمن هذه الطريقة مزيجًا من المقاربة المتوالية ومقاربة انقطاع الانحدار التي يمكن أن تنتج مقارنات مثيرة للاهتمام بمرور الزمن.

أهداف التعلُّم

بعد إكمال هذا الفصل، سيتمكن القارئ من مناقشة ما يلي:

- انقطاع الانحدار بمثابة طريقة لتفسير الاختيار أو المشاركة المحتملة للخواص المرصودة وغير المرصودة
- عمليات التحقق من القوة لضمان صلاحية نموذج الانقطاع ونقاط انقطاع الأهلية
- استراتيجية تحديد المقارنات المتوالية
- طرق دمج مقاربة انقطاع الانحدار والطريقة المتوالية

مقدمة

يمكن أن تكون حالات عدم الاستمرارية والتأخيرات في تنفيذ البرنامج، بناءً على معايير الأهلية أو عوامل خارجية أخرى، مفيدة جدًا عند إجراء تقييم غير تجريبي للبرنامج. ويمكن تمييز الأشخاص فوق عتبة الأهلية وتحتها، بافتراض تشابههم في الخواص المرصودة، من حيث الحصائل. ولكن، يجب أن تكون العينات المراد المقارنة من خلالها قريبة بدرجة كافية من عتبة (نقطة انقطاع) الأهلية لضمان إمكانية إجراء المقارنة. علاوةً على ذلك، قد يكون عدم التجانس غير المرصود عاملًا إذا أظهر الأشخاص ضمن نطاق الاستهداف المؤهل تباينًا في الاقبال الفعلي على البرنامج، ما يؤدي إلى تحيز الاختيار. وفي تلك الحالة، ستؤخذ العينات المؤهلة وغير المؤهلة بالقرب من نقطة انقطاع الأهلية لمقارنة متوسط تأثير البرنامج.

لذلك، تشبه مقاربات الانقطاع طرق المتغير المساعد (IV) لأنها تُدخل متغيرًا خارجيًا يرتبط ترابطًا وثيقًا مع المشاركة، وإن لم يكن متماثلًا مع المشاركة. على سبيل المثال، يستهدف برنامج الائتمان بالغ الصغر الذي يطرحه «بنك جرامين» (Grameen Bank) الأُسر التي تمتلك أراضي مساحتها أقل من نصف فدان، كما تستهدف برامجُ التقاعد السكان فوق سن معينة؛ وتستهدف المنحُ الدراسية الطلاب الحاصلين على درجات عالية في الاختبارات المعيارية. وبالنظر إلى نطاق ضيق من الوحدات تحت نقطة الانقطاع وفوقها ومقارنة حصائلها، يمكن الحكم على أثر البرنامج لأنه من المحتمل أن تكون الأسر التي تقع تحت عتبة الأهلية وفوقها مباشرة متشابهة جدًا مع بعضها البعض.

انقطاع الانحدار نظريًا

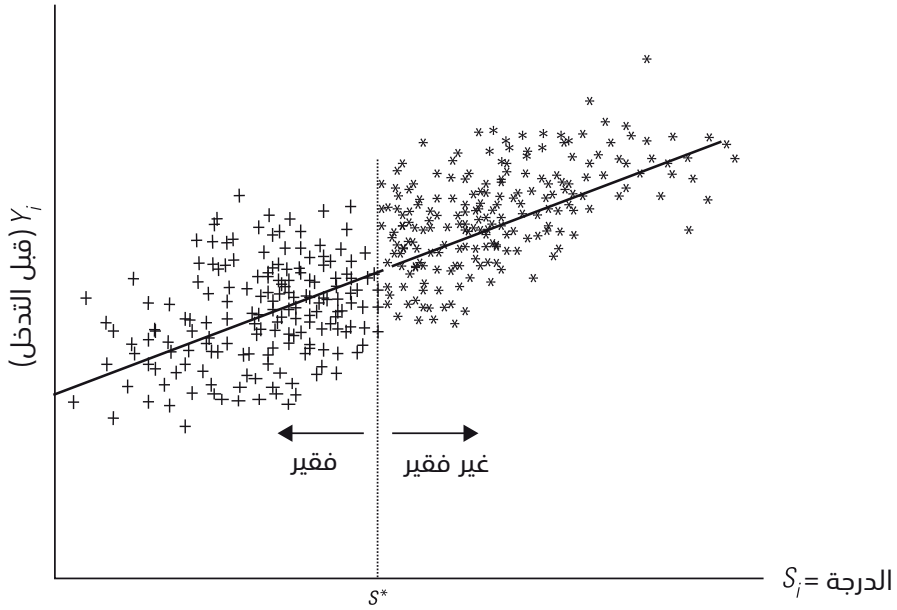
لنمذجة فعالية برنامج محدد على حصائل الأفراد y_i من خلال مقاربة قائمة على انقطاع الانحدار، نحتاج إلى متغير S_i يحدّد الأهلية للبرنامج (مثل العمر أو الأصول المملوكة أو ما شابه ذلك) مع انقطاع أهلية s^*. تأخذ معادلة التقدير الصيغة $y_i = \beta S_i + \varepsilon_i$، عندما يشارك الأشخاص ذوو الأهلية $s_i \leq s^*$، في البرنامج على سبيل المثال، وعندما يكون الأشخاص الذين لديهم $s_i > s^*$ غير مؤهلين للمشاركة. يتعين أن يكون الأفراد ذوو النطاق الضيق فوق وتحت s^* «متشابهين» من حيث إنه سيُتوقّع منهم تحقيق حصائل متشابهة قبل تدخّل البرنامج. يعطي الشكل ١-٧ مثالًا لهذه الخاصية، حيث يُعدّ الأفراد تحت s^* فقراء والأشخاص فوق تلك العتبة غير فقراء.

إذا افتُرض أن هناك قيودًا على أي من جانبي العتبة s^*، فإن مُقدِّر الأثر لـ $\varepsilon > 0$ الصغيرة المختارة عشوائيًا حول العتبة ستكون بالصيغة:

$$E[y_i|s^* - \varepsilon] - E[y_i|s^* + \varepsilon] = E[\beta S_i|s^* - \varepsilon] - E[\beta S_i s^* + \varepsilon] \quad (١-٧)$$

بأخذ كلا طرفي المعادلة ١-٧ على أنهما يساويان $\varepsilon \to 0$ يمكن تحديد أن β هي نسبة الفرق في حصائل الأفراد فوق العتبة وتحتها مباشرة، مرجحةً بالفرق في تحقيقها لـ S_i:

الشكل ٧-١ الحصائل قبل تدخّل البرنامج



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

$$\lim_{\varepsilon \to 0} E[y_i | s^* - \varepsilon] - \lim_{\varepsilon \to 0} E[y_i | s^* + \varepsilon] = y^- - y^+ = \beta (S^- - S^+)$$

$$\Rightarrow \beta = \frac{y^- - y^+}{S^- - S^+} \qquad (٧-٢)$$

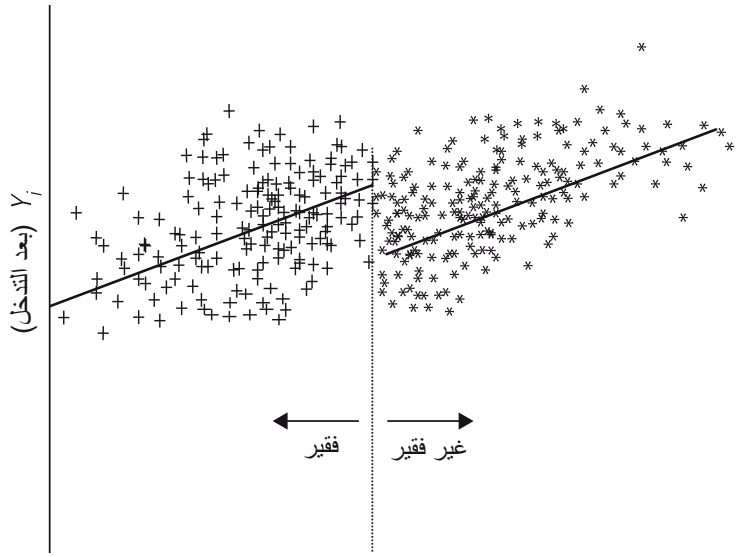
وفقًا للإعداد الموضح في الشكل ٧-١، يعكس الشكل ٧-٢ الحصائل بعد تدخّل البرنامج المقيس بنموذج الانقطاع.

ونظرًا لأنه من الناحية العملية قد لا يكون تحديد الأهلية أو إنفاذها "صارمًا" (كما هو الحال في التجارب العشوائية)، فيمكن استبدال s باحتمال المشاركة $P(S) = E(T|S)$، حيث $T = 1$ في حالة تلقي المعالجة، و$T = 0$ في الحالات الأخرى (انظر هاهن وتود وفان دير كلاو ٢٠٠١، ورفاليون ٢٠٠٨). وفي هذه الحالة، يكون الانقطاع عشوائيًا أو ضبابيًا، وبدلاً من قياس الفروق في الحصائل فوق s^* وتحتها، يقيس مقدّر الأثر الفرق في المُحيط المجاور لـ s^*. وقد تنشأ هذه النتيجة عند عدم التقيد الصارم بقواعد الأهلية، أو عند استهداف منطقة جغرافية معيّنة ولكن الحدود غير معرّفة بشكل جيد والتنقّل شائع. إذا حدّد البرنامج عتبة الأهلية خارجيًا، وكانت مترابطة ترابطًا عاليًا مع المعالجة، يمكن استخدام s^* بمثابة متغير مساعد للمشاركة.

خطوات تطبيق مقاربة انقطاع الانحدار

يمكن استخدام الانحدار اللامعلمي القياسي لتقدير تأثير المعالجة في إعداد انقطاع الانحدار الحاد أو الضبابي. بالنسبة لتصميم الانقطاع الحاد، يمكن تقدير تأثير المعالجة بمقارنة بسيطة للحصائل

الشكل ٧-٢ الحصائل بعد تدخّل البرنامج



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

المتوسطة للأفراد إلى يسار العتبة ويمينها. وبالتحديد، ينبغي تطبيق الانحدارات الخطية المحلية على الحصيلة y، عند إعطاء مجموعة من المتغيرات المشتركة x ، للأشخاص على كلا طرفي العتبة لتقدير الفرق :

$$y^- - y^+ = \lim_{s_i \uparrow s^*} E(y_i | s_i = s^*) - \lim_{s_i \downarrow s^*} E(y_i | s_i = s^*). \quad (٣-٧)$$

على سبيل المثال، يمكن تحديد y^- وy^+ من خلال تقديرات النواة:

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

$$y^+ = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i^* (1-\alpha_i)^* K(u_i)}{\sum_{i=1}^{n} (1-\alpha_i)^* K(u_i)} \quad (٤-٧)$$

يتطلب تصميم الانقطاع الضبابي عملية من خطوتين. يمكن تطبيق الانحدار الخطي المحلي على الحصيلة التي تم تحقيقها على الأشخاص على جانبي العتبة لتحديد حجم الفرق (أو عدم الاستمرارية) عن الحصيلة. وعلى نحو مشابه، يمكن تطبيق الانحدار الخطي المحلي على مؤشر المعالجة للوصول إلى الفرق أو عدم الاستمرارية لمؤشر العلاج. نسبة عدم استمرارية الحصيلة إلى عدم استمرارية المعالجة هي تأثير المعالجة لتصميم الانقطاع الضبابي.

على الرغم من أنه يتم تحديد الآثار في جوار نقطة الانقطاع بطريقة غير مَعلمية لتصميمات الانقطاع، كثيرًا ما استخدمت الأدبيات التطبيقية طريقة حدية بديلة يُستخدم فيها الانقطاع في معيار الأهلية باعتباره متغيرًا مساعدًا للتنسيب في البرنامج. يعطي المربع ٧-١ مثالاً على هذه الطريقة، باستخدام بيانات من برنامج معاشات تقاعدية في جنوب إفريقيا.

يوفر الرسم البياني لتأثير المعالجة المتنبأ به أيضًا تباينًا مفيدًا بين المجموعات الإحصائية المؤهلة وغير المؤهلة، وذلك بالإضافة إلى المجموعات التي تقع في النطاق الضيق حول العتبة. يمكن أن يساعد رسم كثافة المتغير الذي يحدد الأهلية حول العتبة أيضًا على إظهار ما إذا كان تصميم انقطاع الانحدار صالحًا (أي أن أعضاء العينة غير المؤهلة لا يصبحون مشاركين في النهاية، وهو ما يمكن أن يحدث، على سبيل المثال، إذا كانوا على دراية بعتبة الأهلية وقاموا بتعديل القيمة المبلغ عنها لمتغير الأهلية للتأهل). ويمكن أن يوفر تمثيل القيم الوسطية للمتغيرات المشتركة حول عتبة الأهلية مؤشرًا لمشاكل التحديد، مع مقاربة الانقطاع الحاد أو مقاربة الانقطاع الضبابي.

تباينات انقطاع الانحدار

يمكن أن توجد تباينات عديدة في تصميمات انقطاع الانحدار، بما في ذلك التوليفات مع تجارب فك الارتباط العشوائية حول عتبة الأهلية للتوصل إلى استنتاجات أقوى. اعتمادًا على طبيعة قاعدة الأهلية (أي ما إذا كانت دالة متغير ما تتغير بمرور الزمن أو من تدخّل لمرة واحدة)، يمكن استخدام البيانات الطولية المُجمَّعة أو بيانات المقطع العرضي في تحليل انقطاع الانحدار.

المربع ٧-١ دراسة حالة: تطبيق قواعد الأهلية في تصميم انقطاع الانحدار في جنوب إفريقيا

بحث دوفلو (٢٠٠٣) في دراسة من جنوب إفريقيا أثر المعاشات التقاعدية، التي تم توسيع نطاقها حديثًا لتشمل السكان ذوي البشرة السوداء في أوائل التسعينيات، على طول الطفل ووزنه، وما إذا كان لجنس الشخص المتلقي تأثير منهجي على هذه الآثار أم لا. خضع برنامج المعاشات التقاعدية الموسعة مبدئيًا لاختبار المتوسطات، ثم أصبح عامًا في التسعينيات، وبحلول عام ١٩٩٣ دخل حيز التنفيذ في كل المناطق.

قامت الدراسة على الحقيقة التي مفادها أن الرجال كانوا مؤهلين للمعاشات التقاعدية في سن ٦٥، بينما كانت النساء مؤهلات لها في سن ٦٠، لمقارنة حالة الأطفال في الأسر التي فيها أفراد فوق سن التقاعد أو تحته بقليل. استُخدمت عينة أطفال من ٩٠٠٠ أسرة اختيرت عشوائيًا من مناطق وأعراق مختلفة، وأجرى دوفلو (٢٠٠٣) انحدارًا للحصائل الأنثروبومترية (المتعلقة بقياسات الأجسام) على عدد من المتغيرات المشتركة، بما فيها متغيرات صورية لمعرفة ما إذا كان الرجل أو المرأة أو كلاهما في الأسرة يتلقيان معاشًا تقاعديًا. ولذلك، استُخدمت متطلبات العمر المؤهل للرجال والنساء كأدوات لمعرفة ما إذا كانوا يتلقون معاشات تقاعدية أم لا. توصّل دوفلو في نهاية المطاف إلى أن المعاشات التقاعدية التي تتلقاها النساء كان لها تأثير إيجابي كبير الدلالة على الحالة الأنثروبومترية للفتيات (زادت أوزانهن مقابل أطوالهن بمقدار ١,١٩ انحرافًا معياريًا وزادت أطوالهن بالنسبة إلى أعمارهن بمقدار ١,١٩ انحرافًا معياريًا)، ولكن لم يكن ثمة تأثير كبير الدلالة على الفتيان. ولم تكن للمعاشات التقاعدية التي يتلقاها الرجال أي تأثيرات من هذا القبيل.

ينطوي التوزيع العشوائي لفك الارتباط على سبيل المثال على حالة يحدث فيها تداخل بين مجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة عبر المتغير المحدد للأهلية للبرنامج. وفي هذه الحالة، سيتم تعيين المعالجة عشوائيًا للساكنة التي تقع في منطقة التداخل. يصف الشكل ٧-٣ هذه الحالة.

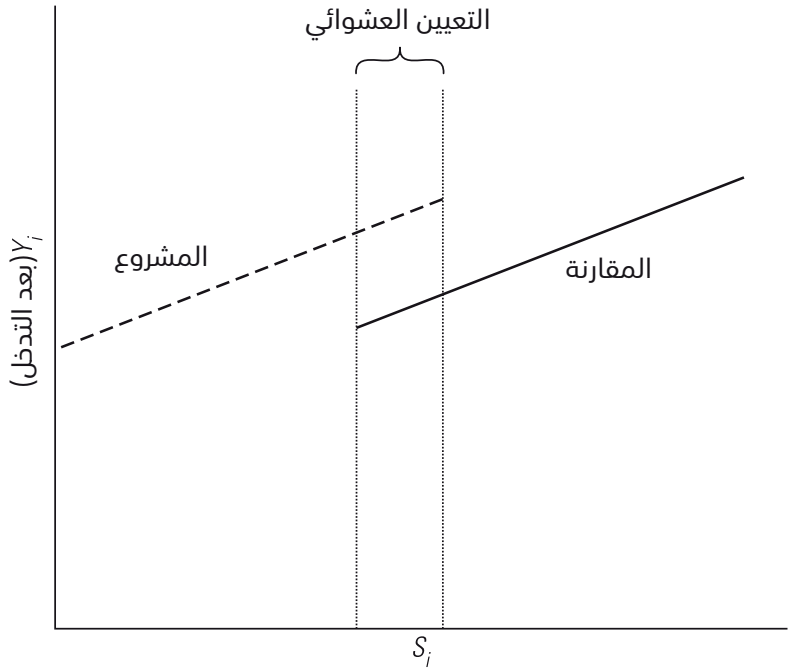
ثمة شكل بديل آخر يمكن فيه استغلال أكثر من نقطة انقطاع واحدة لمقارنة تأثيرات المعالجة. لذلك، يتضمن الانحدار المقابل لتقدير أثر البرنامج مجموعتي معالجة — تقابل إحداهما كل حالة انقطاع. يصف الشكل ٧-٤ هذا السياق.

مزايا مقاربة انقطاع الانحدار وعيوبها

من بين مزايا طريقة انقطاع الانحدار (أ) توفيرها لتقدير غير متحيز لتأثير المعالجة عند الانقطاع، و(ب) إمكانية استفادتها في العديد من المرات من قاعدة معروفة لتعيين الميزة الشائعة في تصميمات السياسة الاجتماعية، و(ج) عدم الحاجة إلى استبعاد مجموعة من الأسر أو الأفراد المؤهلين من العلاج. إلا أن المخاوف المرتبطة بانقطاع الانحدار تتضمن (أ) إنتاجها لمتوسط تأثيرات معالجة محلية لا يتسنى تعميمها على الدوام، و(ب) تقدير التأثير عند عدم الاستمرارية، ومن ثم توجد على وجه العموم ملاحظات متابعة أقل من التجارب العشوائية بنفس حجم العينة، و(ج) إمكانية كون التوصيف حساسًا للشكل الوظيفي، بما في ذلك العلاقات والتفاعلات غير الخطية.

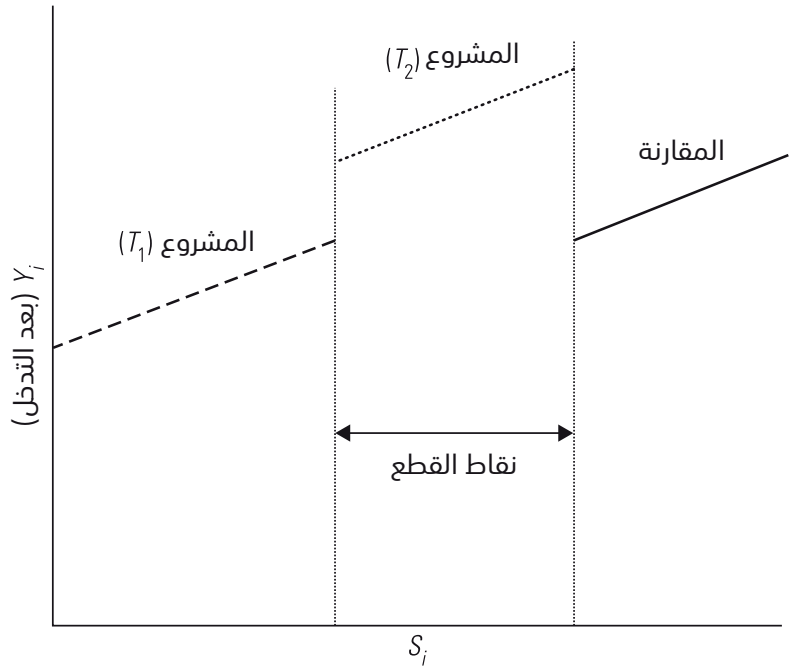
ثمة جانب سلوكي ضمن المخاوف المرتبطة بطريقة انقطاع الانحدار (رافاليون ٢٠٠٨). فقد لا يعرف مسؤولو البرنامج على الدوام معايير الأهلية معرفة دقيقة، ومن ثم فقد يخلطون بين الاستجابات السلوكية لتدخل البرنامج وقواعد الاستهداف الفعلية. وقد تساعد البيانات التي جُمعت قبل تدخّل البرنامج، عن طريق إجراء مسح خط أساس، على سبيل المثال، على توضيح تصميم البرنامج والتصميم المقابل.

الشكل ٧-٣ استخدام تجربة فك ارتباط



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

الشكل ٧-٤ نقاط الانقطاع المتعددة



المصدر: شكل توضيحي من المؤلفين.

ومن المخاوف الأخرى أن التمرين لا يركز إلا على الأفراد أو الوحدات المتموضعة حول العتبة s* على مسافة قريبة منها. ويجب التطرق إلى ما إذا كانت هذه المجموعة محط اهتمام من الناحية المادية للمقيِّم، وإذا كان مسؤولو البرنامج مهتمين، على سبيل المثال، بتحديد تأثيرات البرنامج في إطار الحدود الجغرافية، وتحديد ما إذا كان ينبغي توسيع البرنامج ليتخطى تلك الحدود، فقد لا تكون العينة المحدودة ذات أهمية كبيرة. يمكن إنشاء مثال مشابه عن برنامج التخفيف من حدة الفقر المعني بالأُسر التي تقترب من خط الفقر.

إذا لم يتم الالتزام بقواعد الأهلية أو كانت تلك القواعد تتغير بمرور الزمن، فتتعين أيضًا دراسة مقاربة الانقطاع بعناية أكبر. يمكن القيام بفحوصات القوة لدراسة صلاحية تصميم الانقطاع، بما في ذلك التغييرات المفاجئة في المتغيرات الضابطة الأخرى عند نقطة الانقطاع. يمكن أن تكون دراسة نمط المتغير الذي يحدد الأهلية مفيدةً أيضًا — على سبيل المثال، تُظهر الحصيلة المتوسطة قفزات عند قيم المتغير بخلاف انقطاع الأهلية، وكذلك أي حالات انقطاع في الكثافة الشرطية لهذا المتغير. إذا كانت بيانات المجموعة الضابطة تُبدي نموذجًا غير خطي - على سبيل المثال، تبدي انحدارًا أكثر حدة من بيانات المجموعة المعالجة — يمكن إضافة حد تربيعي لمتغير الاختيار في معادلة انحدار الحصائل. ويمكن أيضًا معالجة الحالات اللاخطية في النموذج الوظيفي من خلال تفاعل متغير الاختيار مع نقطة الانقطاع أو ربما باستخدام خطوط انحدار أقصر وأكثر كثافة لتسجيل مقارنات أضيق.

المقارنات المتوالية

تَستخدم المقارنات المتوالية تباينًا في توقيت تطبيق البرنامج، وذلك من خلال الاعتماد على الملاحظات المتعلقة بالأشخاص المؤهلين غير المستهدفين، الذين لم يتلقوا خدمات البرنامج، بمثابة مجموعة مقارنة. من بين التدخلات العشوائية، يوفر نموذج PROGRESA (يُطلق عليه، حاليًا، اسم Oportunidades) مثالاً على ذلك: حيث لم يتمكن ثلث العينة المؤهلة من بين المناطق المحلية المستهدفة من المشاركة خلال الأشهر الـ ١٨ الأولى للبرنامج (المربع ٧-٢). وتُستخدم أيضًا مقارنات متوالية غير تجريبية كما في المثال الموضح في المربع ٧-٣. على الرغم من أن أفضل الجهود قد تُبذل لتطبيق البرنامج تدريجيّا وعشوائيًا، إلا أن المعالجة الانتقائية بين التطبيقات أو الاستجابات السلوكية من قِبل المتقدمين الذين ينتظرون المعالجة قد تؤدي، عمليًا، إلى تحيّز تقديرات البرنامج. قد يشكّل مقدِّر التأثيرات الثابتة أو الفرق، كما هو مقترح في الفصل الخامس، إحدى طرق حساب عدم التجانس غير المرصود، وكما سيُناقش لاحقًا، يمكن أيضًا حساب عدم التجانس المرصود — من خلال طرق مثل مطابقة درجة الميل قبل إنشاء المقارنة المتوالية (جالاسو ورافاليون ٢٠٠٤).

يمكن استخدام المقارنات المتوالية مع تصاميم الانقطاع إذا تم تخصيص معالجة على أساس بعض الخواص الخارجية وإذا كان مشاركون محتملون (ربما لبرنامج ذي صلة) ينتظرون التدخل. وقد تُستخدم هذه المقاربة في سياق برنامج ينتظر توسيع ميزانيته، حيث يمكن الاستعانة بالأفراد الذين ينتظرون المعالجة على سبيل المثال باعتبارهم مجموعة مقارنة. وفي هذه الحالة، تُستخدم مقاربة انقطاع الانحدار نفسها، ولكن بمجموعة فرعية إضافية (ديناميكية) من غير المشاركين. من الأمثلة المحتملة الأخرى الحالة التي تكون فيها الاستثمارات المحلية، مثل الطرق، مصدرًا لتحسينات إضافية في السوق، بحيث يستفيد الأفراد حول حدود الطرق من عمليات التدخل المستقبلية، وهنا يمكن استخدام التباين في التعرّض المحتمل بدلالة المسافة من الطرق بمثابة مصدر للتعريف (رافاليون ٢٠٠٨).

المربع ٧-٢ دراسة حالة: العودة إلى PROGRESA (Oportunidades)

كما ذكرنا في الفصل الثالث، كان نموذج PROGRESA (يُطلق عليه، حاليًا، اسم Oportunidades) يتضمن تطبيقًا تدريجيًا عشوائيًا لعمليات التحويل النقدي في مجال الصحة والتعليم عبر المناطق المحلية. فقد أُخّر دخول ثلث المجتمعات المؤهلة المستهدفة عشوائيًا إلى البرنامج لمدة ١٨ شهرًا، وتلقى الثلثان الآخران البرنامج في البداية. واستُخدمت مقاربات انقطاع الانحدار في المقارنة بين الأسر المستهدفة وغير المستهدفة. استخدم كل من بوديلمير وسكوفياس (٢٠٠٤) الانقطاعات في قواعد أهلية PROGRESA لقياس الآثار المترتبة ومقارنة الحصائل المستهدفة بتلك التي يتم الحصول عليها من خلال استخدام التصميم العشوائي للبرنامج. توصل المؤلفان إلى أن تصميم الانقطاع أعطى تقريبات جيدة لجميع مؤشرات الحصائل تقريبًا.

وتتمثل إحدى الإستراتيجيات التجريبية الإضافية التي وضعها مقيّمو البرنامج في الحسبان هي استخدام البيانات حول توسيع البرنامج على طول مسار معين (على سبيل المثال، مشاريع البنية التحتية مثل المياه أو النقل أو شبكات الاتصالات) ومقارنة حصائل المشاركين المؤهلين في جوانب مختلفة من حدود المشروع حيث يتم تنفيذ البرنامج تدريجيًا. وستشمل هذه الطريقة توليفة من المقاربات المتوالية ومقاربات انقطاع الانحدار التي يمكن أن تنتجَ مقارنات مثيرة للاهتمام مع مرور الوقت.

المربع ٧-٣ دراسة حالة: التقييم غير التجريبي المتوالي في الأرجنتين

قيّم كل من غالاسو ورافاليون (٢٠٠٤) برنامج حماية اجتماعية كبيرًا في الأرجنتين، باسم Jefes y Jefas، الذي أنشأته الحكومة استجابة للوضع الذي خلّفته الأزمة المالية في عام ٢٠٠١. كان البرنامج عبارة عن شبكة أمان عامة توفر الدخل للأسر التي تضم معيلين فقدوا مصدر دخلهم الرئيسي (على سبيل المثال، توظيف رب الأسرة) في فترة الأزمة. ولكن، برزت عدة أسئلة خلال تطبيق البرنامج بشأن ما إذا كان قد التُزم بقواعد الأهلية أو ما إذا كانت متطلبات العمل التي يحددها البرنامج قد فُرضت. ولذا استخدم كل من "غالاسو" و"رافاليون" مقاربة غير تجريبية لتقدير آثار البرنامج.

وبالتحديد، استُخدم تصميم البرنامج لإنشاء مجموعة واقع مضاد. كان البرنامج يتوسع بسرعة، ومن ثم أُنشئت وحدات مقارنة من مجموعة فرعية من المتقدمين الذين لم يتلقوا خدمات البرنامج بعد. وتمت مطابقة الملاحظات المتعلقة بالمشاركين مع تلك المتعلقة بوحدات المقارنة على أساس طرق مطابقة درجة الميل. واستُخدمت البيانات الطولية المُجمَّعة التي جمعتها الحكومة قبل الأزمة وبعدها أيضًا للمساعدة على إزالة عدم التجانس الثابت غير المرصود، بإنشاء مقدِّر مطابق للاختلاف في الاختلافات.

وفي نهاية المطاف، توصل غالاسو ورافاليون (٢٠٠٤) إلى أن معايير أهلية البرنامج لم يتم إنفاذها، حيث لم يستوفِ ثلث أولئك الذين يتلقون البرنامج معايير الأهلية. وعلاوةً على ذلك، لم يكن ٨٠ بالمائة من البالغين المؤهلين يتلقون خدمات البرنامج. ولكن توصلت الدراسة - باستخدام مقاربة الاختلاف في الاختلافات المطابقة لإزالة تحيز الاختيار الناجم عن عدم التجانس المرصود وغير المرصود - إلى بعض الفوائد الإيجابية من البرنامج التي تعود على المشاركين - ومنها التوهين في الانخفاض في الدخل الذي كانوا سيتكبدونه لو لم يشاركوا.

الأسئلة

١. أي مما يلي يمكن أن تستخدمه مقاربة انقطاع الانحدار باعتباره مصدرًا لتحديد تأثيرات البرنامج؟
   أ. الأخطاء في استهداف البرنامج
   ب. قواعد أهلية البرنامج
   ج. الصدمات الخارجية المؤثرة على الحصائل
      (أ) "أ" و"ب"
      (ب) "ب" و"ج"
      (ج) "أ" و"ج"
      (د) "ب" فقط

٢. في مقاربة معالجة تحيّز الاختيار، ما الطريقة التي تشبه انقطاع الانحدار؟
   أ. نماذج الاختلاف في الاختلافات (DiD)
   ب. طرق المتغير المساعد
   ج. الطرق المتوالية

د. مطابقة درجة الميل

(أ) "أ" و"ب"

(ب) "ب" و"ج"

(ج) "أ" و"د"

(د) "ب" فقط

(هـ) "د" فقط

٣. أي مما يلي مثال عن الانقطاع "الحاد"؟

أ. انقطاع مفروض في العمر عند ١٥ عامًا

ب. الحدود الإدارية المتغيرة بين البلدان

ج. الانتخابات

د. الاختلافات بين المناطق في أنماط الطقس

(أ) "أ" و"ب"

(ب) "ب" و"ج"

(ج) "أ" فقط

(د) "ج" و"د"

(هـ) "أ" و"د"

٤. أي مما يلي يُعد من المخاوف المرتبطة بانقطاع الانحدار؟

أ. افتراض أن الخواص غير المرصودة المؤثرة على الاختيار ثابتة بمرور الزمن.

ب. عدم قابلية تعميم أثر المعالجة.

ج. وجود افتراضات قوية للنموذج الوظيفي البارامتري في انقطاع الانحدار.

د. احتمالية تأثير تطبيق البرنامج عليه.

(أ) "أ" و"ب"

(ب) "ب" و"ج"

(ج) "ب" و"د"

(د) "ج" و"د"

(هـ) "أ" و"د"

(و) "د" فقط

٥. أي مما يلي يمكن أن تَستخدمه المقاربات المتوالية باعتباره مصدرًا لتحديد تأثيرات البرنامج؟

أ. توقيت دخول البرنامج

ب. الخواص الاجتماعية والاقتصادية للمشاركين في مناطق أخرى

ج. الأخطاء المرتكبة عند تنفيذ البرنامج

(أ) "أ" و"ب"

(ب) "ب" و"ج"

(ج) "أ" و"ج"

(د) "ب" فقط

المراجع

Buddelmeyer, Hielke, and Emmanuel Skoufias. 2004. "An Evaluation of the Performance of Regres- sion Discontinuity Design on PROGRESA." Policy Research Working Paper 3386, World Bank, 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, and 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, and 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 Econom- ics*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.

٨. قياس آثار البرنامج التوزيعية

ملخص

بالإضافة إلى دراسة متوسط آثار تدخلات البرنامج، قد يجد واضعو السياسات أيضًا أنه "من المفيد فهم كيفية تأثير البرامج على الأسر أو الأفراد من خلال دراسة توزيع الحصائل". على سبيل المثال، يحظى الأثر على الأسر الفقيرة بالمقارنة مع الأسر الغنية تحديدًا بالاهتمام في سياق البرامج التي تهدف إلى التخفيف من حدة الفقر.

يوجد عدد من المقاربات لتوصيف الآثار التوزيعية للبرامج. يتناول هذا الفصل طرق الاقتصاد القياسي المختلفة لتقييم الآثار التوزيعية لتدخلات السياسة، بما في ذلك المقاربتين الخطية وغير الخطية (الانحدار الكمي). وينبغي أيضًا مراعاة ما إذا كان البرنامج عشوائيًا أو غير عشوائي. كما أن جمع البيانات التفصيلية، وقت إجراء المسح، حول خواص الأسر والأفراد هو أيضًا مهم جدًا لتوصيف كيفية استفادة المجموعات المختلفة من البرنامج بدقة.

أهداف التعلُّم

بعد إكمال هذا الفصل، سيتمكن القارئ من مناقشة ما يلي:

- طرق تجريبية مختلفة لدراسة الكيفية التي تؤثر بها البرامج والسياسات على الأفراد في نقاط مختلفة في توزيع الحصائل (مثل نصيب الفرد من الإنفاق أو الدخل)
- طرق لحساب تحيز الاختيار المحتمل عند دراسة الآثار التوزيعية للبرامج
- أخذ البيانات في عين الاعتبار عند دراسة الآثار التوزيعية

أهمية دراسة الآثار التوزيعية للبرامج

إن المتوسط أو التأثير المتوسط لبرنامج أو سياسة - استنادًا إلى افتراض وجود تأثير مشترك بين جميع الأسر أو الأفراد المستهدفين - هو طريقة موجزة لتقييم أداء البرنامج أو السياسة. وِفقًا لما توصّلت إليه أبحاث كل من هيكمان وسميث وكليمنتس (١٩٩٧)، يمكن تبرير تقدير البرنامج من خلال متوسط أثره إذا كان الباحثون وواضعو السياسات يعتقدون أن (أ) الحصائل الإجمالية تزيد الرفاهية الكلية و(ب) التأثيرات الضارة للبرنامج أو السياسة على أجزاء معينة من السكان ليست مهمة أو يتم تعويضها بعمليات النقل - إما من خلال وظيفة رعاية اجتماعية شاملة أو من أفراد الأسرة أو الشبكات الاجتماعية.

ولكن، غالبًا ما يرى واضعو السياسات أنه من المهم فهم الكيفية التي يتباين بها مشروع التنمية حسب خواص الفرد أو الأسرة (مثل العمر، أو دخل الأسرة، أو حالة الإنفاق للأسرة) حتى إذا لم يكن متوسط تأثير البرنامج ذا أهمية دلالية. وفي الواقع، حتى لو كان متوسط تأثير البرنامج ذا أهمية دلالية، فإن كون البرنامج ذا تأثير مفيد أو ضار مهم دلاليًا قد يختلف حسب توزيع الأسر المستهدفة. وقد أثارت الدراسات حول "استحواذ النخبة" على مزايا البرنامج من قِبل الأسر الأفضل تعليمًا أو الأكثر ثراءً على سبيل المثال، أسئلة مهمة حول أداء برامج التنمية التي تستهدف المناطق التي ترتفع فيها معدلات عدم المساواة (انظر) أروجو وآخرون ٢٠٠٨؛ جوجيرتي وكريمر ٢٠٠٨؛ المنصوري وراو ٢٠٠٤؛ وبلاتو ٢٠٠٤). علاوة على ذلك، قد لا تحافظ المجموعات التي يبدو أنها تستفيد على المدى القصير من تدخل سياسة ما على هذه الفوائد على المدى الطويل، والعكس صحيح (كينغ وبيرمان ٢٠٠٩؛ فان دي والي ٢٠٠٩). تميز المؤلفات في تحليل الإنفاق العام أيضًا تأثيرات الجولة الأولى من البرنامج (تحديد مَن يستفيد من البرنامج وكيف يؤثر الإنفاق العام على الرفاهية) عن التأثيرات السلوكية للجولة الثانية للمشاركين (كيف يختلف المستفيدون في الواقع في استجاباتهم للبرنامج، مثل إعادة تخصيص وقتهم أو إنفاقهم). انظر بحث بورغينيون وبيريرا دا سيلفا (٢٠٠٣) للاطلاع على عدد من الدراسات حول هذا الموضوع. بالإضافة إلى مقارنة تأثيرات البرامج فيما بين الأسر، فإن دراسة استجابات الأسر للبرامج مهمة جدًا في فهم كفاءة استهداف البرامج وتأثيراتها الجانبية (جاكوبي ٢٠٠٢). يتناول هذا الفصل طرقًا اقتصادية قياسية مختلفة لتقييم الآثار التوزيعية المصغرة لتدخلات السياسات.

دراسة آثار البرامج غير المتجانسة: هيكل الانحدار الخطي

ثمة عدد من الطرق لتقديم الآثار التوزيعية للبرامج، وتختلف هذه الطرق على مدى اهتمام واضعي السياسات. وفي سياق برنامج التخفيف من حدة الفقر، قد يكون الأثر مباشرًا كنسبة الأفراد المستهدفين الذين خرجوا من دائرة الفقر. وقد يهتم واضعو السياسات أيضًا بتتبع الفوارق الإقليمية في النمو أو الفقر وعدم المساواة داخل بلد ما بمرور الوقت.[1]

وقد تكون هناك حاجة أيضًا لدراسة كيفية تغيّر أثر البرامج فيما بين الأفراد أو الأسر المختلفة. في الهياكل القائمة على الانحدار الخطي، يمكن تمثيل آثار البرامج بتغيير نقطة التقاطع α، أو المعامل β، أو كليهما على متغير المعالجة T_i ، فيما بين الأفراد $i = 1,\ldots,n$:

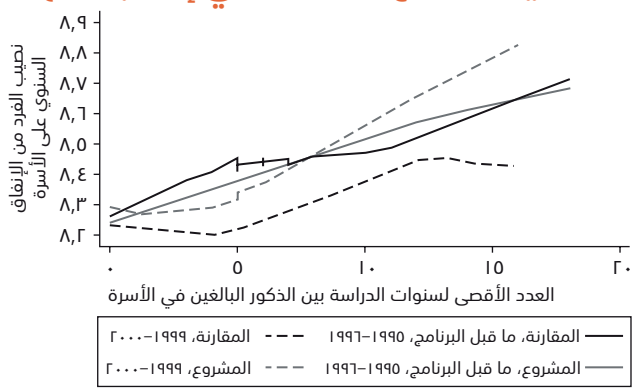
$$Y_i = \alpha_i + \beta_i T_i + \gamma X_i + \varepsilon_i . \qquad (١-٨)$$

على سبيل المثال، يمكن تقسيم عينة الأسر والأفراد إلى مجموعات سكانية مختلفة (على سبيل المثال مجموعات النساء والرجال أو مجموعات حسب الفئات العمرية المختلفة) وتطبيق نفس انحدار T على Y بشكل منفصل على كل مجموعة. إن مفاعلة المعالجة مع الخواص الاقتصادية والاجتماعية للأسر المختلفة X (مثل الجنس أو ملكية الأرض) هي طريقة أخرى لرصد الاختلافات بين تأثيرات البرنامج. بالرغم من أن إضافة عدد كبير جدًا من حدود التفاعل في نفس الانحدار يمكن أن يؤدي إلى مشكلة في الارتباط الخطي المتعدد.

وقد تكون هناك أيضًا حاجة إلى فهم إمكانية جني مكاسب من برنامج ما في بيئة أكثر توصيفًا. يمكن أن تساعد الرسوم البيانية، باستخدام بيانات قبل التدخل وبعده، على تسليط الضوء على الآثار التوزيعية للبرنامج بين عينات المعالجة والعينات الضابطة، ما يؤدي إلى تباين حصائل Y لكلتا العينتين بالنسبة إلى متغير مشترك معطى X_k . يمكن تمثيل الانحدارات اللامعلمية المرجحة محليًا لـ Y على X_k جنبًا إلى جنب مع مخططات التشتت لإعطاء اتجاه أكثر سلاسة للأنماط أيضًا.[٢]

يعطي الشكل ٨-١، باستخدام بيانات من معهد بنغلاديش لدراسات التنمية، مثالًا للاتجاهات (التي تعكسها الانحدارات المرجحة محليًا) بخصوص نصيب الفرد من إنفاق الأسرة مقابل تعليم الذكور البالغين عبر المناطق حيث يُنفّذ المشروع (المناطق المعالجة) والمناطق الضابطة في ريف بنغلاديش، المنبثقة عن التدخل الذي استهدف قِطاع الطرق في إطار برنامج التنمية الريفية.[٣] وكما يتضح من الشكل ٨-١، يرتفع نصيب الفرد من إنفاق الأسرة بزيادة تعليم الذكور البالغين في الأسر في المناطق حيث ينفذ المشروع (المناطق المعالجة) والمناطق المقارنة، ولكن يبدو من هذا الرسم البسيط أن الأسر ذات مستوى التعليم العالي بين أوساط الرجال تشهد زيادات أكبر في نصيب الفرد من إنفاق الأسرة بسبب التدخل الذي استهدف قِطاع الطرق. ولكن، حين لا يكون البرنامج موزعًا عشوائيًا على وجه التحديد، تكون هذه الرسوم البيانية مفيدة أكثر بصفتها تمثل معاينة وصفية للبيانات وليست انعكاسًا لتأثيرات البرنامج الحقيقية. وكما ذُكر سابقًا، تستند الانحدارات المرجحة محليًا إلى انحدار مرجح بسيط لمتغير المحور y أي Y على متغير المحور x أي X_k ؛ والمتغيرات الأخرى غير محسوبة، ولا استراتيجية تحديد (الاختلاف في الاختلافات، مطابقة درجة الميل) لمعالجة احتمال تحيّز الاختيار. كملاحظة جانبية، يمكن أن يُعزى الانخفاض الكبير في نصيب الفرد من إنفاق الأسرة بين مناطق المراقبة خلال الفترة إلى الفيضانات الغزيرة التي ضربت بنغلاديش في عامي ١٩٩٨ و١٩٩٩.

الشكل ٨-١ الانحدارات المرجحة محليًا، مشروع الطرقات في إطار برنامج التنمية الريفية، بنغلاديش



المصدر: معهد بنغلاديش لدراسات التنمية.

ملاحظة: منحنيات الانحدار المرجح محليًا (lowess) معروضة على أساس البيانات الأساسية. عرض النطاق لمنحنى "lowess" يبلغ ٠,٨.

ويمكن إجراء تقدير متصل حتى بدون بيانات ما قبل التدخل. يَستخدم كل من جالان ورافاليون (٢٠٠٣)، على سبيل المثال، مقاربات مختلفة لدراسة أثر برنامج Trabajar للعمل في الأرجنتين على الفقر (نوقش في الفصل الرابع). كما ذكرنا سابقًا، لم يكن هذا البرنامج موزعًا عشوائيًا، ولم تتوفر بيانات خط أساس أيضًا. ومن بين هذه المقاربات، يقدم جالان ورافاليون منحنى تفشي الفقر من خلال عرض حصة الأسر المشاركة القابعة تحت خط الفقر مقابل دخل الفرد (إنهما يدرسان في الواقع خطوط الفقر المحتملة المختلفة). ثم يقارنان هذا المنحنى مع منحنى محاكَى لتفشي الفقر في الواقع المضاد من خلال معدلات الفقر المقدرة بعد خفض الدخل الذي يحصل عليه المشاركون بعد التدخل من خلال تقدير مكاسب الدخل التي يمكن جنيها من البرنامج.

تقدّم دراسة أجراها غالاسو وأوماباثي (٢٠٠٩) حول برنامج SEECALINE (Surveillance et Éducation d'Écoles et des Communautés en matière d'Alimentation et de Nutrition Élargie، أو المراقبة الموسعة وتثقيف المدارس والمجتمعات المحلية فيما يخص الغذاء والتغذية) في مدغشقر، والموصوفة في المربع ٨-١ مثالاً حول كيفية استخدام هذه المقاربات المختلفة لدراسة الآثار التوزيعية للمشاريع. كان الغرض من برنامج SEECALINE هو تحسين الحصائل الغذائية للأطفال دون سن الثالثة وكذلك النساء الحوامل والمرضعات وقد تولت المنظمات غير الحكومية المحلية مسؤولية تنفيذ البرنامج في المناطق المستهدفة، وتضمن ذلك توزيع الأدلة الإرشادية حول تحسين النظافة والعادات الغذائية ورعاية الأطفال ومراقبتها. استخدم غالاسو وأوماباثي بيانات خط أساس ومتابعة ممثلة وطنيًا عبر المناطق المستهدفة وغير المستهدفة لدراسة متوسط آثار البرنامج، بالإضافة إلى الآثار التوزيعية عبر الخواص الاجتماعية والاقتصادية على مستوى الأسرة والمجتمع.

مقاربات الانحدار الكمي

تعتمد طريقة أخرى لتقديم الآثار التوزيعية للبرامج على دراسة تأثيرات البرامج على الأسر أو الأفراد عبر مجال Y الذي قد يتضمن نصيب الفرد من إنفاق أو دخل الأسرة. يمكن، على سبيل المثال، تقدير ما إذا كانت الأسر الفقيرة أو الأفضل حالًا قد جنت مكاسب من تدخّل معين. إن مجرد دراسة التغييرات التي تطرأ على متوسط تأثير البرنامج، حتى وإن غطت المجموعات الاجتماعية والاقتصادية أو الديموغرافية المختلفة، غير كافية عندما يتغير شكل التوزيع بالكامل تغيرًا ذا دلالة (بوتشينسكي ١٩٩٨).

في هذا السيناريو، الانحدار الكمي هو مقاربة أخرى لتقدير تأثيرات البرنامج لكمية معطاة τ في توزيع الحصيلة Y، المشروطة بملاحظة المتغيرات المشتركة X. باتباع النموذج الذي اقترحه كوينكر وباسيت (١٩٧٨)، افترِض أن Y_i هي عينة من الملاحظات المتعلقة بالحصيلة وأن X_i هو $K \times 1$ متجه (يضم المشروع أو المعالجة T إضافة إلى متغيرات مشتركة أخرى). يمكن التعبير عن نموذج الانحدار

$$Y_i = \beta_\tau X_i + \varepsilon_{\tau i},\ Q_\tau(Y_i \mid X_i) = \beta_\tau X_i,\ \tau \in (0,1) \qquad (٢-٨)$$

الكمي بالصيغة التالية: حيث يرمز $Q_\tau(Y_i \mid X_i)$ لكمية τ للحصيلة Y (مثل لوغاريتم إنفاق الفرد)، المشروطة بمتجه المتغيرات المشتركة (X). وتحديدًا، يمكن تفسير معامل الكمية بأنه المشتق الجزئي للكمية الشرطية لـ Y بالنسبة إلى أحد عناصر الانحدار (المُحدِّرات)، مثل البرنامج T.

المربع ٨-١ دراسة حالة: متوسط الآثار والآثار التوزيعية لبرنامج SEECALINE في مدغشقر

وِفقًا للدراسة التي قام بها غالاسو وأوماباثي (٢٠٠٩)، أجرى المعهد الوطني للإحصاء مسح خط الأساس لاستخلاص بيانات حوالي ١٤٠٠٠ أسرة في مدغشقر خلال الفترة التي امتدت بين عامي ١٩٩٧ و١٩٩٨، وقد اختير ثلث المجتمعات الـ ٤٢٠ الخاضعة للمسح لاستهداف البرنامج. ولكن الاستهداف لم يكن عشوائيًا. وكان من الأكثر ترجيحًا اختيار المجتمعات الأفقر وذات النسب الأعلى لسوء التغذية. وفي عام ٢٠٠٤، تم إجراء مسح متابعة أنثروبومترية ممثلة للوضع على الصعيد الوطني. واستهدف مسح المتابعة هذا الأُسر في مجتمعات مماثلة للمجتمعات الموجودة في عينة خط الأساس.

درس غالاسو وأوماباثي (٢٠٠٩) أولاً متوسط تأثير البرنامج باستخدام مسحيْ خط الأساس والمتابعة للتوصل إلى تقدير الاختلاف في الاختلافات لأثر البرنامج (وفقًا لبحث هيرانو و وإمبينز وريدر ٢٠٠٣؛ انظر الفصل الرابع). لذا، يُفترض أن يكون التحيز في الاختيار ثابتًا رغم مرور الزمن، مشروطًا بخواص المجتمع قبل البرنامج التي أثرت على التنسيب في البرنامج. وُجد أن متوسط أثر البرنامج إيجابي عبر جميع حصائل التغذية في المناطق المعالجة، مقارنة بالمناطق الضابطة، حيث حافظت بعض هذه الحصائل (سوء التغذية المعتدل، على سبيل المثال) على اتجاه سلبي خلال الفترة.

بالنظر بعد ذلك إلى عدم التجانس في آثار البرنامج عبر العينة، قدّر غالاسو وأوماباثي (٢٠٠٩) انحدار المعالجة نفسه لمجموعات اجتماعية اقتصادية مختلفة في العينة. وجدا، بالنظر أولًا إلى تأثيرات البرنامج حسب مستوى تعليم الأم، أن التحسينات في الحصائل الغذائية والأنثروبومترية للأطفال أعلى بثلاثة أضعاف في مناطق البرنامج التي تنتمي إليها الأمهات الحاصلات على تعليم ثانوي مقارنة بالأمهات اللائي لم يلتحقن بالمدارس أو تلقين تعليمًا ابتدائيًا فقط. ولكنهما وجدا أن الأمهات الأقل تعليمًا ما زلن أكثر قابلية للاستجابة للبرنامج فيما يتعلق بتحسين الصرف الصحي، وإعداد الوجبات، وممارسات الرضاعة الطبيعية. تُعرض أيضًا رسوم بيانية لتوضيح توزيع الحصائل الأنثروبومترية للأطفال فيما بين المسحيْن، حسب عدد سنوات تعليم الأم، إستنادًا إلى العينات وغير المعالجة.

ثم قُدّرت الفوائد الغذائية للبرنامج عند دراسة عينات فرعية مُيّزت بخصائص القرى. وتُعرف هذه العينات الفرعية بدلالة خصائص معينة: ما إذا كانت القرية في منطقة ريفية أو حضرية؛ وحالة الفقر في القرية؛ وإمكانية الوصول إلى المياه والطرق والكهرباء؛ ووجود مؤسسات مثل المدارس الثانوية والمستشفيات. أظهرت القرى الأفضل حالًا قدرًا أكبر من مكاسب البرنامج من حيث تحسّن الحصائل الأنثروبومترية ومعظم ممارسات الصرف الصحي ورعاية الأطفال. تقدِّر الدراسة بعد ذلك تأثيرات تفاعل البرنامج مع تعليم الأمهات وخواص القرى نفسها، وقد خلصت إلى أن الحصائل الصحية للأطفال قد تحسنت بالقدر الأكبر للأمهات المتعلمات في المجتمعات الأقل تجهيزًا والأفقر، بينما في المناطق الأفضل تجهيزًا والأغنى حصلت المجموعات الفرعية التعليمية على منافع جمّة بسبب مشاركتها في البرنامج.

تأثيرات المعالجة الكمية باستخدام تدخلات البرنامج العشوائية

كما هو الحال مع متوسط تأثير المعالجة الذي نوقش في الفصل الثاني، تحدث مشكلة الواقع المضاد عند قياس الآثار التوزيعية للبرنامج: لا يُعرَف أين يظهر الشخص أو الأسرة i في توزيع المعالجة ضمن توزيع عدم المعالجة أو الضبط. ولكن، إذا كان البرنامج موزعًا عشوائيًا، فإنه يمكن حساب *تأثير المعالجة الكمي* (QTE) للبرنامج (انظر هيكمان وسميث وكليمنتس ١٩٩٧). تأثير المعالجة الكمي (QTE) هو الفرق في الحصيلة y بين الأسر المعالجة (T) والأسر الضابطة (C) التي تقع، ضمن نطاق كل مجموعة على حدة، في τ الكمية لـ Y:

$$\text{QTE} = Y^T(\tau) - Y^C(\tau). \qquad (٣-٨)$$

يوضح تأثير المعالجة الكمي (QTE) كيف يتغير توزيع الحصائل إذا ما تم تخصيص البرنامج عشوائيًا. على سبيل المثال، من أجل $\tau = ٠,٢٥$، تأثير المعالجة الكمي هو المئين الخامس والعشرون لـ Y بين مجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة. ولكن، لا يُحدِّد تأثير المعالجة الكمي (QTE) توزيع تأثيرات المعالجة، ولا يحدد أيضًا الأثر على الأفراد عند كميات معينة (انظر بيتلر وجيلباخ وهوينز). ترتبط هذه المسألة بمعرفة الواقع المضاد. يمكن اشتقاق تأثير المعالجة الكمي (QTE) من التوزيعين العشوائيين $F_T(Y) \equiv \Pr\left[Y_i^T \leq y\right]$ و $F_C(Y) \equiv \Pr\left[Y_i^C \leq y\right]$ المعروفيْن؛ [٤] ولكن، لا يمكن كتابة كميات تأثير المعالجة $Y_i^T - Y_i^C$ بدلالة التوزيعات العشوائية فقط. يتعين وضع افتراضات حول التوزيع المشترك لـ Y_i^T وY_i^C. على سبيل المثال، إذا عُلم موضع الأسرة في توزيع الإنفاق لكل فرد سيكون هو نفسه بغض النظر عما إذا كانت الأسرة ضمن مجموعة معالجة أو مجموعة ضابطة، فسيعطي تأثير المعالجة الكمي (QTE) أثر المعالجة للأسرة في كمية τ في التوزيع، ولكن هذا الافتراض افتراض قوي (بيتلر وجيلباخ وهوينز ٢٠٠٨؛ انظر أيضًا المربع ٨-٢).

مقاربات الانحدار الكمي باستخدام بيانات غير تجريبية

كما هو الحال مع متوسط تأثير المعالجة، يتطلب حساب الآثار التوزيعية الناجمة عن التدخل غير العشوائي وَضْعَ افتراضات إضافية حول الواقع المضاد وتحيز الاختيار. تعمل أحد المقاربات على تطبيق طرق الاختلاف في الاختلافات التي يناقشها الفصل الخامس على الانحدار الكمي. يمكن التوصّل إلى تقدير الاختلاف في الاختلافات الكمي (QDD) باستخدام بيانات على فترتين حول المجموعات المعالجة وغير المعالجة قبل تدخّل البرنامج وبعده. وفي نهج تقدير فرق الفرق الكمي (QDD) بالتحديد، يُحسب توزيع الواقع المضاد عبر حساب التغيّر في Y بمرور الزمن عند الكمية ذات الترتيب q للمجموعة الضابطة ثم إضافة هذا التغيّر إلى الكمية ذات الترتيب q لـ Y (المرصودة قبل البرنامج) لمجموعة المعالجة (انظر آثي وإيمبنز ٢٠٠٦):

$$\text{QDD}_{Y(\tau)} = Y_0^T(\tau) + (Y_1^C(\tau) - Y_0^C(\tau)) \qquad (٤-٨)$$

المربع ٨-٢ دراسة حالة: مشروع الاكتفاء الذاتي الكندي

درس كل من بيتلر وجيلباتش وهوينيز (٢٠٠٨) الآثار التوزيعية لمشروع الاكتفاء الذاتي المعين عشوائيًا (SSP) في كندا باستخدام تأثيرات المعالجة الكمية، إذ قدّم هذا المشروع بين عامي ١٩٩٢ و١٩٩٥ إعانات للمشاركين الذين لديهم والد واحد وطالبي الإعانة الذين كانوا قادرين على العثور على عمل بدوام كامل بالحد الأدنى للأجور أو أعلى منه. كان الأفراد في المجموعة الضابطة مؤهلين للمشاركة في برنامج الإعانات القائم، المعروف باسم إعانة الدخل (أو IA) فقط. استَخدمت الدراسة بيانات إدارية شهرية عن المشاركة في إعانة الدخل ومشروع الاكتفاء الذاتي من سجلات المقاطعات التي تمتد حتى أربع سنوات قبل التعيين العشوائي وحوالي ثماني سنوات بعده. كان هناك ٢٨٥٨ مشاركًا في الإجمالي في برنامج الاكتفاء الذاتي و٢٨٢٧ فردًا في المجموعة الضابطة.

ركّز كل من بيتلر وجيلباتش وهوينيز (٢٠٠٨) على أثر مشروع الاكتفاء الذاتي على أرباح المشاركين ودخلهم وتحويلاتهم. وعلى الرغم من أن الدراسة خلصت إلى أن متوسط التأثيرات الإيجابية للبرنامج على التوظيف والأرباح كانت كبيرة وذات دلالة إحصائية (على سبيل المثال، وجد أن متلقي المجموعة الضابطة عملوا خلال ٢٧ بالمائة من السنوات الأربع الأولى التي تلت التعيين العشوائي، وذلك بالمقارنة مع المشاركين في مشروع الاكتفاء الذاتي الذين قضوا ٣٥ بالمائة من وقتهم في العمل)، فقد اختلفت الآثار التوزيعية. مثّل كل من بيتلر وجيلباتش وهوينيز أولاً كميات توزيعات هذه المتغيرات عبر عبر المناطق التي نُفّذ فيها المشروع (المناطق المعالجة) والمناطق الضابطة باستخدام الرسوم البيانية، ثم اشتقوا تأثيرات المعالجة الكمية لكل كمية بحساب الفرق الرأسي بين خط المشروع (المجموعة التي تتلقى خدمات المشروع) وخط المقارنة (المجموعة الضابطة أو المقارنة). توضح الرسوم البيانية أيضًا فترات الثقة للعينات التي تتم إعادة أخذها من العينة الأصلية.

عند دراسة تأثيرات المعالجة الكمية، توصلوا إلى أن الأثر على أرباح المشاركين كان صفرًا للنصف السفلي من توزيع الأرباح، أما بالنسبة إلى الثلث العلوي للتوزيع، فكانت الآثار أعلى بكثير. انطبق النمط نفسه على توزيع الدخل. إلا أن التأثيرات الإيجابية على عمليات التحويل كانت مُركّزةً على الجانب السفلي لتوزيع التحويل. علاوةً على ذلك، بعد الإلغاء التدريجي للدعم، وجد بيتلر وجيلباتش وهوينيز أن تأثير مشروع الاكتفاء الذاتي على توزيع الأرباح، والدخل، والتحويلات انخفض إلى الصفر. وتوصلوا أيضًا إلى أن هذه الفروق الجوهرية عبر متوسط الآثار والآثار التوزيعية مفيدة لواضعي السياسات في فهم الاستجابات لبرنامج الرفاهية، على المدى القصير والطويل.

أحد الافتراضات الكامنة للاختلاف في الاختلافات الكمي هي أن توزيع الواقع المضاد لـ Y للمجموعة المعالجة يساوي $(Y_1^C(\tau)-Y_0^C(\tau))$ لـ $\tau \in (0,1)$. ولكن، يعتمد هذا الافتراض على الافتراضات التي من المحتمل أن يكون مشكوكًا فيها حول توزيع Y، بما في ذلك أن يكون التوزيع الكامن للخواص غير المرصودة التي قد تؤثر على المشاركة هو نفسه بالنسبة لجميع المجموعات الفرعية. بموجب افتراضات الاختلاف في الاختلافات الكمي، يُعد نموذج الاختلاف في الاختلافات (DD) حالة خاصة للاختلاف في الاختلافات الكمي (QDD).٥

- يصف المربع ٨-٣ دراسة أجراها عِمران وروبانو وسميث (٢٠٠٩)، الذين قارنوا بين حسابات الاختلاف في الاختلافات والاختلاف في الاختلافات الكمي لدراسة فرق التأثيرات المترتبة عن برنامج استهداف الفقر المدقع (TUP) في بنغلاديش. بدأت لجنة التنمية الريفية في بنغلاديش (BRAC) برنامج استهداف الفقر المدقع (TUP) عام ٢٠٠٢ لتغطية ١٠٠,٠٠٠ أسرة تعيش في فقر مدقع من ١٥ من أفقر المناطق في بنغلاديش. يستهدف برنامج استهداف الفقر المدقع (TUP) النساء ضمن الأسر، حيث يوفر لهن الصحة والتعليم والتدريب، إضافةً إلى تحويلات الأصول والتدريب على المشاريع، لمساعدتهن في النهاية على المشاركة في برنامج الائتمان بالغ الصغر القياسي للجنة التنمية الريفية في بنغلاديش (BRAC).

المربع ٨-٣ دراسة حالة: برنامج استهداف الفقر المدقع في بنغلاديش

درس عِمران وروبانو وسميث (٢٠٠٩) المرحلة الأولى من برنامج استهداف الفقر المدقع في بنغلاديش، الذي أجري عبر ثلاث مقاطعات بين عامي ٢٠٠٢ و٢٠٠٦. حُدّدت الأسر المؤهلة المحتملة (أي الأفقر) على أساس ترتيب القرية من حيث الثروة التي تتوفر عليها. اختيرت الأُسر المشاركة من هذه المجموعة على أساس ملكية أقل من مساحة عُشر الفدان من الأرض، والافتقار إلى أي أصول إنتاجية، وقدرة المرأة على العمل خارج المنزل، والخواص الأخرى للأسرة المتعلقة بتوفير العمالة. أُنشئت مجموعة فترة عملها سنتان مكوَّنة من ٥٠٠٠ أسرة تنتمي إلى المجموعة المعالجة والمجموعة الضابطة التي حددتها لجنة التنمية الريفية في بنغلاديش في هذه المرحلة. ولكن دراسة البيانات أظهرت أن الأسر التي تُعدّ غير مؤهلة وفقًا لبعض المعايير كانت تشارك، وأن بعض الأسر التي تستوفي جميع معايير الأهلية لم تُختَر في نهاية المطاف للمشاركة في البرنامج. لهذا درس عمران وروبانو وسميث تأثيرات البرنامج لمجموعتين من أزواج المعالجة-الضابطة: (أ) الأسر المؤهلة وغير المؤهلة، وفقًا للمعايير المذكورة والمتضمنة في البرنامج أو المستبعدة منه بشكل صحيح على التوالي، و(ب) تحديد لجنة التنمية الريفية في بنغلاديش (BRAC) للأسر المشاركة في البرنامج والأسر الضابطة.

قام عمران وروبانو وسميث (٢٠٠٩) بحساب الاختلاف في الاختلافات للتأثيرات الناجمة عن البرنامج بين المجموعة المعالجة (المشاركين) والمجموعة الضابطة، بافتراض وجود عدم تجانس غير مرصود وغير متغير مع مرور الوقت لكل من زوجي المعالجة-الضابطة. قدمت الدراسة مواصفات مختلفة للاختلاف في الاختلافات، مع وبدون اتجاهات زمنية مختلفة عبر المقاطعات الثلاث في العينة، واختلاف في الاختلافات مجمّع مع مطابقة على الخواص الأولية عبر مجموعات المشاركين والمجموعات الضابطة لتعليل الاختيار المحتمل بناءً على عوامل مرصودة. وأخيرًا، حسب عمران وروبانو وسميث الاختلاف في الاختلافات الكمي للتأثيرات الناجمة عن البرنامج عبر هذه التوصيفات المختلفة أيضًا.

وعلى الرغم من أن متوسط الآثار التي وجدوها إيجابية عبر عدد من الحصائل، مثل الدخل الصافي والأمن الغذائي وملكية الماشية والسلع المنزلية المعمرة، فإن الآثار التوزيعية تظهر أن الأسر المؤهلة الأفضل حالًا قد استفادت أكثر من البرنامج. وتوصلوا إلى أن تأثير المعالجة أعلى بكثير بالنسبة للأسر المؤهلة والتي احتلت المراتب العشرين الأعلى من توزيع الدخل بالمقارنة مع الأسر الأخرى التي احتلت المراتب الأدنى من التوزيع، وبغض النظر عن مجموعة المعالجة-الضابطة المحددة المدروسة، فإن تأثير البرنامج لا يكون ذا دلالة إحصائية للأسر التي تحتل المراتب العشر الأدنى للدخل. عندما وُضع اختيار الخواص المرصودة في الحسبان، تقلص حجم تأثير البرنامج أيضًا، خاصةً بالنسبة للأسر التي تحتل المراتب من التوزيع.

وأخيرًا، اقترح أبريفايا وكريستيان دال (٢٠٠٨) مقاربة أخرى لتطبيق التقدير الكمي على البيانات الطولية المُجمَّعة. إحدى المشكلات التي تواجه تطبيق الانحدار الكمي التقليدي على البيانات الطولية المُجمَّعة هي أن إيجاد فوارق المتغيرات التابعة والمستقلة لا يساوي في العموم الفرق في الكميات الشرطية. يحدّد أبريفايا وداهل، تبعًا لنموذج التأثيرات المترابطة لتشامبيرلين (١٩٨٢، ١٩٨٤)، أن التأثير الثابت غير المرصود هو دالة خطية للمتغيرات المشتركة الأخرى في النموذج. ومن ثم، يمكن تقدير التأثيرات على المتغيرات المرصودة والآثار المرتبطة بخواص الأُسر غير الملحوظة بمرور الزمن على أنها انحدار كمي خطي مجمع. يمكن استخدام تقديرات التأثيرات المرصودة لحساب أثر النمو على الفقر حسب الكمية.

على نحو أكثر تحديدًا، فكّر في معادلتي الانحدار الكمي التاليتين لبيانات فترتين (متغيرات المعادلة ٨-٢) لتقدير التأثيرات التوزيعية لنمو دخل الفرد أو إنفاقه الاستهلاكي $y_{it}, t=\{1,2\}$:

$$Q_\tau(\log y_{i1}|x_{i1},\mu_i)=\gamma_\tau x_{i1}+\mu_i,\ \tau\in(0,1) \quad (٨-٥أ)$$

$$Q_\tau(\log y_{i2}|x_{i2},\mu_i)=\gamma_\tau x_{i2}+\mu_i,\ \tau\in(0,1). \quad (٨-٥ب)$$

في هاتين المعادلتين، يمثل X_{it} متجه المتغيرات المشتركة الأخرى، بما في ذلك المعالجة T، وμ_i هو التأثير الثابت غير الملحوظ للأسرة. يرمز $Q_\tau(\log y_{i1}|x_{i1},\mu_i)$ لكمية τ للوغاريتم إنفاق الفرد في الفترة ١، المشروط بالتأثير الثابت ومتغيرات مشتركة أخرى في الفترة ١، و$Q_\tau(\log y_{i2}|x_{i2},\mu_i)$، هو الكمية الشرطية τ للوغاريتم دخل الفرد في الفترة ٢. ولكن، على النقيض من نموذج الاختلاف في الاختلافات الخطي، لا يمكن طرح كمية شرطية من الأخرى لإيجاد فوارق μ_i، لأن الكميات ليست عوامل خطية:

$$Q_\tau(\log y_{i2}-\log y_{i1}|x_{i1},x_{i2},\mu_i)\neq Q_\tau(\log y_{i2}|x_{i2},\mu_i)-Q_\tau(\log y_{i1}|x_{i1},\mu_i). \quad (٨-٦)$$

وللتغلب على هذه العقبة، يهدف العمل الأخير إلى توصيف العلاقة بين التأثير الثابت غير المرصود والمتغيرات المشتركة على نحوٍ أوضح. وفقًا لنموذج تشامبرلين (١٩٨٢، ١٩٨٤)، يمكن توصيف التأثير الثابت μ_i بأنه دالة خطية للمتغيرات المشتركة في الفترتين ١ و٢ كما يلي:

$$\mu_i=\phi+\lambda_1 x_{i1}+\lambda_2 x_{i2}+\omega_i, \quad (٨-٧)$$

حيث ϕ كمية عددية وω_i حدّ خطأ مرتبط بـ $X_{it}, t=\{1,2\}$. يسمح تعويض المعادلة ٨-٧ في الكمية الشرطية ضمن المعادلة ٨-٥أ أو ٨-٥ب بتقدير الآثار التوزيعية على إنفاق الفرد باستخدام إجراء تقدير الكمية المعدّل هذا:[٦]

$$Q_\tau(\log y_{i1}|x_{i1},\mu_i)=\phi_\tau^1+(\gamma_\tau+\lambda_\tau^1)x_{i1}+\lambda_\tau^2 x_{i2},\tau\in(0,1) \quad (٨-٨أ)$$

$$Q_\tau(\log y_{i2}|x_{i2},\mu_i)=\phi_\tau^2+(\gamma_\tau+\lambda_\tau^2)x_{i2}+\lambda_\tau^1 x_{i1},\tau\in(0,1). \quad (٨-٨ب)$$

بناء على بحث أبريفايا وداهل (٢٠٠٨)، تَستخدم المعادلتان ٨-٨أ و٨-٨ب الانحدار الكمي الخطي المجمع، حيث يتم تجميع ملاحظات المتابعة المُقَابِلة لنفس الأسرة في مجموعة ثنائية.

استخدم خاندكر وباخت وكولوال (٢٠٠٩) هذه المقاربة عند دراسة الآثار التوزيعية لتدخلين شبه تجريبيين لتعبيد الطرق في ريف بنغلاديش. وقد توصلت دراستهم إلى متوسط آثار إيجابي على نصيب الفرد من إنفاق الأسرة عبر كلا البرنامجين، وذلك من خلال مقارنة المشروع بالمناطق الضابطة. ولكن نتائج التقدير الكمية للبيانات الطولية المُجمَّعة توضح أن هذه الاستثمارات في الطرق قد أفادت في الواقع الكميات الدنيا لتوزيع نصيب الفرد من الإنفاق؛ ففي أحد البرامج، كانت مكاسب الأسر الأفقر أعلى بصورة غير متناسبة من الأسر ذات الكميات الأعلى.

المناقشة: مشكلات جمع البيانات

كثيرًا ما تهتم التدخلات واسعة النطاق، كبناء الطرق أو برامج شبكات الأمان التي تنفذ استجابة للأزمات، بالآثار التي تتركها على الأسر الأكثر فقرًا، وذلك على الرغم من أن عددًا أكبر من السكان المحليين يشاركون في المبادرة. وكما يناقش هذا الفصل، يمكن استخدام عدد من المقاربات لدراسة الآثار التوزيعية لتدخلات البرنامج. إن جمع البيانات التفصيلية عن المجتمع، والأسرة، والخصائص الفردية في وقت إجراء المسح له أهمية كبيرة للغاية لتحديد كيفية استفادة المجموعات المختلفة من البرنامج بدقة.

ينتج أحد الأمثلة عن الفروق المحتملة بين المناطق المتواجدة ضمن منطقة مستهدفة. ناقش الفصل الخامس كيف يتعين مراعاة الفروق في خواص المنطقة التي تميزها قبل انطلاق البرنامج مقارنة بباقي المناطق المستهدفة، وكذلك بين المناطق المستهدفة والمناطق الضابطة، لتجنب التحيز في تأثير البرنامج. يكون عدم التجانس بين المواقع الجغرافية التي يستهدفها برنامج واسع النطاق واقعيًا في الغالب، ومن الأرجح أن تستفيد المناطق المجهزة بشكل أفضل (مثل المناطق ذات إمكانية الوصول الأكبر إلى الموارد الطبيعية والأسواق والمنظمات الأخرى) من فوائد البرنامج. لذا يتعين على واضعي السياسات والباحثين جمع معلومات وبيانات مفصلة عن الخواص الجغرافية والخواص التي يتميز بها المجتمع المحلي حتى يتمكنوا من عزل تأثير البرنامج. ويمكن أن يساعد جمع بيانات عن الخواص الجغرافية قبل تدخّل البرنامج، مثل خرائط الفقر في سياق برامج التخفيف من حدة الفقر (انظر لانجو ٢٠٠٣) على تحسين الاستهداف والسماح بفهم أفضل لتأثيرات البرنامج لاحقًا. تُقدِّم تقنية نظام تحديد المواقع العالمي (GPS) أيضًا مقاربات جديدة، حيث يمكن جمع بيانات دقيقة في خطوط الطول والعرض لمواقع المنازل. عند جمع بيانات المنازل بواسطة نظام تحديد المواقع العالمي خلال إجراء المسوحات، يمكن أن تساعد هذه البيانات على تحديد التباينات الإقليمية والمحلية التفصيلية في آثار البرنامج من خلال استخدام تباين الأسر في المتغيرات الخارجية، مثل الوصول إلى الموارد الطبيعية، والمناطق المحلية الإدارية الموجودة، والمنظمات، والبنية التحتية.

ومن المشكلات الأخرى ما إذا كان ينبغي قياس تأثير البرنامج نفسه كمتغير ثنائي، كما نوقش في الفصلين ٣ و٦. يجب تسجيل جوانب محددة من المشاركة خلال عملية المسح حتى بالنسبة للأشخاص الخاضعين للمعالجة. على سبيل المثال، سيحظى تكوين الفريق المكون للشبكة في شبكات الإقراض (حسب جنس الشخص، أو توزيع الثروة، أو الطبقة، أو الحالة الاجتماعية) بالأهمية في فهم الآليات التي يستفيد المشاركون من خلالها من البرنامج. تتضح مشكلات الاختيار ذات الصلة هنا أيضًا، وبالنسبة للمتغيرات الإضافية التي تصف مشاركة البرنامج، يجب استكشاف مصادر إضافية لتحديد الهوية (مثل المتغيرات المساعدة).

ملاحظات

١. انظر إيساما ناسّاه (١٩٩٧) على سبيل المثال للاطلاع على دراسة في مدغشقر تتناول الفروقات الريفية-الحضرية في هذه الحصائل بين عامي ١٩٦٢ و١٩٨٠، وانظر مَرجِع رافاليون وتشين (٢٠٠٧) اللذين يدرسان الاتجاهات السائدة في كل من المقاطعات الريفية والحضرية في الصين بين عامي ١٩٨٠ و٢٠٠١.

٢. بالتحديد، من أجل كل قيمة مميزة لـ X_k، ينتج الانحدار المرجح محليًا قيمة ملائمة لـ Y من خلال تطبيق انحدار في جوار محلي لـ X_k، ما يعطي ترجيحًا أكبر للنقاط الأقرب إلى X_k. يُسمى حجم الجوار *عرض النطاق*، ويمثل المقايضة بين السلاسة وجودة الملاءمة. في برنامج Stata، ينشئ أمر lowess منحنيات الانحدار المرجحة محليًا هذه على أساس البيانات الأساسية.

٣. انظر خاندكر وباخت وكولوال (٢٠٠٩) للاطلاع على وصف أكثر تفصيلًا للبيانات.

٤. تُعرَّف كمية التوزيع τ بأنها $Y^t(\tau) \equiv \inf[Y: F_t(Y) \geq \tau]$ $F_t(Y), t=\{T, C\}$، ومن ثم فإن تأثير المعالجة للكمية τ ما هو إلا الفرق في كميات τ للتوزيعين الهامشيين.

٥. يقدّم آثي وإمبينز (٢٠٠٦) المزيد من النقاش حول الافتراضات الضمنية للاختلاف في الاختلافات الكمي (QDD).

٦. تحديدًا، يرمز λ_1 إلى λ_τ^1 للنسبة المئوية τ، ويرمز λ_τ^2 إلى للنسبة المئوية τ. انظر خاندكر، وبخت، وكولوال (٢٠٠٩) لمناقشة أكثر تفصيلاً.

المراجع

Abrevaya, Jason, and 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, and Berk Özler. 2008. "Local Inequality and Project Choice: Theory and Evidence from Ecuador." *Journal of Public Economics* 92 (5–6): 1022–46.

Athey, Susan, and Guido Imbens. 2006. "Identification and Inference in Nonlinear Difference-in- Differences Models." *Econometrica* 74 (2): 431–97.

Bitler, Marianne P., Jonah B. Gelbach, and Hilary W. Hoynes. 2008. "Distributional Impacts of the Self-Sufficiency Project." *Journal of Public Economics* 92 (3–4): 748–65.

Bourguignon, François, and Luiz A. Pereira da Silva, eds. 2003. *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution: Evaluation Techniques and Tools.* Washington, DC: World Bank and Oxford University Press.

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*, *Volume 2*, ed. Zvi Griliches and Michael D. Intriligator, 1247–318. Amsterdam: North-Holland.

Emran, M. Shahe, Virginia Robano, and Stephen C. Smith. 2009. "Assessing the Frontiers of Ultra- Poverty

Reduction: Evidence from CFPR/TUP, an Innovative Program in Bangladesh." Working Paper, George Washington University, 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, and Nithin Umapathi. 2009. "Improving Nutritional Status through Behavioral Change: Lessons from Madagascar." *Journal of Development Effectiveness* 1 (1): 60–85.

Gugerty, Mary Kay, and 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, and 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, and Geert Ridder. 2003. "Efficient Estimation of Average Treat- ment 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 Pro- gramme." *Economic Journal* 112 (476): 196–221.

Jalan, Jyotsna, and Martin Ravallion. 2003. "Estimating the Benefit Incidence for an Antipoverty Pro- gram by Propensity-Score Matching." *Journal of Business and Economic Statistics* 21 (1): 19–30.

Khandker, Shahidur R., Zaid Bakht, and Gayatri B. Koolwal. 2009."The Poverty Impact of Rural Roads: Evi- dence from Bangladesh." *Economic Development and Cultural Change* 57 (4): 685–722.

King, Elizabeth M., and Jere R. Behrman. 2009. "Timing and Duration of Exposure in Evaluations of Social Programs." *World Bank Research Observer* 24 (1): 55–82.

Koenker, Roger, and 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*,

ed. François Bourguignon and Luiz A. Pereira da Silva, 85–102. Washington, DC: World Bank and Oxford University Press.

Mansuri, Ghazala, and Vijayendra Rao. 2004."Community-Based and -Driven Development: A Criti- cal Re- view." *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, and Shaohua Chen. 2007. "China's (Uneven) Progress against Poverty." *Journal of Develop- ment Economics* 82 (1): 1–42.

van de Walle, Dominique. 2009. "Impact Evaluation of Rural Road Projects." *Journal of Development Effective- ness* 1 (1): 15–36.

٩. استخدام النماذج الاقتصادية لتقييم السياسات

ملخص

يمكن أن تساعد النماذج الاقتصادية في فهم التفاعلات المحتملة - والتبعية المتبادلة — لبرنامج مع سياسات وسلوكيات فردية حالية أخرى. وعلى النقيض من التقديرات ذات الصيغة المختزلة، التي ينصب تركيزها على علاقة مباشرة أحادية الاتجاه بين تدخل البرنامج والحصائل النهائية للمجتمع الإحصائي المستهدف، تحدِّد مقاربات التقدير الهيكلية صراحةً العلاقات المتبادلة بين المتغيرات الداخلية (مثل حصائل الأسرة) والمتغيرات أو العوامل الخارجية. يمكن أن تساعد المقاربات الهيكلية على إنشاء مخطط لتفسير تأثيرات السياسات من خلال تحليل الانحدارات، ولا سيما عند تأثير العديد من العوامل.

تنشئ التقييمات السابقة، التي نوقشت في الفصل الثاني، أيضًا نماذج اقتصادية تتنبأ بآثار البرنامج من بين عوامل أخرى. إضافة إلى ذلك، يمكن أن تساعد هذه التقييمات على الحد من التكاليف بتركيز انتباه واضعي السياسات أيضًا على مجالات يُحتَمل أن تكون الآثار فيها أكبر. يمكن أن توفر التقييمات أيضًا إطارًا لفهم كيف يمكن أن يعمل البرنامج أو السياسة في بيئة اقتصادية مختلفة في حال تغيير بعض المعلمات (مثل معدلات العائد على رأس المال أو الأسعار الأخرى).

يقدّم هذا الفصل دراسات حالة لمقاربات نمذجة مختلفة للتنبؤ بتأثيرات البرنامج ومقارنة هذه التنبؤات مع بيانات عن الحصائل بعد تطبيق البرنامج.

أهداف التعلُّم

بعد إكمال هذا الفصل، سيتمكن القارئ من مناقشة ما يلي:

- الاختلافات بين هياكل التقدير ذات الصيغة المختزلة وهياكل التقدير الهيكلية
- النماذج المختلفة لتقييم الإستراتيجيات السابقة والتجريبية للبرنامج لمقارنة هذه التنبؤات السابقة مع الحصائل اللاحقة للبرنامج.

مقدمة

لقد ركّز النقاش في هذا الكتاب حتى الآن على تقييمات فعلية وقائمة على البيانات للبرامج. إلا أن البرامج غالبًا ما تُطبّق في ظل العديد من التغيّرات السياسية الأخرى، التي يمكن أن تؤثر على كيفية استجابة المشاركين. يمكن أن يساعد إنشاء نموذج مفاهيمي للبيئة الاقتصادية واختيار المجتمع الإحصائي موضع الاهتمام في فهم التفاعلات المحتملة - والتبعية المتبادلة - للبرنامج مع عوامل أخرى. وعلى مستوى الاقتصاد الكلي، يمكن أن تتضمن هذه العوامل تغييرات أخرى في السياسة الاقتصادية أو الاجتماعية (انظر إيساما ناسّاه ٢٠٠٥)، وعلى مستوى الأسرة أو الفرد، يمكن أن تتضمن هذه العوامل تفضيلات مختلفة أو عناصر سلوكية أخرى.

يناقش هذا الفصل أولًا المقاربات التجريبية الهيكلية مقابل المقاربات التجريبية ذات الصيغة المختزلة لتقدير التأثيرات السببية للسياسات. ثم يناقش نماذج اقتصادية في سياقات الاقتصاد الكلي، وكذلك نماذج أكثر تركيزًا تواجه فيها الأسر معالجةً مبنية على سياسة واحدة، لدراسة كيف تتكشف التغيرات السياسية ضمن بيئة اقتصادية ما. ونظرًا لأن بناء النماذج الاقتصادية يتوقف على السياق، ينصب التركيز على دراسات حالة لهياكل نمذجة مختلفة طُبّقت على برامج متعددة. يمكن أن تساعد النماذج الاقتصادية عند إجرائها قبل تنفيذ البرنامج على توجيه تصميم البرنامج وتبسيطه، إضافة إلى لفت انتباه واضعي السياسات إلى التأثيرات الإضافية، وربّما غير المقصودة، الناجمة عن التدخل.

المقاربات الهيكلية مقابل النُهُج ذات النموذج المختزل

تركز مؤلفات المعالجة-التأثير التي نوقشت في هذا الكتاب على علاقة واحدة ومباشرة بين تدخل البرنامج والحصائل النهائية للمجتمع الإحصائي المستهدف. وإن تحيّز الاختيار وإشكالية الواقع المضاد غير المرصود هما قضيتا التحديد الرئيسيتان اللتان تُعالَجان من خلال سُبل مختلفة، تجريبية وغير تجريبية. هذا التأثير أحادي الاتجاه مثال عن مقاربة تقدير ذات صيغة مختزلة. تحدد المقاربة ذات الصيغة المختزلة، على سبيل المثال، أسرة أو دخلًا فرديًا Y_i بدلالة برنامج T_i ومتغيرات خارجية أخرى X_i:

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma X_i + \varepsilon_i. \quad (٩-١)$$

في المعادلة ٩-١، يُفترض أن البرنامج والمتغيرات الأخرى X_i خارجية. مقاربة المعالجة-التأثير هي حالة خاصة تُعبّر عن التقدير ذي الصيغة المختزلة، في سياق يُخصّص فيه T_i لمجموعة فرعية من المجتمع الإحصائي ويتم فيه رصد Y_i وX_i أيضًا لمجموعات مقارنة منفصلة (انظر هيكمان وفيتلاسيل ٢٠٠٥). العلاقة الرئيسية موضع الاهتمام هي تلك العلاقة بين تدخّل السياسة والحصيلة، وتكمن في إثبات الصلاحية الداخلية لتأثير البرنامج (انظر الفصل الثالث).

ولكن في بعض الحالات، قد ينصب الاهتمام على نمذجة العوامل الأخرى المؤثرة على السياسات وY_i في هيكل أكثر شمولية. يمكن أن تساعد النماذج الهيكلية على إنشاء مخطط لتفسير تأثيرات السياسات من خلال الانحدارات، ولا سيما عند تأثير العديد من العوامل. تحدِّد هذه النماذج العلاقات بين المتغيرات أو العوامل الداخلية (مثل الحصائل Y) والخارجية.

من أمثلة النماذج الهيكلية المجموعة التالية من المعادلات المتزامنة (انظر وولدريدج ٢٠٠١):

$$Y_{1i} = \alpha_1 + \delta_1 Y_{2i} + \rho_1 Z_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad (٩-٢أ)$$

$$Y_{2i} = \alpha_2 + \delta_2 Y_{1i} + \rho_2 Z_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (٩-٢ب)$$

المعادلتان ٩-٢أ و٩-٢ب معادلتان هيكليتان للمتغيرات الداخلية Y_{1i}، Y_{2i}. في المعادلتين ٩-٢أ و٩-٢ب، يُعتبر Z_{2i} وZ_{1i} متجهي المتغيرات الخارجية، ويشملان على سبيل المثال خواص الأسر والأفراد

ضمن $E[Z'\varepsilon] = 0$. قد تكون السياسة T_i نفسها خارجية، ومن ثم تكون متضمنة في أحد المتجهات $Z_{ki}, k = 1, 2$. يسمح فرض قيود استبعاد، مثل استبعاد متغيرات معينة من كل معادلة، بالتوصل إلى التقديرات α_k، δ_k، ρ_k في النموذج. على سبيل المثال، يمكن تضمين متغير خارجي في Z_{1i} (مثل السياسة T_i إذا كان يُعتقد أنها متغير خارجي) لن يكون في Z_{2i} . كما يمكن تضمين متغير خارجي في Z_{2i} لن يكون في Z_{1i}.

لاحظ أنه يمكن حل المعادلتين الهيكليتين ٩-٢أ و٩-٢ب لإنشاء معادلة ذات صيغة مختزلة. على سبيل المثال، في حال إعادة ترتيب المعادلة ٩-٢ب بحيث يوجد Y_{1i} على الطرف الأيسر وY_{2i} على الطرف الأيمن، يمكن أخذ الفرق بين المعادلتين ٩-٢أ و٩-٢ب بحيث يمكن كتابة Y_{2i} بدلالة المتغيرين الخارجيين Z_{1i} وZ_{2i}:

$$Y_{2i} = \pi_0 + \pi_1 Z_{1i} + \pi_2 Z_{2i} + \upsilon_{2i} \quad (٩-٣)$$

في المعادلة ٩-٣، π_0، π_1 وπ_2، دوال للمَعلمات الهيكلية α_k، δ_k وρ_k، في المعادلتين ٩-٢أ و٩-٢ب، وυ_{2i} هو خطأ عشوائي يُعتبر دالة لـ ε_{1i}، وε_{2i}، وδ_k. التمييز الرئيسي بين المقاربة الهيكلية ومقاربة الصيغة المختزلة هو أنه في حال البدء من نموذج ذي صيغة مختزلة مثل المعادلة ٩-٣، يتم إغفال علاقات يُحتَمل أن تكون مهمة بين Y_{1i} و Y_{2i} الموصوفتين في المعادلات الهيكلية.

يقدم نموذج هيكمان (١٩٧٤) لاختيار العينة مثالاً مثيرًا للاهتمام في هذا السياق. في أحد الأشكال الأساسية جدًا لهذا النموذج (انظر هيكمان ٢٠٠١)، هناك ثلاث دوال حصائل محتملة، وهي Y_0، وY_1، وY_2:

$$Y_0 = g_0(X) + U_0 \quad (٩-٤أ)$$

$$Y_1 = g_1(X) + U_1 \quad (٩-٤ب)$$

$$Y_2 = g_2(X) + U_2. \quad (٩-٤ج)$$

في هذه المعادلات، يُعدّ Y_0، وY_1، وY_2 متغيرات كامنة قد لا تُرصد بالكامل (يمكن إما رصدها مباشرة أو رصد خيارات استنادًا إلى هذه المتغيرات). والحصائل Y هي بدورها دالة للخواص المرصودة (X) وغير المرصودة (U)، ويفسر النوع الثاني السبب في أن الأشخاص الذين يظهر تشابههم، من خلال عملية الملاحظة، ينتهي بهم المطاف بأن يتخذوا خيارات أو قرارات مختلفة.

في سياق نموذج توفير العمالة، يُمكن الإشارة إلى $Y_0 = \ln R$ بأنه أجر الارتباط (reservation wage) (وهو الأجر الأدنى الذي يتجاوب معه الباحث عن العمل لقبول الوظيفة)، و$Y_1 = \ln W$ بأنه الأجر السوقي (market wage). يعمل الفرد إذا كان الأجر السوقي يساوي على الأقل أجر الارتباط، $Y_1 \geq Y_0$. إذا كان Y_2 يمثل ساعات العمل وإذا كانت تفضيلات الشخص نفسها (وبالتالي المعلّمات) توجّه Y_2 وY_0، فإنه يمكن كتابة Y_2 بالصيغة التالية:

$$Y_2 = \frac{\ln W - \ln R}{\gamma}, \gamma > 0 \quad (٥-٩)$$

لذلك، تأخذ ساعات العمل المرصودة H القيمة $(\ln W - \ln R)/\gamma$ إذا كان $W \geq \ln R$ وتكون مفقودة بخلاف ذلك. ثم لا تُرصَد الأجور بعد ذلك إلا إذا كان الفرد يعمل —أي $W \geq \ln R$. هذه الصيغة هي تمثيل بسيط لنموذج هيكمان لاختيار العينة، حيث يؤدي سحب العينات الانتقائي للحصائل المحتملة إلى التحيز في الاختيار.

يمكن تجريبيًا تقدير النموذج (هيكمان ١٩٧٩) كما يلي:

$$Y_1^* = \beta X + \varepsilon_1 \quad (٦-٩أ)$$

$$Y_2^* = \gamma Z + \varepsilon_2 \quad (٦-٩ب)$$

هنا، X وZ هما متجها متغيرات مشتركة قد تتضمن المتغيرات الشائعة، والخطئان ε_1 وε_2 هما ثنائيا المتغير على نحو مشترك وموزعان طبيعيًا بمتوسط يساوي صفر وتباين يساوي Σ يكتسي المتغير الكامن Y_1^* أهمية، ولكن Y_1^* لا يمكن ملاحظته (أي أنه غير مفقود) إذا كان $Y_2^* > 0$. إن المواصفات الاقتصادية القياسية لهذا النموذج كإجراء من مرحلتين معروفة جيدًا وبسيطة من حيث التنفيذ في إعداد متغير تابع محدود (انظر، على سبيل المثال، مادالا ١٩٨٦).

ولكن، قد لا يكون تقدير المعلمات الهيكلية في سياقات أخرى بسيطًا. ربما ينصب الاهتمام على علاقات أعقد فيما بين متغيرات متجانسة $Y_{3i}, Y_{4i}, \ldots, Y_{Ki}$ ومتغيرات خارجية أخرى $Z_{3i}, Z_{4i}, \ldots, Z_{Ki}$. تتطلب إضافة معادلات هيكلية لهذه العلاقات قيود استبعاد إضافية، وافتراضات توزيعية للتمكّن من تحديد المعلمات الهيكلية.

في نهاية المطاف، قد نختار التخلي عن تقدير المَعلَمات من نموذج اقتصادي لصالح نموذج تأثير المعالجة إذا كنا نهتم حصريًا بتحديد ارتباط مباشر واحد بين السياسة T والحصائل التي تم تحقيقها Y لمجتمع إحصائي مستهدف، بمعزل عن العوامل المحتملة الأخرى. إلا أن إحدى مزايا بناء النماذج الاقتصادية هي أنها يمكن أن تلقي الضوء على كيفية عمل سياسة معينة في بيئة اقتصادية مختلفة عن السياق الحالي — أو حتى قبل تنفيذ السياسة (هيكمان ٢٠٠١). تنطوي تقييمات البرامج السابقة، التي نوقشت في الفصل الثاني وبمزيد من التفصيل لاحقًا في هذا الفصل، على نمذجة اقتصادية للتنبؤ بآثار البرامج. لاحظ أنه لا حاجة لأن تكون التقييمات السابقة هيكلية.

نمذجة تأثيرات السياسات

نظرًا لأن تأثيرات السياسات تتوقف إلى حد كبير على السياق، فإن تطبيق مقاربة واحدة لنمذجة تأثيرات السياسات في إطار اقتصادي أمر مستحيل. ولكن، يقدّم هذا الفصل بعض المعلومات الأساسية للمساعدة على تفسير كيفية إعداد هذه النماذج ومقارنتها مع البيانات الفعلية. وعلى الرغم من أن هناك عددًا من مقاربات النمذجة المختلفة، إلا أن التركيز هنا ينصب على النماذج التي تدرس تأثيرات الأسعار المحتملة الناتجة عن السياسات والصدمات على مشكلة تحقيق القدر الأقصى من المنفعة للأسر.

يستند هذا القسم إلى دراسات بورغينيون وفريرا (٢٠٠٣)، اللذان يقدمان مقاربة أكثر تفصيلاً، خطوة بخطوة، في نمذجة خيارات انخراط أفراد الأسرة في سوق العمل (توفير العمالة) في مواجهة التغييرات الضريبية. عمومًا، تُمثّل التفضيلات الأسرية (أو الفردية) كدالة منفعة U، والتي تعتمد نموذجيًا على اختياراتهم على الاستهلاك (c)

وتوفير العمالة (L): $U = U(c, L)$. الإشكالية بالنسبة إلى الأسرة أو الفرد هي أن تحقيق القدر الأقصى من المنفعة يبقى رهنًا بقيد الميزانية: $pc \leq y + wL + \tau$. أي أن قيد الميزانية يستلزم ألا تتجاوز النفقات pc (حيث p هي أسعار السوق للاستهلاك) الدخل المتأتي من مصادر أخرى غير العمل (y)، والمداخيل الأخرى المتأتية من العمل (wL، حيث w هو معدل أجور السوق للعمالة)، وتحويلًا مقترحًا τ من تدخل ضمن البرنامج.[1] إن حل إشكالية تحقيق القدر الأقصى هذا يتمثل في الإختياران المثاليان c^* وL^* (أي المستوى الأمثل للاستهلاك وتوفير العمالة). وهذان الإختياران يتبعان بدورهما للبرنامج τ وللمتغيرات الخارجية w وy وp.

يتطلب تقدير النموذج واشتقاق التغيرات في c وL من البرنامج بيانات حول c وL وw وy وp وτ فيما بين الأسر i. أي أنه من النموذج السابق، يمكن إنشاء توصيف اقتصادي قياسي لـ L، على سبيل المثال، فيما بين الأسر i، بدلالة الأسعار وتدخّل البرنامج.

$$L_i = f(w_i, y_i, p_i; \tau) \qquad (٧-٩)$$

ومن خلال تطبيق مقاربة النمذجة، يمكن أيضًا جعل المنفعة U تابعة للخواص الأسرية والاجتماعية الاقتصادية للأسرة X وأيضًا $U = U(c, L; X)$. ومن ثم، فإن التوفير الأمثل للعمالة وخيارات الاستهلاك في التوصيف الاقتصادي القياسي تابع أيضًا لـ X. ليس تقدير المعادلة ٩-٤ بسيطًا بالضرورة، فالأمر يعتمد على الصيغة الوظيفية لـ U. إلا أن الافتراضات حول استراتيجية الاستهداف للبرنامج تحدد أيضًا كيفية تقدير هذه المعادلة، كما هو مبين في دراسات الحالة في هذا الفصل.

تقدير تأثيرات السياسات في إطار الاقتصاد الكلي

يمكن أن تكون نمذجة تأثيرات سياسات الاقتصاد الكلي، كالضرائب أو تحرير التجارة أو التنظيم المالي، معقدة للغاية، لأنه من المحتمل أن تكون هذه السياسات متداخلة وأن تكون لها تأثيرات ديناميكية على سلوك الأسرة. وتؤثر الصدمات الاقتصادية، مثل الزيادات في أسعار السلع الأساسية أو قيود السيولة الناشئة عن الأزمة المالية العالمية الأخيرة أو كلاهما، على تنفيذ هذه السياسات والحصائل الأسرية؛ وتعتمد الآثار التوزيعية لهذه الصدمات أيضًا على مدى نمذجة عدم التجانس بين العوامل الاقتصادية (إيساما ناسّاه ٢٠٠٥).

أنشأ عدد من الدراسات (مثل التي قام بها تشن ورافاليون ٢٠٠٤؛ ديكسيت ١٩٩٠؛ لوكشين ورافاليون ٢٠٠٤) نماذج توازن عامة تتناول آثار تغيرات سياسة الاقتصاد الكلي والصدمات على سلوك الوكلاء الاقتصاديين (الأُسر والشركات) عبر القطاعات الاقتصادية. ويقدّم كل من بورغينيون، وبوسولو، وبيريرا دا سيلفا (٢٠٠٨)، إضافةً إلى إيساما ناسّاه (٢٠٠٥) مناقشة مفيدة لنماذج الاقتصاد الكلي المختلفة. ومن جديد، ينصب التركيز هنا على نموذج لتأثيرات الأسعار الناتجة عن تطبيق سياسات معينة على المنافع التي تجنيها الأسرة وأرباح الشركات.

المربع ٩-١

دراسة حالة: آثار الإصلاح التجاري في الصين على الفقر

درس تشين ورافاليون *(٢٠٠٤)* تأثيرات انضمام الصين إلى منظمة التجارة العالمية عام ٢٠٠١ والتخفيف الذي صاحب ذلك للقيود التجارية *(خفض التعريفات الجمركية ودعم الصادرات، على سبيل المثال)* على رفاهية الأسرة. وبالتحديد، قاما بنمذجة التأثير على الأجور والأسعار التي تواجه الأسر، ثم طبقا النموذج على بيانات من مسوحات أسر ريفية وحضرية في الصين لقياس آثار الرفاهية.

النموذج

وفي نموذجهما، منافع الأسر أو تفضيلاتها، تُعتبر U تابعة لمتجه استهلاك q^d *(متجه السلع* $j = 1,\ldots,m$ التي تستهلكها الأسرة*)* وتوفير العمالة L *(تتضمن العمل الخارجي والعمل في أنشطة الإنتاج الخاصة بالأسرة)*. تختار الأسرة q^d وL رهنًا بميزانيتها المتوفرة أو قيد الميزانية، التي تتبع سعر السلع الاستهلاكية p^d، والأجور السوقية للعمالة w، والأرباح من المشاريع الشخصية للأسرة π التي تساوي الإيرادات مطروحًا منه التكاليف. وبالتحديد، $\pi = p^s q^s - p^d z - wL^0$، حيث p^s متجه j أسعار التوريد لكل سلعة، وq^s هو متجه الكميات المورّدة، وw هو متجه معدلات الأجور، وL^0 هو متجه المدخلات في أنشطة الإنتاج الخاصة للسلعة j في الأسرة، وz هو متجه سلع المدخلات المستخدمة في إنتاج مخرجات الأسرة. لا يوجد تقنين على مستوى الأسرة.

استنادًا إلى الرموز التي استخدمت في الدراسات التي أجراها تشين ورافاليون *(٢٠٠٤)*، يمكن كتابة عملية اتخاذ القرار في الأسرة على أنها $\max_{\{q^d, L\}} U(q^d, L)$، وتخضع للقيد $p^d q^d = wL + \pi$. يعكس القيد استهلاكًا يساوي إجمالي أرباح الأسرة ودخلها. يتم الحصول على أرباح الأسرة π من إشكالية تحقيق القدر الأقصى $\max_{\{z, L^0\}} \left[p^s q^s - p^d z - wL^0 \right]$، ويخضع للقيد $q_j^s \le f_j(z_j, L_j^0), j = 1,\ldots,m; \sum_j z_j \le z; \sum_j L_j^0 \le L^0$. تعكس القيود هنا الكمية الموردة من السلعة j الأقل أو تساوي إنتاج السلعة j؛ العدد الكلي من المدخلات z والعمالة ضمن الأسرة L^0 المستخدمة في إنتاج السلعة j ليست أكثر من العدد الكلي لهذه المدخلات المتوالية المتاحة للأسرة.

حلّ تشين ورافاليون *(٢٠٠٤)* بعد ذلك إشكاليتي تحقيق القدر الأقصى هاتين لاشتقاق معادلة تقدير تأثير تغيرات الأسعار المتعلقة بالإصلاح التجاري على القيمة النقدية للتغير في المنفعة للأسرة i:

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

وهنا، υ_π هي المنفعة الهامشية للأسرة i، و$L_k^s = L_k - L_k^0$ هو توفير العمالة خارج الأسرة في النشاط k. للتبسيط، أُلغي الرمز السفلي i من المتغيرات.

المربع ٩-١ **دراسة حالة: آثار الإصلاح التجاري في الصين على الفقر (تابع)**

تقدير

استخدمَ تشين ورافاليون (٢٠٠٤) - لحساب الآثار على الأسر تجريبيًا استنادًا إلى نموذجهما - بيانات من مسح الأسر الريفية في الصين لعام ١٩٩٩ ومسح الأسر الحضرية (افترضا أن تخفيف قيود السياسات التجارية كان سيبدأ في فترة الإعداد لانضمام الصين عام ٢٠٠١) بالإضافة إلى تقديرات من إيانشوفيتشينا ومارتن (٢٠٠٤) لتغيرات الأسعار خلال الفترتين ١٩٩٥-٢٠٠١ و٢٠٠١-٢٠٠٧. وفي النهاية، على أساس عينة من حوالي ٨٥٠٠٠ أسرة شاركت في المَسحين، توصّل تشين ورافاليون إلى آثار صغيرة فقط على معدل فقر الأسرة، وعدم المساواة، والدخل الناتج عن تخفيف قيود التجارة. ولكن الأسر في المناطق الحضرية استجابت بإيجابية أكبر في البيئة الجديدة بالمقارنة مع نظيرتها في المناطق الريفية. ناقش تشين ورافاليون في تحليلهما أيضًا القيمة المحتملة لنموذج ديناميكي في هذا الإعداد وليس في النموذج الثابت المستخدم في الدراسة.

يصف المربع ٩-١ دراسة ذات صلة أجراها تشين ورافاليون (٢٠٠٤)، اللذين أنشآ تحليل توازن عامٍ لنمذجة آثار الإصلاح التجاري في الصين على فقر الأسرة.

نمذجة سلوك الأسرة في حالة المعالجة الفردية: دراسات حالة على نماذج الإعانات المدرسية

على النحو الوارد في الفصل الثاني، التقييمات السابقة، التي تبني نماذج اقتصادية للتنبؤ بآثار البرامج قبل التنفيذ الفعلي، لديها الكثير مما يمكنها أن تقدمه لتوجيه تصميم البرنامج والتقييمات اللاحقة أيضًا. ويمكن أن تساعد على تخفيض التكاليف بتركيز انتباه واضعي السياسات على نواحٍ يُحتمل أن تكون فيها الآثار أكبر، وتوفير إطار لفهم كيفية تشغيل البرنامج أو السياسة في بيئة اقتصادية مختلفة إذا غُيّرت بعض المَعلمات (مثل معدلات العائد على رأس المال أو الأسعار الأخرى).

إن عمليات محاكاة الواقع المضاد جزء مهم من تمرين التقييم السابق. أي أن على الباحث بناء عينة واقع مضاد من شأنها تمثيل الحصائل والخواص الأخرى للمجموعة الضابطة لو أنها تلقت سياسة الواقع المضاد. يتطلب إنشاء هذه العينة نموذجًا لوصف كيفية استجابة المجموعة لهذه السياسة.

يضم الفصل الثاني أيضًا مثالًا من تود ووولبين (٢٠٠٦أ، ٢٠٠٦ب)، اللذين درسا تأثيرات الإعانات المدرسية التي وفرها برنامج PROGRESA (Programa de Educación, Salud y Alimentación، أو برنامج التعليم والصحة والتغذية) في المكسيك (يُطلق عليه، حاليًا، اسم Oportunidades) على حضور الأطفال إلى المدرسة. طوّر تود ووولبين (٢٠٠٦ب) خلال تصميم النماذج الهيكلية التي تستند إليها تنبؤاتهما السابقة وقدّرا نموذجًا سلوكيًا ديناميكيًا للتعليم والخصوبة استخدماه للتنبؤ بتأثيرات برنامج Oportunidades على هذه الحصائل، وقارنا هذه التقديرات

مع تأثيرات البرنامج الفعلية اللاحقة. هذا النموذج مشروح بمزيد من التفصيل في المربع ٩-٢. يحدّد تود ووولبين (٢٠٠٦أ) نموذجًا أبسط للأُسر عن الموضوع نفسه، موضحًا في المربع ٩-٣.

المربع ٩-٢

دراسة حالة: تأثيرات الإعانات المدرسية على حضور الأطفال في إطار برنامج PROGRESA (Oportunidades) في المكسيك: مقارنة التنبؤات السابقة والتقديرات اللاحقة — الجزء الأول

مثّل تود ووولبين (٢٠٠٦ب)، في نموذجهما الذي يدرس تأثير إعانات التعليم ضمن مشروع Oportunidades على حضور الأطفال في المدارس، عملية ديناميكية لاتخاذ الأسر لقراراتها، حيث يتخذ الوالدان قرارات متعاقبة خلال فترة زمنية محدودة بشأن كيفية قضاء أطفالهم (٦-١٥ عامًا) وقتهم في التعليم والعمل، إضافةً إلى خصوبة الوالدين. كانت أجور البالغين والأطفال متغيرات خارجية، وقد وضع ذلك النموذج افتراضًا محددًا مهمًا مفاده أن أجور الأطفال تتباين حسب القرب من المدينة الكبرى المجاورة. يحصل الوالدان على منفعة من أطفالهم، بما فيها تعليمهم وأوقات فراغهم، ولكن استهلاك الأسرة (الذي يزيد المنفعة) يزداد أيضًا بزيادة أرباح الأطفال. تؤثر الخواص غير المرصودة على التفضيلات، وعلى أرباح البالغين والأطفال المنتمين إلى مختلف الأسر، وهذه المتغيرات أيضًا تخضع للصدمات المتغيرة مع الزمن.

يُقدَّر النموذج بعد ذلك بناءً على الخواص الأولية للمجموعة الضابطة والتي تحاكي تقديم الإعانة أيضًا. قورنت بعد ذلك معدلات الحضور الناتجة المتنبأ بها للأطفال في المجموعة الضابطة مع معدلات الحضور اللاحق للمشاركين ضمن التجربة العشوائية. توصّل تود ووولبين (٢٠٠٦ب) في هذه الدراسة إلى أن النموذج ذو قدرة أفضل على التنبؤ بمعدلات الحضور الناتجة للفتيات أكثر من الفتيان. وأجريا أيضًا تجارب واقع مضاد على صيغ بديلة للإعانة، وتوصلا إلى جدول آخر للدعم يعطي عند تكلفة مشابهة تحصيلًا مدرسيًا أعلى من الجدول القائم.

المربع ٩-٣

دراسة حالة: تأثيرات الإعانات المدرسية على حضور الأطفال في إطار برنامج PROGRESA (Oportunidades) في المكسيك: مقارنة التنبؤات السابقة والتقديرات اللاحقة — الجزء الثاني

حدّد تود ووولبين (٢٠٠٦أ)، من أجل مسألة التقييم نفسها الواردة في المربع ٩-٢، نموذج أسرة أبسط لدراسة تأثيرات الإعانات المدرسية على حضور الأطفال.

النموذج

في هذا النموذج، تتخذ الأسرة قرارًا لفترة واحدة بشأن إرسال أطفالها إلى المدرسة أو العمل. ووفقًا لترميزهما، فإن منفعة الأسرة U هي دالة تابعة للاستهلاك (c) وما إذا كان الطفل يرتاد المدرسة أم لا (s). إذا لم يكن الطفل يذهب إلى المدرسة، فيُفترض أنه يعمل في الخارج مقابل أجر w. تحلّ حينها الأسرة المسألة $\max_{\{s\}} U(c,s)$، بمعرفة قيد الميزانية $c = y + w(1-s)$، حيث y هو دخل الأسرة. وحينها يكون قرار التعليم الأمثل s^* مبنيًا على دخل الأسرة وأجور الأطفال، $s^* = \phi(y, w)$. عند إدراج الإعانة v.

المربع ٩-٣

دراسة حالة: تأثيرات الإعانات المدرسية على حضور الأطفال في إطار برنامج PROGRESA (Oportunidades) في المكسيك: مقارنة التنبؤات السابقة والتقديرات اللاحقة — الجزء الثاني (تابع)

إذا كانت الأسرة ترسل أطفالها إلى المدرسة، فإن قيد الميزانية يصبح $c = y + w(1 - s) + \upsilon s$ ويمكن إعادة كتابته بالصيغة $c = (y + \upsilon) + (w - \upsilon)(1 - s)$. بعد ذلك، بتعريف $y_n = (y + \upsilon)$ و$w_n = (w - \upsilon)$فإن قرار التعليم الأمثل الذي يُتخذ بناءً على هذا السيناريو الجديد هو $s^{**} = \phi(y_n, w_n)$. لذلك، يماثل قرار التعليم لأسرة دخلها y ودخل الأطفال المتوقع لديها w وتتلقى الإعانة خيار التدريس لأسرة دخلها y_n ودخل الأطفال المتوقع لديها w_n.

تقدير

لذلك، بناءً على استراتيجية تجريبية، يمكن تقدير تأثير برنامج الإعانات على الحضور على أفضل نحو بمطابقة أطفال من أسر لديها مخطط دخل وأجر أطفال (y_n, w_n) مع أسر لديها المخطط (y, w) في منطقة دعم مشترك (انظر الفصل الرابع). قدّر تود وووليين (٢٠٠٦أ) الحصائل المطابقة لا معلميًا، باستخدام مقدّر انحدار النواة. لاحِظ أنه لا حاجة لتوصيف صيغة دالية U للحصول على التأثيرات المتنبأ بها من البرنامج. كما نوقش في المربع ٢-٥ في الفصل الثاني، وجد تود وووليين أن التقديرات المتوقعة للأطفال الذين تتراوح أعمارهم من ١٢ إلى ١٥ عامًا كانت مماثلة للتقديرات التجريبية اللاحقة في نفس الفئة العمرية. بالنسبة للفئات العمرية الأخرى، يقلّل النموذج من تقدير الحضور بالمقارنة مع الحصائل الفعلية للمشاركين.

في تقييم سابق آخر لبرنامج إعانات مدرسي، استخدم بورغينيون وفيريرا وليتي (٢٠٠٣) نموذج منفعة عشوائي بصيغة مختزلة للتنبؤ بأثر برنامج بولسا إسكولا (Bolsa Escola) في البرازيل. أُنشئ برنامج بولسا إسكولا (Bolsa Escola) في شهر أبريل ٢٠٠١ لتقديم إعانات للأسر التي يقل دخلها عن ٣٠ دولارًا أمريكيًا، وهذا مشروط باستيفاء بعض المعايير. أولًا، يجب أن يكون جميع الأطفال الذين تتراوح أعمارهم بين ٦ و١٥ عامًا في الأسرة مسجلين في المدرسة. ثانيًا، يجب أن يكون معدل الحضور ٨٥ بالمائة على الأقل في أي شهر. يوضح المربع ٩-٤ المزيد من التفاصيل عن المقاربة السابقة.

الخلاصات

قدم هذا الفصل لمحة عامة عن نماذج اقتصادية يمكن أن تلقي الضوء على الآليات التي تؤثر بها البرامج على خيارات الأسرة المعيشية والحصائل المرتبطة بها. ويمكن أن يساعد بناء نماذج اقتصادية على توفير التكاليف من خلال تركيز انتباه صانعي السياسات على المجالات التي يحتمل أن تكون الآثار فيها أكبر. ويمكن أن توفر النماذج الاقتصادية أيضًا إطارًا مُسبقًا لفهم كيف يمكن أن يعمل البرنامج أو السياسة في بيئة اقتصادية مختلفة في حال تغيير بعض المعلمات (مثل معدلات العائد على رأس المال أو الأسعار الأخرى). ولكنّ تقدير النماذج الاقتصادية ليس بسيطًا بالضرورة، حيث تؤثر الدراسة المتأنية للافتراضات والصيغ الوظيفية للمعادلات في النموذج على استراتيجية التقدير.

المربع ٤-٩

دراسة حالة: تأثيرات الإعانات المدرسية على حضور الأطفال بموجب برنامج Bolsa Escola في البرازيل

تناول بورغينيون وفيريرا وليتي (٢٠٠٣) في تقييمهم السابق لبرنامج Bolsa Escola ثلاثة سيناريوهات مختلفة k لقرارات التدريس والعمل المتعلقة بالأطفال.

النموذج

السيناريو الأول ($k = 1$) هو ما إذا كان الطفل يربح المال في سوق العمالة ولكنه لا يرتاد المدرسة؛ والسيناريو الثاني ($k = 2$) هو ما إذا كان الطفل يعمل ويرتاد المدرسة، والسيناريو الثالث ($k = 3$) هو ما إذا كان الطفل يرتاد المدرسة فقط. باتباع ترميزهم، يمكن تحديد منفعة الأسرة التي تجنيها من عمل الطفل i على أنها $U_k^i = z_i\beta^k + \alpha^k(Y_i + y_i^k) + \varepsilon_i^k, k = \{1,2,3\}$. هنا، يمثل z_i متجهًا لخواص الطفل والأسرة، وY_i هو دخل الأسرة بعد طرح أرباح الطفل، و y_i^k هو الدخل الذي يكسبه الطفل (اعتمادًا على السيناريو k)، وε_i^k هو حد عشوائي يمثل تفضيلات محددة.

يمكن تبسيط أرباح الطفل y_i^k في دالة منفعة الأسرة بتعويض أشكالها المحققة في سيناريوهات مختلفة. في حالة $k = 1$، يكون y_i^k مساويًا لـ w_i أو الأرباح المرصودة للطفل. في حالة $k = 2$، يقضي الطفل M من وقته في العمل، ومن ثم يكون y_i^k مساويًا لـ Mw_i. أخيرًا، في حالة $k = 3$، أرباح السوق للطفل تساوي الصفر، ولكن لا يزال من المفترض أن يشارك الطفل في بعض الإنتاج المحلي، الذي يُرمز له بـ Λw_i، حيث Λ غير مرصود. لذلك، يمكن إعادة كتابة المنفعة U بصيغة دالة شبيهة بنموذج توفير عمالة باختيار منفصل، $U_k^i = z_i\beta^k + \alpha^k Y_i + \rho^k w_i + \varepsilon_i^k$، حيث $\rho^1 = \alpha_1$، $\rho^2 = \alpha_2$، M، $\rho^3 = \alpha_3$، Λ.

تقدير

استخدم كل من بورغينيون وفيريرا وليتي (٢٠٠٣) في إستراتيجيتهم التجريبية بعد ذلك توصيف المنفعة هذا لإنشاء نموذج لوغاريتمي متعدد الحدود لتقدير تأثيرات البرنامج على متغيرات خيار التعليم S_i. وبالتحديد، $S_i = 0$ إذا كان الطفل لا يذهب إلى المدرسة (يعمل بدوام كامل في المنزل أو خارجًا في السوق)، و$S_i = 1$ إذا كان الطفل يرتاد المدرسة ويعمل خارج المنزل، و $S_i = 2$ إذا كان الطفل يرتاد المدرسة. استخدم بورغينيون وفيريرا وليتي (٢٠٠٣) بيانات المسح الوطني الأسري الذي أُجري عام ١٩٩٩ للأطفال بين ١٠ و١٥ عامًا واستعادوا تقديرات $\beta^k, \alpha^k, \varepsilon_i^k$ الخاصة باحتمال البديل $k, k = \{1,2,3\}$ لمحاكاة تأثير برنامج الدعم على قرار تعليم الأطفال أو عملهم من خلال اختيار الدالة ذات المنفعة العليا عبر السيناريوهات الثلاثة المختلفة. وقد وُجد أن القيمة المقدّرة لـ M، والمشتقة من مقارنة الأرباح بين الأطفال الذين كانوا يعملون ولا يرتادون المدرسة مع أرباح الأطفال الذين يرتادون المدرسة، تساوي ٧٠ بالمائة تقريبًا. كانت القيمة المقدّرة لـ Λ تساوي ٧٥ بالمائة. وتوصلوا أيضًا إلى أن نسبة الأطفال الذين يدرسون ويعملون في نفس الوقت تميل إلى الزيادة، ما يشير إلى أن للبرنامج تأثيرًا أقل على العمل عندما يذهب الأطفال بالفعل إلى المدرسة. توصّل كل من بورغينيون وفيريرا وليتي، من خلال نموذج المحاكاة، إلى أن هناك انخفاضات كبيرة في مستوى الفقر الذي يعيشه الأطفال الذين تتراوح أعمارهم بين ١٠ و١٥ عامًا.

ملاحظة

١. مرة أخرى، على الرغم من أن النموذج الاقتصادي يجب أن يكون بسيطًا قدر الإمكان، وأن يظل يحتفظ بمعلومات كافية لوصف العوامل ذات الصلة التي تؤثر على الأسرة أو السلوك الفردي، فإن التحديد هنا هو توصيف أساسي للغاية. وتعتمد التوصيفات الأكثر تفصيلًا للمتغيرات التي تدخل في المنفعة وقيد الميزانية، وكذلك الافتراضات المرافقة، على السياق الذي توجد فيه الأسر. توضح دراسات الحالة في هذا الفصل كيف يمكن أن يختلف هذا الإعداد عبر السياقات الاقتصادية المختلفة.

المراجع

Bourguignon, François, Maurizio Bussolo, and Luiz A. Pereira da Silva, eds. 2008. *The Impact of Mac- roeconomic Policies on Poverty and Income Distribution: Macro-Micro Evaluation Techniques and Tools*. Washington, DC: World Bank and Palgrave Macmillan.

Bourguignon, François, and Francisco H. G. Ferreira. 2003. "Ex Ante Evaluation of Policy Reforms Using Behavioral Models." In *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribu- tion: Evaluation Techniques and Tools,* ed. François Bourguignon and Luiz A. Pereira da Silva, 123–41. Washington, DC: World Bank and Oxford University Press.

Bourguignon, François, Francisco H. G. Ferreira, and Philippe Leite. 2003. "Conditional Cash Trans- fers, Schooling, and Child Labor: Micro-simulating Brazil's Bolsa Escola Program." *World Bank Economic Review* 17 (2): 229–54.

Chen, Shaohua, and 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 Poli-
cies." 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." *Jour- nal of Political Economy* 109 (4): 673–748.

Heckman, James J., and Edward J. Vytlacil. 2005. "Structural Equations, Treatment Effects, and Econo- metric Policy Evaluation." *Econometrica* 73 (3): 669–738.

Ianchovichina, Elena, and Will Martin. 2004. "Impacts of China's Accession to the World Trade Orga- nization." *World Bank Economic Review* 18 (1): 3–27.

Lokshin, Michael, and 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, and Kenneth Wolpin. 2006a. "Ex Ante Evaluation of Social Programs." PIER Working Paper 06-122, Penn Institute for Economic Research, University of Pennsylvania, Philadelphia.

———. 2006b. "Using a Social Experiment to Validate a Dynamic Behavioral Model of Child School- ing and Fertility: Assessing the Impact of School Subsidy Program in Mexico." *American Eco- nomic Review* 96 (5): 1384–417.

Wooldridge, Jeffrey M. 2001. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

١٠. الخلاصات

تـدرس طـرق تقييـم الأثـر مـا إذا كانـت تأثيـرات البرنامـج قابلـة *للتحديـد*. أي أنهـا تسـعى إلـى فهـم مـا إذا كانـت التغييرات في حصائل مثل الاستهلاك والصحة يمكن أن تُعزى إلى البرنامج نفسه - وليس إلى سبب آخر. يصف هذا الكتاب الطرق الكمية الرئيسية المستخدمة بصورة أساسية في التقييمات اللاحقة لأثر البرامج والسياسات. ويناقش أيضًا الكيفية التي يمكن من خلالها قياس الآثار التوزيعية، فضلاً عن المقاربات المسبقة التي تتنبأ بحصائل البرامج والآليات التي تؤثر بها البرامج على المناطق المستهدفة.

تسعى التقييمات العشوائية إلى تحديد تأثير البرنامج بتحديد مجموعة من الأشخاص الذين يتشاركون في خواص ملحوظة متشابهة (على سبيل المثال، الدخل وفرص الربح) وتخصيص المعالجة عشوائيًا لمجموعة فرعية من هذه المجموعة. بعد ذلك، يؤدي الأشخاص غير الخاضعين للمعالجة دور مجموعة مقارنة لمحاكاة حصائل الواقع المضاد. تنفي هذه الطريقة مشكلة تحيّز الاختيار من الخواص غير الملحوظة.

ولكن التقييمات العشوائية قد لا تكون ممكنة دائمًا. وفي هذه الحالة، يلتفت الباحثون إلى ما يسمى بالطرق غير التجريبية. الإشكالية الأساسية في التصميم غير التجريبي هي أنه لا يتم تعيين الأفراد عشوائيًا للبرامج في معظم الأحيان، ويحدث نتيجة لذلك تحيز في الاختيار في تقييم أثر البرنامج. يناقش هذا الكتاب عددًا من المقاربات التي تعالج هذه الإشكالية. تسعى طرق مطابقة درجات الميل، على سبيل المثال، إلى تقليل التحيز من خلال مطابقة الأسر المنتمية إلى المجموعة المعالجة والمجموعة الضابطة على أساس المتغيرات المشتركة التي يمكن رصدها. لذلك، تفترض طرق مطابقة درجة الميل أن تحيز الاختيار لا يعتمد إلا على الخصائص المرصودة، ولا يمكن أن يفسر عدم التجانس غير المرصود في المشاركة.

يمكن استخلاص مزيد من المعلومات إذا تم تتبع الحصائل لكل من المشاركين وغير المشاركين خلال فترة زمنية تعدّ كافية لمتابعة أي آثار للتدخل. من المقاربات الشائعة للتقييم غير التجريبي طريقة الاختلاف في الاختلافات (يرمز له بـ (DiD) أو (DD))، على الرغم من أن هذه الطريقة يمكن أن تُستخدم في المقاربات التجريبية. تفترض هذه الطريقة أنه في حال تتبع الحصائل لكل من المشاركين وغير المشاركين على مدار فترة زمنية، فإن مثل هذا التتبع سيوفر أساسًا جيدًا لتحديد تأثير البرنامج. إذن مع طريقة الاختلاف في الاختلافات، توفّر التغيرات المرصودة بمرور الزمن لغير المشاركين واقعًا مضادًا للمشاركين. تفترض طرق الاختلاف في الاختلافات أن عدم التجانس غير المرصود موجود بالفعل، وأنه لا يتغير مع مرور الوقت - يُحدَّد تأثير المعالجة من خلال معرفة قيمة الفرق في الحصائل فيما بين وحدات المعالجة والوحدات الضابطة قبل تدّخل البرنامج وبعده.

تحدِّد طريقة المتغير المساعد الاختلاف الخارجي في المعالجة باستخدام متغير ثالث يؤثر على المعالجة فقط، وليس العوامل غير المرصودة المرتبطة بالحصيلة موضع الاهتمام. تخفِّف طرق المتغير المساعد الافتراضات حول طبيعة عدم التجانس غير المرصود التي لا تتغير رغم مرور الوقت. يمكن تطبيق هذه المقاربات على بيانات المقطع العرضي أو البيانات الطولية المُجمَّعة، وفي الحالة الأخيرة تسمح بتغيّر التحيز في الاختيار على الخواص غير المرصودة لتناسب التغير الحاصل مع مرور الوقت. يمكن إنشاء أدوات مساعدة من تصميم البرنامج (على سبيل المثال، إذا كان البرنامج محل الاهتمام موزعًا عشوائيًا، أو من قواعد خارجية في تحديد مَن كان مؤهلاً للبرنامج)، وكذلك من الصدمات الخارجية الأخرى غير المترابطة مع الحصائل موضع الاهتمام.

إن طرق انقطاع الانحدار والطرق المتوالية هي امتداد للطرق المساعدة المتنوعة والطرق التجريبية التي تستخدم قواعد البرنامج الخارجية (مثل متطلبات الأهلية) لمقارنة المشاركين وغير المشاركين في المحيط المجاور لنقطة انقطاع القاعدة. تنشئ الطرق المتوالية تحديدًا مجموعة مقارنة من خاضعين للدراسة المؤهلين للمشاركة في البرنامج ولكنهم لم يشاركوا بعد.

على الرغم من أن الطرق التجريبية هي، من الناحية النظرية، المقاربة المثالية لتقييم الأثر، إلا أن الطرق غير التجريبية تُستخدَم بصورة متكررة عمليًا إما لأن مديري البرامج ليسوا حريصين جدًا على الاستبعاد العشوائي لأجزاء معينة من المجتمع الإحصائي من التدخل أو لأن المقاربة العشوائية لا تتناسب مع المشاريع العملية السريعة التي لا يتوفر فيها وقت لإجراء تجارب. وحتى في حالة التصميم التجريبي، تعتمد جودة تحليل الأثر في النهاية على طريقة تصميمه وتنفيذه. وغالبًا ما تعيق إشكاليات الامتثال والتداعيات وتحيز العينة غير المرصود التحديد السليم لتأثيرات البرنامج من خلال التوزيع العشوائي. ولكن الطرق غير التجريبية، مثل مطابقة درجة الميل والاختلاف في الاختلافات واستخدام متغيرات مساعدة، لها نقاط قوتها وضعفها، ومن ثم فإنها من المحتمل أن تكون خاضعة للتحيّز لأسباب عديدة، منها التصميم المعيب لهيكل التقييم.

يتناول هذا الكتاب أيضًا طرقًا لدراسة الآثار التوزيعية للبرامج، بالإضافة إلى مقاربات النمذجة التي يمكن أن تسلط الضوء على الآليات (مثل قوى السوق الوسيطة) التي يكون للبرامج أثر من خلالها. يمكن تقدير الرفاهية على مستويات مختلفة، على سبيل المثال، بين الأفراد أو الأسر، وكذلك بالنسبة إلى المناطق الجغرافية مثل القرى أو المقاطعات أو حتى البلدان بأكملها. ويمكن أيضًا التمييز بين الآثار بدقة أكبر حسب الجنس أو النسب المئوية للدخل أو الخواص الاجتماعية الاقتصادية أو الديموغرافية الأخرى. ويمكن أن يساعد احتساب الفروق الدقيقة في تأثيرات البرنامج، سواء كان ذلك عبر توزيع الدخل أو من خلال نماذج تفاعلات السوق، على فهم آليات تأثيرات البرنامج. كما يمكن أن يساعد أيضًا على الحد من التكاليف من خلال تركيز انتباه واضعي السياسات على المجالات التي يُحتمل أن تكون الآثار فيها أكبر.

وفي الواقع، ربما لا يكون إجراء محدد أو طريقة تقييم واحدة مثالية، ويكون من الحكمة التحقق من الاستنتاجات بطرق بديلة. يمكن الدمج بين طرق تقييم سابق ولاحق مختلفة، شأنها شأن المقاربات الكمية والنوعية. الدرس الرئيسي من ممارسة تقييم الأثر هو أن تطبيق طرق محددة لتقييم برنامج ما يعتمد بصورة حاسمة على فهم تصميم عمليات التدخل وتنفيذها، والغايات والآليات التي يمكن من خلالها تحقيق أهداف البرامج، والخواص المفصلة للمناطق المستهدفة وغير المستهدفة. ومن خلال إجراء تقدير جيد للأثر خلال سير البرنامج، وبالبدء مبكرًا في تصميم المشروع وتنفيذه، يمكن الحكم على ما إذا كان يمكن تغيير جوانب محددة من البرنامج لجعله أفضل.

الجزء ٢

تمارين Stata

١١. مقدمة إلى Stata

مجموعات البيانات المستخدمة في تمارين Stata

تركز هذه الدورة بقدر كبير على ستاتا (STATA)، وتَستخدم مجموعة فرعية من المعلومات المستخلصة من مسح الأسر المعيشية ببنغلاديش للفترة ١٩٩١/٩٢ - ١٩٩٨/٩٩، التي أجراها معهد بنغلاديش لدراسات التنمية بالاشتراك مع البنك الدولي. وتجدر الإشارة إلى أنه تم جمع هذه المعلومات على مستوى الفرد والأسرة والمجتمع. نصف فيما يلي مجموعات البيانات وبنية الملفات المستخدمة في هذه التمارين. يمكن تنزيل ملفات بيانات هذه التمارين من الموقع الإلكتروني للبنك الدولي، وكما ذكرنا سابقًا، فإنها تمثل مجموعات فرعية من البيانات الفعلية لاستخدامها في هذه التمارين فقط. يمكن الوصول إلى الموقع الإلكتروني بإتباع الخطوات التالية:

١. ادخل الى الموقع الإلكتروني http://econ.worldbank.org.
٢. في الجزء السفلي من الزاوية اليمنى، تحت *Resources (الموارد)*، *انقر فوق: People and Bios (الموظفون والسير الذاتية)*.
٣. انقر فوق: *Research Staff (فريق عمل البحث)*، *وستجده مرتبًا ترتيبًا أبجديًا*.
٤. تحت حرف "K" حدد: *Shahidur R. Khandker*.
٥. اضغط على رابط الكتاب: *دليل تقييم الأثر*.

وبدلاً من ذلك، يمكن الوصول إلى الموقع الإلكتروني من: http://go.worldbank.org/FE8098BI60.
يحتوي هذا الموقع على مجموعة البيانات الأصلية الكاملة وملفات المجموعة الفرعية المتعلقة بهذه التمارين.

بنية الملفات

تَستخدم هذه التمارين وتُنتج العديد من الملفات. ولكن هناك ثلاثة أنواع أساسية من ملفات Stata. يتضمن النوع الأول مجموعات البيانات (يعرف باللاحقة dta.)، ويتضمن النوع الثاني برامج Stata (يعرف باللاحقة do.)، بينما يتضمن النوع الأخير سجلات العمل المنجز في Stata ومخرجاته (يعرف باللاحقة log.). للحفاظ على تنظيم هذه الملفات، تم إنشاء بنية الدليل التالية:

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

وصف الملفات

توجد ملفات البيانات في c:\eval\data. وهناك ثلاثة ملفات بيانات:

١. *hh_91.dta*. يحتوي هذا الملف على بيانات الأسر لعام ١٩٩١ والتي تتضمن معلومات عن ٨٢٦ أسرة (الملاحظات). تشمل هذه البيانات ٢٤ متغيرًا انطلاقًا من المعلومات المستخلصة على مستوى الأسرة (المستوى التعليمي لرب الأسرة، وملكية الأراضي، والإنفاق، وما إلى ذلك)

والقرية (البنية التحتية، ومعلومات عن أسعار السلع الاستهلاكية الرئيسية، وما إلى ذلك).

٢. *hh_98.dta*. يعد هذا الملف نسخة ملف *hh_91.dta* ولكن لبيانات طولية مُجمَّعة عام ١٩٩٨. ويتضمن معلومات عن ٣٠٣ أسر جديدة، ما يجعل العدد الإجمالي للأسر (الملاحظات) ١١٢٩ أسرة. تشمل هذه البيانات نفس متغيرات *hh_91.dta* على مستوى الأسرة والقرية.

٣. *hh_9198.dta*. هذه مجموعة بيانات طولية مُجمَّعة مقتصرة على ٨٢٦ أسرة تمت مقابلتها في كلا العامين. وتتخذ شكل سلسلة زمنية.

يوضح الشكل ١١-١ قائمة المتغيرات التي شملتها مجموعة البيانات.

يحتوي المجلد do. على ملفات البرنامج (do.) الخاصة بتقنيات تقييم الأثر المختلفة. تحتوي هذه الملفات على جميع أكواد Stata اللازمة لتطبيق أمثلة الفصل المقابل (ملف Microsoft Word) الذي يتضمن التجارب العملية. يمكن استخدام مقطع من ملف do. لمثال معين أو حالة معينة، أو يمكن استخدام ملف do. بالكامل لتطبيق جميع أمثلة الفصول.

يحتوي المجلد log. على جميع المخرجات التي تم إنشاؤها عن طريق تشغيل ملفات do.

تمرين البداية: مقدمة إلى Stata

STATA هي حزمة برامج إحصائية توفر عددًا كبيرًا من إجراءات التقدير الإحصائي والاقتصادي. باستخدام Stata، نستطيع إدارة البيانات وتطبيق الطرق الإحصائية والاقتصادية القياسية بسهولة مثل تحليل الانحدار والتحليل المحدود المتغير التابع للبيانات المقطعية أو الطولية.

البدء

ابدأ جلسة Stata بالنقر مرتين فوق رمز Stata على سطح المكتب. تتكون بيئة الحوسبة Stata من أربع نوافذ رئيسية. يمكن تغيير حجم وشكل هذه النوافذ، ويمكن تحريكها على الشاشة. يوضح الشكل ١١-٢ الشكل العام لها ووصفها.

بالإضافة إلى هذه النوافذ، تحتوي بيئة Stata على قائمة وشريط أدوات في الأعلى (لإجراء عمليات Stata) وشريط حالة الدليل في الأسفل (يعرض الدليل الحالي). يمكنك استخدام القائمة وشريط الأدوات لإصدار أوامر Stata المختلفة (مثل فتح ملفات البيانات وحفظها)، على الرغم من أن استخدام نافذة Stata Command لأداء هذه المهام يكون أكثر ملاءمة في معظم الأحيان. إذا كنت تحاول إنشاء ملف سجل (سيُناقش بمزيد من التفصيل لاحقًا)، يمكن عرض المحتويات على الشاشة، وهذا أمر مفيد أحيانًا إذا كنت تريد العودة ومشاهدة النتائج السابقة من خلال الجلسة الحالية.

فتح مجموعة بيانات

يمكنك فتح مجموعة بيانات Stata عن طريق إدخال الأمر التالي في نافذة Stata Command:

```
use c:\eval\data\hh_98.dta
```

الشكل ١١-١ المتغيرات في مجموعة بيانات ٩٩/١٩٩٨

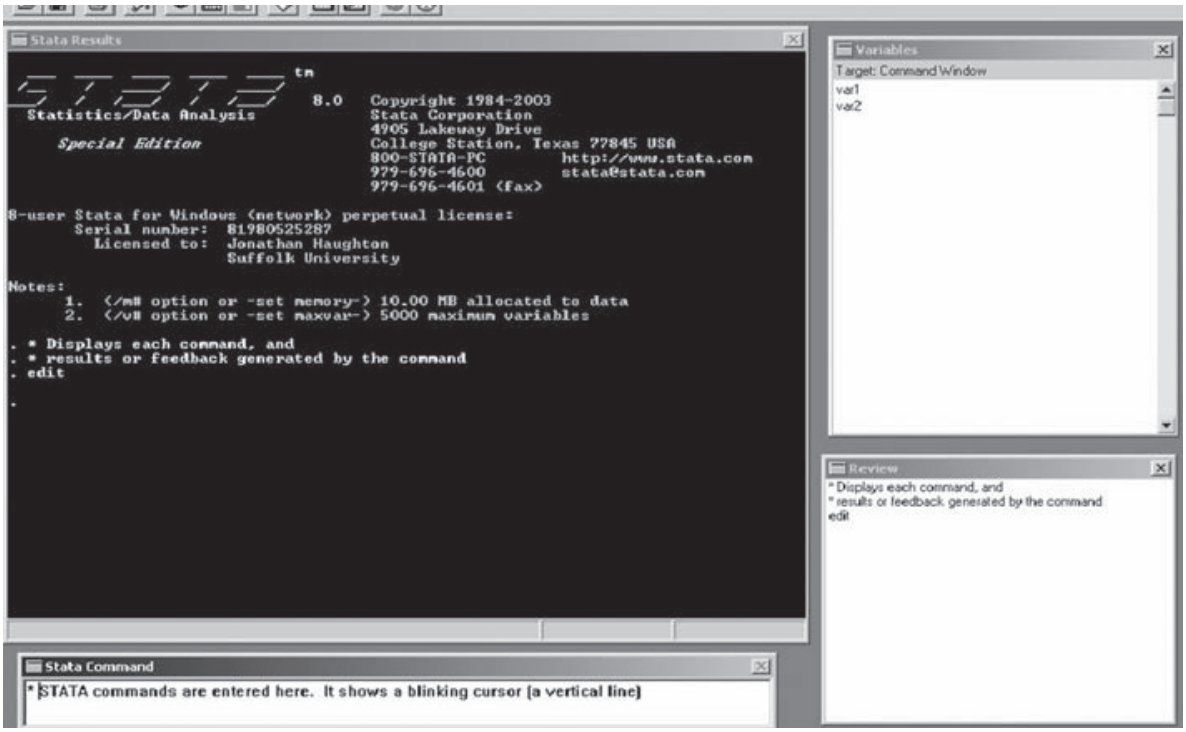
تحتوي بيانات من hh_98.dta
الحالات: ١١٢٩
المتغيرات: ٢٤ ١ أبريل ٢٠٠٩ الساعة ١٢:٠٤
الحجم: ١١٩٦٧٤ (٩٩,٩٪ من الذاكرة خالية)

اسم المتغير	نوع التخزين	تنسيق العرض	تسمية القيمة	تسمية المتغير
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

تم التصنيف بواسطة: nh

المصدر: مسح الأسرة لعام ٩٩/١٩٩٨ الذي أجراه معهد بنغلاديش لدراسات التنمية بالاشتراك مع البنك الدولي.

الشكل ١١-٢ بيئة الحوسبة Stata



المصدر: لقطة شاشة لنافذة Stata.

يمكنك أيضًا النقر فوق File (ملف) ثم Open (فتح) ثم التصفح للعثور على الملف الذي تريده.
تستجيب Stata من خلال عرض ما يلي في نافذة Stata Results:

```
. c:\eval\data\hh_98.dta
```

يكرر السطر الأول الأمر الذي أدخلته، ويعني عدم وجود رسالة خطأ في السطر الثاني أن الأمر نُفذ بنجاح. من الآن فصاعدًا، سيتم عرض نافذة Stata Results فقط لإظهار أوامر Stata. وينبغي ملاحظة النقاط التالية:

- تفترض Stata أن الملف في تنسيق Stata بامتداد dta. وبالتالي، فإن كتابة "hh_98" هي نفسها كتابة "hh_98.dta".
- يمكن فتح مجموعة بيانات واحدة فقط في المرة الواحدة في Stata. في هذه الحالة، على سبيل المثال، إذا تم فتح مجموعة بيانات hh_91.dta set أخرى، فستحل hh_91.dta محل hh_98.dta.
- يفترض الأمر السابق أن الملف hh_98.dta ليس في الدليل الحالي. ولجعل c:\eval\data الدليل الحالي وفتح الملف كالسابق، أدخل الأمرين التاليين:

```
. cd c:\eval\data
. use hh_98
```

إذا كانت الذاكرة المخصصة لـ Stata (التي تكون افتراضيًا ١٠٠٠ كيلوبايت أو ١ ميجابايت) صغيرة جدًا بحيث لا يمكن فتح ملف البيانات، كما هو الحال عادةً عند استخدام مجموعات بيانات كبيرة من مسح للأسرة المعيشية، فستظهر رسالة تدل على وجود خطأ مثل الرسالة التالية:

```
use hh_98 .
no room to add more observations;
r(901)
```

يعرض السطر الثالث الرمز المرتبط برسالة الخطأ. جميع رسائل الخطأ في Stata لها رموز مرتبطة مثل ذلك الرمز الذي أشرنا إليه توًا، ويتوفر المزيد من التفسيرات في الأدلة المرجعية الخاصة بـ Stata. في هذه الحالة، يجب زيادة مساحة الذاكرة المخصصة لـ Stata. يخصص الأمران التاليان ٣٠ ميجابايت لبرنامج Stata ثم يحاولان فتح الملف مرة أخرى:

```
set memory 30m .
[يؤدي هذا إلى إنشاء جدول بمعلومات الذاكرة]
use hh_98 .
```

إن فتح الملف يعني أن الذاكرة المخصصة كافية. إذا استمرت رسالة الخطأ في الظهور، يمكنك استخدام مساحة ذاكرة أكبر، على الرغم من أنها قد تبطئ جهاز الكمبيوتر الخاص بك إلى حد ما. لاحظ أن الأمر "set memory" (ضبط الذاكرة) لا يعمل إلا إذا لم تكن هناك مجموعة بيانات مفتوحة (في الذاكرة). وإلا فستظهر رسالة الخطأ التالية:

```
use hh_98 .
set memory 10m .
no; data in memory would be lost r(4);
```

يمكنك مسح الذاكرة باستخدام أحد الأمرين: "clear" أو "drop _all". يعرض التوضيح التالي الأمر الأول:

```
use hh_98 .
set memory 10m .
no; data in memory would be lost
r(4);
clear .
set memory 10m .
```

حفظ مجموعة بيانات

إذا قمت بإجراء تغييرات في ملف بيانات Stata مفتوح وتريد حفظ هذه التغييرات، يمكنك القيام بذلك باستخدام الأمر "save" (حفظ). على سبيل المثال، يحفظ الأمر التالي الملف hh_98.dta:

```
save hh_98, replace .
file hh_98.dta saved
```

يمكنك، اختياريًا، حذف اسم الملف هنا (يمكنك استخدام الأمر "save, replace" فقط). إذا لم تستخدم خيار الاستبدال، فلن يحفظ Stata البيانات ولكنه يصدر رسالة الخطأ التالية:

```
save hh_98 .
file hh_98.dta already exists
r(602);
```

يخبر خيار الاستبدال Stata بشكل لا لبس فيه أن يستبدل الإصدار الأصلي الموجود مسبقًا بالإصدار الجديد. إذا كنت لا تريد أن تفقد الإصدار الأصلي، فيجب تحديد اسم ملف مختلف في أمر "save".

الخروج من Stata

توجد طريقة سهلة للخروج من Stata وهي إصدار الأمر "exit". ومع ذلك، إذا كانت لديك مجموعة بيانات غير محفوظة مفتوحة، فستصدر Stata رسالة الخطأ التالية:

```
exit .
no; data in memory would be lost
r(4)
```

لمعالجة هذه المشكلة، يمكنك حفظ ملف البيانات ثم إصدار الأمر "exit". إذا أردت الخروج من Stata دون حفظ ملف البيانات، يمكنك أولاً مسح الذاكرة (باستخدام الأمر "clear" أو "drop _all" كما هو موضح من قبل) وإصدار الأمر "exit". كما يمكنك تبسيط العملية من خلال الجمع بين أمرين:

```
exit, clear .
```

المساعدة في Stata

تصاحب Stata مجموعة ممتازة من الأدلة متعددة الأجزاء. ومع ذلك، فإن خاصية المساعدة على الكمبيوتر في Stata شاملة ومفيدة للغاية؛ وإذا استطعت الاتصال بالإنترنت، فستتوفر مجموعة أكبر من وحدات الماكرو وغيرها من المعلومات المفيدة.

وإذا كنت تعرف الأمر أو الكلمة الرئيسية التي تريد الحصول على معلومات مساعدة عنها، يمكنك من داخل Stata إصدار الأمر "help" متبوعًا باسم الأمر أو الكلمة المفتاحية. لا يعمل هذا الأمر إلا إذا كتبت اسم الأمر أو الكلمة المفتاحية بالكامل بدون اختصارات. على سبيل المثال، لن يعمل الأمر التالي:

```
help mem .
help for mem not found
try help contents or search mem
```

بينما يعمل هذا الأمر:

```
help memory .
[output omitted]
```

إذا لم تتمكن من تذكر اسم الأمر أو الكلمة المفتاحية بالكامل، أو إذا لم تكن متأكدًا من الأمر الذي تريده، فيمكنك استخدام الأمر "lookup" أو "search" متبوعًا باسم الأمر أو الكلمة. وبالتالي يعمل الأمر التالي:

```
search mem .
[output omitted]
```

يَدرج هذا الأمر جميع الأوامر المرتبطة بهذه الكلمة المفتاحية ويعرض وصفًا موجزًا لكل أمر من هذه الأوامر. ثم يمكنك اختيار الأمر الذي تعتقد أنه مناسب وتستخدم المساعدة للحصول على المرجع المحدد.

يحتوي موقع Stata الإلكتروني (http://www.stata.com) على تسهيلات مساعدة ممتازة، مثل الدليل التوجيهي للاستخدام عبر الإنترنت والأسئلة المتكررة (FAQ).

ملاحظات حول أوامر Stata

فيما يلي بعض التعليقات العامة عن أوامر Stata:

- تُكتب أوامر Stata بأحرف صغيرة.
- يمكن اختصار جميع الأسماء، بما في ذلك الأوامر أو أسماء المتغيرات، طالما لا يوجد غموض. على سبيل المثال، يمكن اختصار "describe" بـ "des" أو "d" ببساطة وذلك لعدم وجود التباس.
- بالإضافة إلى الكتابة، يمكن استخدام بعض المفاتيح لتمثيل بعض أوامر أو تسلسلات Stata. وأهمها مفتاحا Page-Up وPage-Down. لعرض الأمر السابق في نافذة Stata Command، يمكنك الضغط على مفتاح Page-Up. يمكنك الاستمرار في فعل ذلك حتى يظهر أول أمر في الجلسة. وبالمثل، يعرض مفتاح Page-Down الأمر التالي للأمر المعروض حاليًا في نافذة Stata Command.
- النقر مرة واحدة على أمر في نافذة Review سيضعه في نافذة Stata Command، وسيؤدي النقر مرتين إلى إخبار Stata بتنفيذ الأمر. يمكن أن يكون هذا مفيدًا عند الحاجة إلى تكرار الأوامر أو تحريرها قليلًا في نافذة Stata Command.

استخدام ملفات البيانات: النظر في المحتوى

لمتابعة هذا التمرين، افتح الملف hh_98.dta؛ تُستخدم الأمثلة من ملف البيانات هذا على نطاق واسع.

إدراج المتغيرات

لرؤية جميع المتغيرات في مجموعة البيانات، استخدم الأمر "describe" (كاملًا أو مختصرًا):

```
describe .
```

يوفر هذا الأمر معلومات عن مجموعة البيانات (الاسم، الحجم، عدد الملاحظات) ويدرج جميع المتغيرات (الاسم، تنسيق التخزين، تنسيق العرض، والتسمية).

لرؤية متغير واحد أو قائمة من المتغيرات، استخدم الأمر "describe" متبوعًا باسم أو أسماء المتغير:

```
. desc nh villid
```

اسم المتغير	نوع التخزين	تنسيق العرض	تسمية القيمة	تسمية المتغير
nh	double	%7.0f		HH ID
villid	double	%9.0g		villid ID

كما ترى، يُظهر الأمر "describe" أيضًا نوع المتغير وطوله، بالإضافة إلى وصف قصير للمتغير (إذا كان متاحًا). وينبغي ملاحظة النقاط التالية:

- يمكنك اختصار قائمة المتغيرات عن طريق كتابة اسم المتغير الأول والأخير فقط، تفصل بينهما شرطة واصلة (-)؛ تعرض نافذة المتغيرات الترتيب الذي يتم تخزين المتغيرات به. على سبيل المثال، لمشاهدة جميع المتغيرات من "nh" إلى "famsize"، يمكنك كتابة

```
. describe nh-famsize
```

- يعد رمز لوحة المفاتيح (*) مفيدًا في اختصار بعض الكتابة. على سبيل المثال، لمشاهدة جميع المتغيرات التي تبدأ بـ "exp"، يمكنك كتابة

```
. describe exp*
```

- يمكنك اختصار متغير أو قائمة متغيرات بهذه الطريقة في أي أمر Stata (حيث يكون ذلك منطقيًا)، وليس في أمر "describe" فقط.

عرض قائمة البيانات

لعرض البيانات الفعلية المخزنة في المتغيرات، استخدم الأمر "list" (والمختصر بـ "l"). إذا كتبت الأمر "list" بمفرده، فستعرض Stata قيمًا لجميع المتغيرات وجميع الملاحظات، والتي قد لا تكون مرغوبة لأي غرض عملي (وقد تحتاج إلى استخدام تركيبة Ctrl-Break لمنع البيانات من التمرير بلا نهاية عبر الشاشة). عادة ما تريد رؤية البيانات لمتغيرات ولملاحظات محددة. ويتم تحقيق ذلك عن طريق كتابة الأمر "list" وتحديد قائمة المتغيرات والشروط.

يسرد الأمر التالي جميع متغيرات الملاحظات الثلاث الأولى:

```
. list in 1/3
```

يعرض Stata هنا جميع الملاحظات بدءًا من الملاحظة ١ وانتهاءً بالملاحظة ٣. كما يمكن أن تعرض Stata البيانات كجدول بيانات. للقيام بذلك، استخدم الرمزين Data Editor (محرر البيانات) وData Browser (متصفح البيانات) الموجودين في شريط الأدوات (الرابع والثالث من اليمين). سيؤدي النقر فوق أحدهما إلى ظهور نافذة جديدة حيث سيتم عرض البيانات كجدول، تحتوي صفوفه على الملاحظات وأعمدته على المتغيرات. سيعرض Data Browser البيانات فقط، بينما يمكنك تحرير البيانات باستخدام Data Editor. ويفتح أيضًا الأمران "edit" و"browse" نافذة جدول البيانات.

يسرد الأمر التالي حجم الأسرة ومستوى تعليم ربة المنزل في الأسر التي تعولها امرأة تقل عن ٤٥ سنة:

```
. list famsize educhead if (sexhead==0 & agehead<45)
```

يستخدم الأمر السابق عاملين علائقيين (== و >) وعاملًا منطقيًا واحدًا (&). تفرض العوامل العلائقية شرطًا على متغير واحد، بينما تجمع العوامل المنطقية بين اثنين أو أكثر من العوامل العلائقية. يوضح الجدول ١١-١ العوامل العلائقية والمنطقية المستخدمة في Stata.

يمكنك استخدام العوامل العلائقية والمنطقية في أي أمرٍ لـ Stata (حيث يكون ذلك منطقيًا)، وليس في أمر "list" فقط.

تلخيص البيانات

يحسب الأمر المفيد جدًا "summarize" (والذي يمكن اختصاره بـ "sum") ويعرض بعض الإحصائيات الموجزة، بما في ذلك المتوسطات والانحرافات النموذجية. إذا لم يتم تحديد متغير، يتم حساب الإحصائيات الموجزة لجميع المتغيرات في مجموعة البيانات. يلخص الأمر التالي حجم الأسرة ومستوى تعليم رب الأسرة:

```
. sum famsize educhead
```

يستبعد Stata أي ملاحظة بها قيمة مفقودة للمتغيرات التي يتم تلخيصها من عملية الحساب هذه (ستتم مناقشة القيم المفقودة لاحقًا). إذا أردت معرفة الوسيط والنسب المئوية لمتغير، فأضف خيار "detail" (يختصر بـ "d"):

```
. sum famsize educhead, d
```

تتمثل إحدى نقاط القوة الكبيرة لبرنامج Stata في أنه يسمح باستخدام الترجيحات. ويعد خيار الترجيح مفيدًا إذا كانت احتمالية أخذ إحدى الملاحظات كعينة مختلفة عن احتمالية أخذ ملاحظة أخرى كعينة. في معظم المسوحات الخاصة بالأسر المعيشية، يتم تقسيم إطار العينات إلى وحدات، حيث يتم اختيار العينة من وحدات العينات الأولية (غالبًا القرى)، بشرط تحديد اختيار وحدة العينة الأولية، ووحدات العينة الثانوية (غالبًا الأسر). وعلى العموم، توفر المسوحات الخاصة بالأسر المعيشية ترجيحات لتصحيح اختلافات تصميم أخذ العينات ومشاكل جمع البيانات أحيانًا. ويكون التطبيق في Stata واضحًا ومباشرًا على النحو التالي:

```
. sum famsize educhead [aw=weight]
```

الجدول ١١-١ العوامل العلائقية والمنطقية المستخدمة في Stata.

العوامل العلائقية	العوامل المنطقية
> (أكبر من)	~ (لا)
< (أقل من)	| (أو)
== (يساوي)	& (و)
>= (أكبر من أو يساوي)	
<= (أقل من أو يساوي)	
!= أو ~= (لا تساوي)	

المصدر: من تجميع المؤلفين.

هنا، ينطوي المتغير "weight" على معلومات عن الوزن الذي يجب إعطاؤه لكل ملاحظة و"aw" هو خيار Stata لدمج الوزن في عملية الحساب. ستتم مناقشة استخدام الترجيحات بمزيد من التفصيل في تمارين الفصل اللاحقة.

بالنسبة للمتغيرات التي هي عبارة عن سلاسل، فإن الأمر "summarize" لن يتمكن من إعطاء أي إحصائيات وصفية باستثناء أن عدد الملاحظات يساوي صفرًا. وكذلك بالنسبة للمتغيرات الفئوية (على سبيل المثال، الأميّ = ١، التعليم الابتدائي = ٢، التعليم العالي = ٣)، قد يكون تفسير ناتج الأمر "summarize" صعبًا. في كلتا الحالتين، قد تكون الجدولة الكاملة ذات مغزى أكبر، وهذا ما ستتم مناقشته لاحقًا.
نريد في كثير من الأحيان رؤية إحصائيات موجزة مصنفة حسب متغيرات معينة، وليس لمجموعة البيانات بأكملها. لنفترض أنك تريد معرفة متوسط حجم الأسرة وتعليم رب الأسرة للمشاركين وغير المشاركين. أولًا، صنف البيانات حسب متغير المجموعة (dfmfd في هذه الحالة). يمكنك التحقق من هذا التصنيف بإصدار الأمر "describe" بعد فتح كل ملف. يشير الأمر "describe"، بعد إدراج جميع المتغيرات، إلى ما إذا كانت مجموعة البيانات مصنفة حسب أي متغير. إذا لم يتم إدراج معلومات التصنيف أو إذا كانت مجموعة البيانات مصنفة حسب متغير مختلف عن المتغير الذي تريده، فيمكنك استخدام الأمر "sort" ثم حفظ مجموعة البيانات في هذا الشكل. تصنف الأوامر التالية مجموعة البيانات حسب المتغير "dfmfd" وتظهر إحصائيات موجزة عن حجم الأسرة وتعليم رب الأسرة للمشاركين وغير المشاركين:

```
sort dfmfd.
sum famsize educhead [aw=weight].
```

يوجد الأمر "tabstat" كبديل مفيد للأمر "summary"، ويسمح لك بتحديد قائمة الإحصائيات التي تريد عرضها في جدول واحد. ويمكن أن يكون مشروطًا بمتغير آخر. يوضح الأمر التالي المتوسط والانحراف المعياري لحجم الأسرة ومستوى تعليم رب الأسرة حسب المتغير "dfmfd":

```
tabstat famsize educhead, statistics(mean sd) by(dfmfd).
```

توزيعات التكرار (الجداول)

غالبًا ما تكون هناك حاجة إلى توزيعات التكرار والجداول المتقاطعة. ويُستخدم الأمر "tabulate" (يختصر بـ "tab") لإجراء ذلك:

```
tab dfmfd .
```

يوفر الأمر التالي التوزيع الجنساني لأرباب الأسر للمشاركين:

```
tab sexhead if dfmfd==1 .
```

جدير بالذكر أن استخدام علامة == هنا، تشير إلى أنه إذا كان المتغير الإقليمي يساوي واحدًا، فأنشئ الجدول.
يمكن أيضًا استخدام الأمر "tabulate" لإظهار توزيع ثنائي الاتجاه. على سبيل المثال، قد نرغب في التحقق من وجود أي تحيز جنساني في مستوى تعليم أرباب الأسر، فنستخدم الأمر التالي:

```
tab educhead sexhead .
```

لرؤية النسب المئوية لكل صف أو عمود، أضف خيارات إلى الأمر "tabulate":

```
tab dfmfd sexhead, col row .
```

توزيعات الإحصاءات الوصفية (الأمر "table")

هناك أمر آخر مناسب جدًا وهو الأمر "table"، حيث يجمع بين ميزات الأمرين "sum" و"tab". بالإضافة إلى ذلك، يعرض النتائج في شكل أكثر قابلية للتقديم. يوضح الأمر "table" التالي متوسط حجم الأسرة ومستوى تعليم رب الأسرة حسب المشاركة في برامج التمويل متناهي الصغر:

```
. table dfmfd, c(mean famsize mean educhead)

HH has female microcredit participa nt: 1=Y, | mean(famsize)  mean(educhead)
-----------------------------------------+--------------------------------
                                       0 |         5.41              3
                                       1 |         5.21              2
-----------------------------------------+--------------------------------
```

توافقت النتائج مع توقعاتنا. ولكن لماذا يظهر المتوسط "educhead" كعدد صحيح وليس كسرًا؟ يظهر هكذا لأن المتغير "educhead" مُخزن كرقم صحيح، ويعمل Stata ببساطة على تجاهل الأرقام بعد العلامة العشرية. انظر إلى وصف هذا المتغير:

```
. d educhead .

اسم المتغير  نوع التخزين  تنسيق العرض  تسمية القيمة  تسمية المتغير
educhead     float         %2.0f                      مستوى تعليم رب الأسرة (بالأعوام)
```

لاحظ أن "educhead" متغير عائم "float": تنسيقه (%2.0f) يوضح أن أرقامه تشغل خانتين، وليس له أي رقم بعد العلامة العشرية. يمكنك إجبار Stata على إعادة تنسيق طريقة العرض. لنفترض أنك تريد أن تعرض رقمين بعد العلامة العشرية، في العرض المكون من ثلاثة أرقام. يوضح الأمر التالي هذا الأمر وأمر "table" التالي له:

```
format educhead %3.2f.

table dfmfd, c(mean famsize mean educhead).
```

HH has female microcredit participa nt: 1=Y, 0=N	mean(famsize)	mean(educhead)
0	5.41	2.95
1	5.21	1.75

طريقة العرض هذه أفضل بكثير. لا يغير التنسيق إلا طريقة عرض المتغير، وليس التمثيل الداخلي للمتغير في الذاكرة. يمكن للأمر "table" عرض ما يصل إلى خمسة إحصاءات ومتغيرات بخلاف المتوسط (مثل "sum" أو "minimum" أو "maximum"). يمكن عرض جداول ثنائية أو ثلاثية أو حتى ذات أبعاد أكبر.

موضح فيما يلي مثال لجدول ثنائي يقسم مستوى تعليم رب الأسرة ليس حسب المنطقة فقط ولكن حسب جنس رب الأسرة أيضًا:

```
. table dfmfd sexhead, c(mean famsize mean educhead)
```

HH has female microcredit participa nt: 1=Y, 0=N	Gender of HH head: 1=M, 0=F	
	0	1
0	4.09	5.53
	1.18	3.11
1	4.25	5.31
	0.59	1.88

القيم المفقودة في Stata

في Stata، نعبر عن القيم المفقودة بنقطة (.). تعتبر القيمة المفقودة أكبر من أي رقم. يتجاهل الأمر "summarize" الملاحظات ذات القيم المفقودة، وكذلك يفعل الأمر "tabulate"، إلا إذا تم إجبارهما على تضمين القيم المفقودة.

عد الملاحظات

يُستخدم الأمر "count" لحساب عدد الملاحظات في مجموعة البيانات:

```
. count
  1129
```

.

يمكن استخدام الأمر "count" مع إضافة شروط. يُنتج الأمر التالي عدد الأسر التي يزيد عمر رب الأسرة بها عن ٥٠ سنة:

```
. count if agehead>50
  354
```

.

استخدام الترجيحات

في معظم المسوحات الخاصة بالأسر المعيشية، يتم اختيار الملاحظات من خلال عملية عشوائية وقد تكون هناك احتمالات مختلفة للاختيار. ومن ثم، يجب علينا أن نستخدم ترجيحات تساوي معكوس احتمال اختيار العينات. الترجيح *wj* لعينة الملاحظة *j*th يعني، بشكل تقريبي، أن عينة الملاحظة *j*th تمثل عناصر *wj* في المجتمع الذي تم اختيار العينة منه. عادةً ما يؤدي تجاهل ترجيحات أخذ العينات في التحليل إلى تقديرات متحيزة قد تكون بعيدة عن القيم الحقيقية.

وعادة ما تكون هناك ضرورة لإجراء تعديلات مختلفة للترجيحات بعد اختيار العينات. يعد ترجيح أخذ عينات الأسر المتوفر في hh.dta هو الترجيح المناسب لاستخدامه عند الرغبة في تلخيص البيانات المتعلقة بالأسر.

توجد في Stata أربعة أنواع من الترجيحات:

- ترجيحات التكرار ("fweight") وهي تشير إلى عدد الملاحظات في المجتمع، التي يتم تمثيلها بكل ملاحظة في العينة، ويجب أن تأخذ قيمًا صحيحة.
- الترجيحات التحليلية ("aweight") وهي مناسبة خاصة عند العمل على البيانات التي تحتوي على متوسطات (على سبيل المثال، متوسط دخل الفرد في الأسرة). يتناسب متغير الترجيح مع عدد الأشخاص الذين تم حساب المتوسط لهم (على سبيل المثال، عدد أفراد الأسرة). من الناحية الفنية، تتناسب الترجيحات التحليلية تناسبًا عكسيًا مع تباين الملاحظة (أي أن الترجيح الأعلى يعني أن الملاحظة استندت إلى الكثير من المعلومات وبالتالي فهي أكثر موثوقية بسبب وجود تباين أقل).
- ترجيحات أخذ العينات ("pweight") وهي معكوس احتمالية الاختيار بسبب تصميم أخذ العينات.
- ترجيحات الأهمية ("iweight") وهي التي تشير إلى الأهمية النسبية للملاحظة.

ويعد الترجيحان "pweight" و"aweight" هما الأكثر استخدامًا. يمكن الحصول على مزيد من المعلومات عن الترجيحات عن طريق كتابة "help weight".

توضح الأوامر التالية تطبيق الترجيحات:

```
tabstat famsize [aweight=weight], statistics(mean sd) by(dfmfd) .
table dfmfd [aweight=weight], contents(mean famsize sd famsize) .
```

	العينة كاملة		المشاركين		غير المشاركين	
	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري
حجم الأسرة						
الإنفاق لكل فرد						
الإنفاق على الطعام لكل فرد						
الإنفاق على غير الطعام لكل فرد						

هل تختلف المتوسطات المرجحة اختلافًا كبيرًا عن المتوسطات غير المرجحة؟

تغيير مجموعات البيانات

حتى الآن، اقتصرت المناقشة على أوامر Stata التي تعرض المعلومات المتضمنة في البيانات بطرق مختلفة دون تغيير البيانات. ولكن، في الواقع، غالبًا ما تتضمن جلسات Stata إجراء تغييرات في البيانات (على سبيل المثال، إنشاء متغيرات جديدة أو تغيير قيم المتغيرات الحالية). توضح التمارين التالية كيف يمكن دمج هذه التغييرات في Stata.

إنشاء متغيرات جديدة

في Stata، ينشئ الأمر "generate" (يختصر بـ "gen") متغيرات جديدة، بينما يغير الأمر "replace" قيم متغير موجود بالفعل. تُنشئ الأوامر التالية متغيرًا جديدًا يسمى "oldhead" ثم تعطيه القيمة واحد إذا كان عمر رب الأسرة أكبر من ٥٠ عامًا، والقيمة صفر إذا كان أصغر:

```
gen oldhead=1 if agehead>50 .
(missing values generated 775)
replace oldhead=0 if agehead<=50 .
(real changes made 775)
```

ما يحدث كالآتي: بالنسبة لكل ملاحظة، يتحقق الأمر "gen" من الشرط (ما إذا كان رب الأسرة أكبر من ٥٠ سنة) فيعطي المتغير "oldhead" القيمة واحد في تلك الملاحظة، إذا كان الشرط صحيحًا. وإذا لم يكن الشرط صحيحًا، يُعطي المتغير قيمة مفقودة يعمل الأمر "replace" بطريقة مماثلة. بعد الأمر "generate"، يشير Stata إلى أن ٧٧٥ ملاحظة فشلت في إستيفاء الشرط، وبعد الأمر "replace" يشير Stata إلى أن هذه الملاحظات الـ ٧٧٥ لها قيم جديدة (صفر في هذه الحالة). وينبغي ملاحظة النقاط التالية:

- إذا تم إصدار أمر "gen" أو "replace" بدون أي شروط، فسيطبق هذا الأمر على جميع الملاحظات في ملف البيانات.
- أثناء استخدام الأمر "generate"، يجب الاهتمام بمعالجة القيم المفقودة بشكل صحيح.
- يمكن أن يكون الجانب الأيمن من علامة = في الأوامر "gen" أو "replace" أي تعبير يتضمن أسماء متغيرات، وليس مجرد قيمة. ولهذا، على سبيل المثال، ينشئ الأمر "gen young = (agehead <= 32)" متغيرًا يسمى "young" يأخذ القيمة واحد إذا كان رب الأسرة يبلغ ٣٢ عامًا أو أقل (أي إذا كان التعبير بين القوسين صحيحًا) والقيمة صفر إذا لم يكن كذلك.
- يمكن استخدام الأمر "replace" لتغيير قيم أي متغير موجود بالفعل، بشكل مستقل عن الأمر "generate".

إن "egen" هو امتداد الأمر "generate". وكما هو الحال بالنسبة للأمر "gen"، يمكن للأمر "egen" إنشاء متغيرات لتخزين الإحصائيات الوصفية، مثل المتوسط والمجموع والحد الأقصى والحد الأدنى. ولكن الميزة القوية التي تميز الأمر "egen" هي قدرته على إنشاء إحصائيات تتضمن ملاحظات متعددة. على سبيل المثال، يُنشئ الأمر التالي المتغير "avgage" الذي ينطوي على متوسط عمر أرباب الأسر لكل البيانات:

```
egen avgage=mean(agehead).
```

تحصل جميع الملاحظات في مجموعة البيانات على نفس القيمة للمتغير "avgage". ينشئ الأمر التالي الإحصائيات نفسها، ولكن هذه المرة للأسر التي يرأسها ذكر ولتلك التي ترأسها أنثى بشكل منفصل:

```
egen avgagemf=mean(agehead), by(sexhead) .
```

تسمية المتغيرات

يمكنك إرفاق تسميات للمتغيرات لتمنحها وصفًا. على سبيل المثال، ليس للمتغير "oldhead" أي تسمية الآن. ولكن يمكنك إرفاق تسمية لهذا المتغير عن طريق كتابة

```
label variable oldhead "HH Head is over 50: 1=Y, 0=N" .
```

في الأمر "label"، يمكن اختصار variable (المتغير) إلى "var". ولمشاهدة التسمية الجديدة، اكتب ما يلي:

```
des oldhead .
```

تسمية البيانات

يمكن إنشاء أنواع أخرى من التسميات. لإرفاق تسمية بمجموعة البيانات بأكملها التي تظهر أعلى القائمة "describe"، جرب كتابة

```
label data "Bangladesh HH Survey 1998" .
```

لرؤية هذه التسمية، اكتب

```
des .
```

تسمية قيم المتغيرات

يمكن أن تكون للمتغيرات الفئوية، مثل تلك الموجودة في المتغير"sexhead (1 = male, 0 = female)"، تسميات تساعدنا على تذكر الفئات. على سبيل المثال، باستخدام hh_98.dta، يظهر المتغير "sexhead" في جدول يظهر قيم الصفر والواحد فقط:

```
tab sexhead .
```

النوع الجنساني لرب الأسرة 1 = ذكر، 0 = أنثى	التكرار	النسبة المئوية	القيمة التراكمية
٠	١٠٤	٩,٢١	٩,٢١
١	١,٠٢٥	٩٠,٧٩	١٠٠,٠٠
الإجمالي	١,١٢٩	١٠٠,٠٠	

لإرفاق تسميات بقيم متغير، يجب تنفيذ أمرين. أولًا، حدد تسمية المتغير. ثم عين هذه التسمية للمتغير. وباستخدام الفئات الجديدة للجنس، اكتب

```
label define sexlabel 0 "Female" 1 "Male" .
label values sexhead sexlabel .
```

والآن، لرؤية التسميات، اكتب

```
tab sexhead .
```

إذا أردت رؤية القيم الفعلية للمتغير "sexhead"، والتي لا تزال عبارة عن أرقام صفر وواحد، يمكنك إضافة خيار لعدم عرض التسميات المخصصة لقيم المتغير. على سبيل المثال، اكتب

```
tab sexhead, nolabel .
```

الاحتفاظ بالمتغيرات والملاحظات وإسقاطها

يمكن تحديد المتغيرات والملاحظات الخاصة بمجموعة البيانات باستخدام الأمر "keep" أو "drop". افترض أن لديك مجموعة بيانات بها ستة متغيرات: var1 وvar2 وهكذا حتى var6. وترغب

في الاحتفاظ بملف به ثلاثة متغيرات فقط (على سبيل المثال، var1 وvar2 وvar3). يمكنك استخدام أي من الأمرين التاليين:

- "keep var1 var2 var3" (أو "keep var1-var3" إذا كانت المتغيرات بهذا الترتيب)
- "drop var4 var5 var6" (أو "drop var4-var6" إذا كانت المتغيرات بهذا الترتيب)

لاحظ استخدام الشرطة الواصلة (-) في كلا الأمرين. حيث يعد استخدام الأمر الذي يتضمن متغيرات أقل أو كتابة أقل (وبالتالي مخاطر أقل للخطأ) من الممارسات الجيدة. كما يمكنك استخدام العوامل العلائقية أو المنطقية. على سبيل المثال، يسقط الأمر التالي تلك الملاحظات التي يبلغ فيها عمر رب الأسرة ٨٠ سنة أو أكثر:

```
drop if agehead>=80 .
```

ويحتفظ هذا الأمر بتلك الملاحظات التي تتكون فيها الأسرة من ستة أفراد أو أقل:

```
keep if famsize<=6 .
```

يسقط الأمران السابقان أو يحتفظان بجميع المتغيرات حسب الشروط. لا يمكنك تضمين قائمة متغيرات في أمر "drop" أو "keep" يتضمن شروطًا أيضًا. على سبيل المثال، لن يعمل الأمر التالي:

```
keep nh famsize if famsize<=6 .
invalid syntax
r(198)
```

يجب عليك استخدام أمرين لتظهر النتيجة:

```
keep if famsize<=6 .
keep nh famsize .
```

يمكنك أيضًا استخدام الكلمة المفتاحية في الأمر "drop" أو "keep". على سبيل المثال، لإسقاط أول ٢٠ ملاحظة:

```
drop in 1/20 .
```

إنشاء الرسوم البيانية

تعد برامج Stata جيدة جدًا في إنشاء الرسوم البيانية الأساسية، وعلى الرغم من ذلك قد تكون هناك حاجة إلى قدر كبير من التجارب لإنشاء رسوم بيانية منمقة. يظهر الأمر التالي توزيع عمر رب الأسرة في رسم بياني شريطي (مدرج إحصائي):

```
histogram agehead .
```

غالبًا ما تكون أسهل طريقة لإنشاء الرسوم البيانية هي استخدام القوائم؛ في هذه الحالة، انقر فوق الرسومات ثم على المدرج الإحصائي واتبع التعليمات. ويعد النقر بزر الفأرة (الماوس) الأيمن فوق الرسم البياني ونسخه للصقه في مستند Microsoft Word أو Excel طريقة سهلة لحفظ الرسم البياني.

فيما يلي أمر لمخطط تشتت من متغيرين:

```
twoway (scatter educhead agehead), ytitle(Education of head) xtitle(Age of head) title(Ed- .
(ucation by Age
```

الجمع بين مجموعات البيانات

في Stata، لا يمكن العمل على أكثر من ملف بيانات في الوقت ذاته، أي أنه لا يمكن أن تكون هناك أكثر من مجموعة بيانات واحدة في الذاكرة في الوقت ذاته. ومع ذلك، غالبًا ما توجد المعلومات المفيدة في ملفات بيانات متعددة وتحتاج الوصول إليها جميعًا في الوقت نفسه. لاستخدام مثل هذه المعلومات، تحتوي Stata على أوامر تجمع بين هذه الملفات. اعتمادًا على كيفية وجود هذه المعلومات في الملفات، يمكننا دمج أو إلحاق ملفات متعددة.

دمج مجموعات البيانات

ندمج ملفات البيانات عندما نحتاج إلى استخدام *متغيرات* موزعة على ملفين أو أكثر. كمثال على الدمج، يتم تقسيم hh_98.dta إلى مجموعتيْ بيانات بطريقة تحتوي كل واحدة على متغير أو متغيرات لا تحتوي عليها الأخرى، ثم يتم جمع المجموعتين (دمجهما) للحصول على hh_98.dta الأصلية من جديد. افتح الملف hh_98.dta، وأسقط متغيرات المشاركة في البرنامج، واحفظ ملف البيانات باسم hh_98_1.dta.

```
use hh_98, clear .
drop dmmfd dfmfd .
save hh_98_1.dta,replace .
```

تريد تسمية هذا الملف باسم جديد (hh_98_1.dta) لأنك لا تريد تغيير الملف الأصلي hh_98.dta بشكل دائم. الآن افتح hh_98.dta مرة أخرى. وفي هذه المرة، احتفظ بمتغيرات المشاركة في البرنامج فقط. احفظ هذا الملف باسم hh_98_2.dta.

```
use hh_98, clear .
keep nh dmmfd dfmfd .
save hh_98_2.dta,replace .
```

لاحظ أنك احتفظت بمعرف الأسرة ("nh") بالإضافة إلى متغيرات المشاركة في البرنامج. يعد هذا ضروريًا لأن الدمج يتطلب متغير تعريف مشتركًا على الأقل بين الملفين المراد دمجهما. وهنا "nh" هو المتغير المشترك بين الملفين. الآن لديك مجموعتان من البيانات؛ إحداهما (hh_98_2.dta) بها متغيرات المشاركة في برنامج الأسرة، والأخرى (hh_98_1.dta) لا تحتوي على هذه المتغيرات. إذا أردت استخدام متغيرات من كلا الملفين، فسيتعين عليك دمج الملفين. ومع ذلك، قبل دمج الملفين، تحتاج إلى التأكد من تصنيف كلا الملفين حسب متغير التعريف. ويمكن القيام بذلك سريعًا على النحو التالي:

```
use hh_98_1, clear .
sort nh .
```

```
save,replace .
use hh_98_2, clear .
sort nh .
save,replace .
```

والآن الملفان جاهزان للدمج. يجب أن يكون أحد الملفين مفتوحًا (لا يهم أي ملف). افتح الملف hh_98_1.dta، ثم ادمج الملف hh_98_2.dta معه:

```
use hh_98_1, clear .
merge nh using hh_98_2 .
```

في هذه الحالة، يُطلق على hh_98_1.dta اسم *الملف الرئيسي* (الملف المستخدم في الذاكرة قبل عملية الدمج) ويسمى hh_98_2.dta ملف الاستخدام. لمعرفة كيفية سير عملية الدمج، اكتب الأمر التالي:

```
tab _merge .
```

تنشئ Stata هذا المتغير الجديد "_merge" أثناء عملية الدمج. تعرض عملية تبويب هذا المتغير قيمًا مختلفة لـ "_merge" وبالتالي تظهر حالة عملية الدمج.

```
    _merge |      Freq.     Percent        Cum.
-----------+-----------------------------------
         3 |       1129      100.00      100.00
-----------+-----------------------------------
     Total |       1129      100.00
```

على الرغم من أن "_merge" في هذه الحالة لها قيمة واحدة فقط (٣)، يمكن أن يكون لها ما يصل إلى ثلاث قيم محتملة، بناءً على طبيعة عملية الدمج:

- تُظهر القيمة ١ عدد الملاحظات المأخوذة من الملف الرئيسي فقط.
- تُظهر القيمة ٢ عدد الملاحظات المأخوذة من ملف الاستخدام فقط.
- تُظهر القيمة ٣ عدد الملاحظات المأخوذة من كلا الملفين.

ويعبر إجمالي عدد الملاحظات في مجموعة البيانات الناتجة عن مجموع تكرارات "frequencies" الدمج "_merge" الثلاثة. ومع ذلك، في هذا المثال، تحتوي كل ملاحظة (أسرة) في ملف hh_98_1.dta على تطابق تام في ملف hh_98_2.dta، ولهذا ينتج "_merge = 3" وليس 1s أو 2s (وهذا بالتأكيد لأن الملفين من نفس الملف). ولكن في الأمثلة الواقعية، قد تبقى قيم 1s و2s بعد الدمج. في أغلب الأحيان، نريد العمل على الملاحظات المشتركة في كلا الملفين (أي "_merge = 3"). ويتم هذا بإصدار الأمر التالي بعد عملية الدمج:

```
keep if _merge==3 .
```

بالإضافة إلى ذلك، من الممارسات الجيدة إسقاط المتغير "_merge" من مجموعة البيانات بعد إتمام العملية "_merge". الآن لديك مجموعة بيانات مماثلة لـ hh_98.data من ناحية المحتوى.

إلحاق مجموعات البيانات

يعد إلحاق مجموعات البيانات أمرًا ضروريًا عندما تحتاج إلى دمج مجموعتي بيانات تضمان المتغيرات نفسها (أو المتغيرات نفسها تقريبًا)، لكن وحدات الملاحظة (الأسر، على سبيل المثال) ليست هي نفسها. لتوضيح عملية الإلحاق، سنقسم hh_98.dta مرة أخرى. ولكن في هذه المرة، بدلًا من إسقاط المتغيرات، ستسقط بعض الملاحظات. افتح الملف hh_98.dta، وأسقط الملاحظات من ١ إلى ٧٠٠، واحفظ هذا الملف باسم hh_98_1.dta:

```
use hh_98, clear .
drop in 1/700 .
save hh_98_1.dta,replace .
```

ثم أعد فتح hh_98.dta مع الاحتفاظ بالملاحظات من ١ إلى ٧٠٠، واحفظ هذا الملف باسم hh_98_2.dta.

```
use hh_98, clear .
keep in 1/700 .
save hh_98_2.dta,replace .
```

الآن، أصبحت لديك مجموعتان من البيانات؛ كلتاهما تحتوي على متغيرات متطابقة ولكن لمجموعات مختلفة من الأسر. في هذه الحالة، تحتاج إلى إلحاق الملفين. لمرة أخرى، يجب أن يكون هناك ملف واحد في الذاكرة (لا يهم أيهما). افتح hh_98_1.dta، ثم ألحق hh_98_2.dta.

```
use hh_98_1, clear .
append using hh_98_2 .
```

لاحظ أنه لا يلزم أن يتم تصنيف الملفات الفردية لتنفيذ عملية الإلحاق، وأن برامج Stata لا تنشئ أي متغير جديد من قبيل "_merge" بعد عملية الإلحاق. يمكنك التحقق من تنفيذ عملية الإلحاق بنجاح عن طريق إصدار الأمر "count"، والذي يعرض عدد الملاحظات في مجموعة البيانات الناتجة، والتي يجب أن تكون مجموع الملاحظات في الملفين الفرديين (أي ١١٢٩).

استخدام ملفات log. وdo.

يناقش هذا القسم استخدام نوعين من الملفات عالية الكفاءة في تطبيقات Stata. أحدهما يخزن أوامر برامج Stata ونتائجها للمراجعة لاحقًا (ملفات log.)، والآخر يخزن الأوامر لعمليات التنفيذ المتكررة لاحقًا. يمكن أن يعمل هذان النوعان من الملفات بشكل تفاعلي، وهذا أمر مفيد للغاية في تصحيح أخطاء الأوامر وفي الحصول على "إحساس" جيد بالبيانات.

الملفات log.

نريد غالبًا حفظ نتائج أوامر Stata وربما طباعتها. نفّذ ذلك من خلال إنشاء ملف log. يتم إنشاء مثل هذا الملف عن طريق إصدار الأمر "log using" وإغلاقه بالأمر "log close"؛ يتم حفظ جميع

الأوامر التي تم إصدارها بين هذين الأمرين، بالإضافة إلى المخرجات المقابلة (باستثناء الرسوم البيانية)، في ملف log. Use hh_98.dta. افترض أنك تريد حفظ الملخص التعليمي فقط لأرباب الأسر حسب جنس رب الأسرة. استخدم هذه الأوامر:

```
log using educm.log .
by sexhead, sort:sum educhead .
log close .
```

ما يحدث هنا هو أن Stata ينشئ ملفًا نصيًا باسم educm.log في المجلد الحالي ويحفظ ملخص المخرجات في هذا الملف. إذا أردت حفظ الملف log. في مجلد آخر غير المجلد الحالي، يمكنك تحديد المسار الكامل للمجلد في أمر إنشاء الملف log. يمكنك أيضًا استخدام خيار File في القائمة، متبوعًا بـ Log Beging.

إذا كان ملف log. موجودًا بالفعل، يمكنك إما استبداله باستخدام الأمر "log using educm.log" أو استبدال أو إلحاق مخرجات جديدة به باستخدام الأمر "log using educm.log, append." إذا أردت الاحتفاظ بملف log. الموجود دون تغيير، يمكنك إعادة تسمية إما هذا الملف أو الملف في أمر إنشاء log. إذا أردت إزالة جزء من الملف log.، فيمكنك إصدار الأمر "log off" قبل هذا الجزء، متبوعًا بالأمر "log on" للجزء الذي تريد حفظه. عليك إغلاق الملف log. قبل فتح ملف جديد، وإلا، فستتلقى رسالة خطأ.

الملفات do.

لقد رأيت حتى الآن الاستخدام التفاعلي لأوامر Stata، وهو أمر مفيد لتصحيح أخطاء الأوامر والحصول على "إحساس" جيد بالبيانات. عندما تكتب أمرًا واحدًا في كل مرة، يعالج Stata هذا الأمر، ويعرض النتيجة (إن وجدت)، وينتظر الأمر التالي. على الرغم من أن لهذه المقاربة فوائدها الخاصة، إلا أن الاستخدام الأكثر تقدمًا لـ Stata يتضمن تنفيذ الأوامر دفعة واحدة، أي يتم تجميع الأوامر وإرسالها معًا إلى Stata بدلًا من أمر واحد في كل مرة.

إذا وجدت نفسك تستخدم مجموعة الأوامر نفسها بشكل متكرر، يمكنك حفظ هذه الأوامر في ملف وتشغيلها معًا متى احتجت إليها. تسمى ملفات الأوامر هذه ملفات do.، وهي البديل المكافئ لوحدات الماكرو في Stata. يمكنك إنشاء ملفات do. بثلاث طرق على الأقل:

١. اكتب الأوامر ببساطة في ملف نصي، وسمّه "educm.do" (تعد اللاحقة do. مهمة للغاية)، ثم شغل الملف باستخدام "do educm" في نافذة Stata Command.
٢. انقر بزر الفأرة (الماوس) الأيمن في أي مكان في نافذة Review لحفظ جميع الأوامر التي تم استخدامها بشكل تفاعلي. يمكن تحرير الملف الذي تم حفظ الأوامر فيه وتسميته واستخدامه كملف do.
٣. استخدم محرر do. المدمج بـ Stata. ويمكن تشغيله بالضغط على الأيقونة (الخامسة من اليمين في أعلى الصفحة). ثم يمكنك كتابة الأوامر في هذا المحرر.

شغّل هذه الأوامر من خلال تحديدها واستخدام الرمز المناسب (الثاني من اليمين) داخل محرر do. هذا الإجراء، أثناء الممارسة العملية، هو طريقة سريعة ومريحة للغاية للعمل على Stata.

فيما يلي مثال على ملف do.:

```
log using educm.log
use hh_98
sort nh
save, replace
sort sexhead
by sexhead:sum educhead
log close
```

تتمثل المزايا الرئيسية لاستخدام ملفات do. في قابلية النسخ والتكرار بدلًا من كتابة الأوامر سطرًا بسطر. فباستخدام الملف do.، يمكننا تكرار النتائج التي تم العمل عليها قبل أسابيع أو شهور. علاوة على ذلك، للملفات do. فائدة خاصة عند الحاجة إلى تكرار مجموعات من الأوامر؛ مجموعات بيانات مختلفة مثلًا.
هناك أوامر معينة مفيدة في الملف do. وتتم مناقشتها من نموذج الملف do. التالي:

```
*هذا تعليق من Stata لا يتم تنفيذه
/***** هذا ملف do يعرض بعض الأوامر المفيدة جدًا المستخدمة في الملفات do.
بالإضافة إلى ذلك، يعمل على إنشاء
ملف log ويَستخدم بعض أوامر Stata الأساسية ***/

#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
```

يمثل السطر الأول في الملف تعليقًا. يتعامل Stata مع أي سطر يبدأ بعلامة النجمة (*) على أنه تعليق ويتجاهله. يمكنك كتابة تعليق متعدد الأسطر باستخدام الشرطة المائلة للأمام وعلامة النجمة (/*) كبداية للتعليق، وإنهاء التعليق بعلامة النجمة والشرطة المائلة للأمام (*/). إن التعليقات مفيدة جدًا لأغراض التوثيق، ويجب عليك تضمين المعلومات التالية على الأقل في تعليق الملف do.: الغرض العام من الملف do. وآخر وقت وتاريخ تم فيه التعديل كما يمكنك تضمين التعليقات في أي مكان في الملف do.، وليس في البداية فقط.

الأوامر المستخدمة في نموذج الملف do. هي كما يلي:

`#delimit;` يفترض Stata تلقائيًا أن كل أمر قد انتهى عند الضغط على زر الإدخال (أي بالضغط على مفتاح Enter). مع ذلك، إذا كان الأمر طويلًا جدًا بحيث لا يمكن كتابته في سطر واحد، فيمكنك تقسيمه على أكثر من سطر. ويمكنك القيام بذلك عن طريق السماح لـ Stata بمعرفة محدِّد الأمر. يوضح الأمر الذي في المثال أن الفاصلة المنقوطة (;) تنهي الأمر. أي يجب أن ينتهي كل أمر بعد الأمر "delimit" بفاصلة منقوطة. على الرغم من أن الأمر "#delimit" ليس مطلوبًا لملف do. هذا بالتحديد (كل الأوامر قصيرة بحيث يكفيها سطر واحد)، إلا أنه تم وضعه لشرح الأمر.

`set more 1` يعرض Stata عادةً شاشة واحدة للنتائج في كل مرة وينتظر إلى أن يضغط المستخدم على أي مفتاح. ولكن سرعان ما ستصبح هذه العملية مصدر إزعاج إذا اضطررت، بعد السماح بتشغيل ملف do.، إلى الضغط على مفتاح لكل شاشة حتى ينتهي البرنامج. لذا يعرض هذا الأمر المخرجات بالكامل، مع تخطي الصفحة تلو الأخرى تلقائيًا.

`drop _all` يمسح هذا الأمر الذاكرة.

`cap log close` يغلق هذا الأمر أي ملف log. مفتوح. وإذا لم يكن هناك ملف log مفتوح، فيتجاهل Stata هذا الأمر فحسب.

Exercise: قم بتشغيل الملف do. المسمى sample.do، الذي يخزن مخرجاته في try.log. عندما ترى "end of .do file"، افتح c:\eval\log\try.log في Microsoft Word (أو Notepad) وتحقق من النتائج.

الملفات ado.

الملفات ado. هي برامج Stata تهدف إلى أداء مهام محددة. يتم تنفيذ العديد من أوامر Stata على هيئة ملفات ado. (على سبيل المثال، الأمر "summarize"). لتشغيل مثل هذا البرنامج، ما عليك سوى كتابة اسم البرنامج في سطر الأوامر. يمكن للمستخدمين كتابة برامج ado. الخاصة بهم لتلبية متطلباتهم الخاصة. في الواقع، يقوم مستخدمو ومطورو Stata باستمرار بكتابة مثل هذه البرامج التي غالبًا ما تكون متاحة لمجتمع مستخدمي Stata الكبير على الإنترنت. سوف تستخدم مثل هذه الأوامر في جميع التمارين على تقنيات تقييم الأثر المختلفة. يحتوي Stata على أوامر مضمنة لتنزيل مثل هذه الأوامر ودمجها في Stata. على سبيل المثال، يتم تطبيق تقنية مطابقة درجة الميل بواسطة ملف ado. يسمى *pscore.ado*. لتنزيل أحدث إصدار من هذا الأمر، اكتب الأمر التالي في سطر الأوامر:

```
findit pscore .
```

يستجيب Stata بعرض قائمة تطبيقات ado. الخاصة بالبرنامج. وبمجرد النقر فوق أحد التطبيقات تحصل على تفاصيله ويظهر خيار تثبيته. عندما يثبت Stata. برنامج ado.، يثبِّت أيضًا ملفات التعليمات المرتبطة به.

ممارسة المتابعة

انظر إلى مجموعة بيانات عام ١٩٩٨ التي سيتم استخدامها بشكل متكرر في تمرين تقييم الأثر.

أ. خصائص الأسر

انظر إلى مدى اختلاف خصائص الأسر بين المشاركين وغير المشاركين في برامج التمويل متناهي الصغر. افتح c:\eval\data\hh_98.dta الذي يحتوي على المتغيرات على مستوى الأسر. املأ الجدول التالي. يمكنك استخدام الأمر "tabstat" أو "table" في Stata.

```
tabstat famsize, statistics(mean sd) by(dfmfd) .
table dfmfd, contents(mean famsize sd famsize) .
```

	العينة كاملة		المشاركات من النساء		الأسر التي ليست بها مشاركات النساء	
	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري
متوسط حجم الأسرة						
متوسط أصول الأسرة						
متوسط ملكية الأراضي للأسرة						
متوسط عمر رب الأسرة						
متوسط سنوات تعليم رب الأسرة						
النسبة المئوية للأسر التي يتولى شؤونها رجل						

هل تختلف نتائج عينة الأسر هذه اختلافًا كبيرًا عن العينة الكاملة والمشاركين وغير المشاركين؟

قد يؤثر جنس رب الأسرة أيضًا على خصائص الأسرة.

```
. tabstat famsize, statistics(mean sd) by(sexhead)
. table sexhead, contents(mean famsize sd famsize)
```

	الأسر التي يعولها رجل		الأسر التي تعولها امرأة	
	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري
متوسط حجم الأسرة				
متوسط سنوات دراسة رب الأسرة				
متوسط عمر رب الأسرة				
متوسط أصول الأسرة				
متوسط ملكية الأراضي للأسرة				

هل هناك اختلاف كبير بين الأسر التي شملتها العينة التي يعولها رجال وتلك التي تعولها نساء؟

ب. خصائص القرية

	المتوسط	الانحراف المعياري
هل يمكن الوصول للقرية برًا		
نسبة أراضي القرية المروية		

ج. الأسعار

	العينة كاملة		المشاركين		غير المشاركين	
	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري
الأرز						
القمح						
زيوت الطعام						
الحليب						
البطاطس						

د. الإنفاق

افتح c:\eval\data\hh_98.dta. يضم معلومات الإنفاق الاستهلاكي على مستوى الأسرة. انظر إلى أنماط الاستهلاك.

	نصيب الفرد من الإنفاق		نصيب الفرد من الإنفاق على الطعام		نصيب الفرد من الإنفاق على غير الطعام	
	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري
حسب جنس رب الأسرة						
الأسر التي يعيلها رجل						
الأسر التي تعيلها امرأة						
حسب مستوى تعليم رب الأسرة						
حصل على قسط من التعليم						
لم يتعلم						
حسب حجم الأسرة						
أسرة كبيرة (> ٥)						
أسرة صغيرة (<= ٥)						
حسب ملكية الأراضي						
ملكية كبيرة للأراضي (> ٥٠/شخص)						
ملكية صغيرة للأراضي أو لا توجد أراضٍ						

	العينة كاملة		المشاركات من النساء		الأسر التي ليست بها مشاركات النساء	
	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري
نصيب الفرد من الإنفاق						
نصيب الفرد من الإنفاق على الطعام						
نصيب الفرد من الإتفاق على غير الطعام						

لخص الاستنتاجات التي توصلت إليها الخاصة بمقارنة نصيب الفرد من الإنفاق.

١٢. تقييم الأثر العشوائي

في السيناريو المثالي، يحدث التوزيع العشوائي حين يتم تعيين الأفراد أو الأسر للعلاج بشكل عشوائي، ما يستبعد تحيز الاختيار. في محاولة تقدير أثر برنامج معين، وبمرور الوقت، لا تقدم مقارنة نفس الأفراد المعالجين تقديرًا متسقًا لأثر البرنامج، حيث قد تؤثر عوامل أخرى غير البرنامج على الحصائل. ومع ذلك، فإن مقارنة مخرجات الأفراد المعالجين بمخرجات مجموعة ضابطة مماثلة يمكن أن يساعد على تقدير أثر البرنامج. تعمل هذه المقارنة بشكل جيد مع التوزيع العشوائي لأن تعيين الأفراد أو المجموعات لمجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة يتم بشكل عشوائي. يتم التوصل إلى تقدير غير متحيز لأثر البرنامج من خلال دراسة العينة عندما يتم تصميم التقييم العشوائي وتنفيذه بطريقة مناسبة. يوضح هذا التمرين تقدير الأثر العشوائي في سيناريوهات مختلفة. في هذا الفصل، يتم توضيح تقييم الأثر العشوائي من أعلى إلى أسفل؛ أي من تنسيب البرنامج إلى المشاركة في البرنامج.

آثار تنسيب البرنامج في القرى

افترض أن برامج الائتمان بالغ الصغر تُخصص بشكل عشوائي للقرى،[1] وافترض كذلك عدم وجود فروق بين القرى المعالجة والقرى الضابطة. تريد التأكد من تأثير تنسيب البرنامج على إجمالي النفقات السنوية لكل فرد في الأسرة.

في هذا التمرين، استخدم ملف hh_98.dta لبيانات أسر ١٩٩٨. تعمل الأوامر التالية على فتح مجموعة البيانات وإنشاء نموذج السجل لمتغيرين؛ الحصيلة ("exptot") وأرض الأسرة قبل الانضمام إلى برنامج الائتمان بالغ الصغر ("hhland"، والتي تم تحويل قياسها من نظام العلامة العشرية إلى فدان من خلال القسمة على ١٠٠).

```
use ..\data\hh_98;
gen lexptot=ln(1+exptot);

gen lnland=ln(1+hhland/100);
```

ثم يتم إنشاء متغير صوري لتنسيب برنامج الائتمان بالغ الصغر في القرى. تم إنشاء متغيرين لتنسيب البرنامج: أحدهما لبرامج الذكور والآخر لبرامج الإناث.

```
gen vill=thanaid*10+villid;
egen progvillm=max(dmmfd), by(vill);
egen progvillf=max(dfmfd), by(vill);
```

أولاً، استخدم أبسط طريقة لحساب متوسط أثر المعالجة لتنسيب البرنامج في القرية. ويتم ذلك باستخدام الأمر "ttest" في Stata؛ والذي يقارن بين حصيلة القرى المعالجة والقرى الضابطة. يوضح الأمر التالي تأثير تنسيب برنامج الإناث في القرية:

```
ttest lexptot, by(progvillf);
```

تظهر النتيجة أن الاختلافات بين حصائل القرى المعالجة والقرى الضابطة كبيرة وواضحة. أي أن تنسيب برنامج الإناث في القرى يحسن نصيب الفرد من الإنفاق.[٢]

اختبار t لعينتين لهما التباين نفسه

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**

درجات الحرية: ١١٢٧

```
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
```

كما يمكنك تفعيل أبسط معادلة لتَراجع نصيب الفرد من الإنفاق مقابل البرنامج الصوري لبرنامج القرية:

```
reg lexptot progvillf;
```

توضح النتيجة التأثير نفسه (٠,١٣٠)، وهو تأثير كبير.

Source	SS	df	MS
Model	1.06259118	1	1.06259118
Residual	296.797338	1127	.263351676
combined	297.85993	1128	.264060221

```
Number of obs = 1129
F( 1, 1127)   = 4.03
Prob > F      = 0.0448
R-squared     = 0.0036
Adj R-squared = 0.0027
Root MSE      = .51318
```

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
progvillf	**.1298466**	**.0646421**	**2.01**	**0.045**	**.0030142**	**.2566789**
_cons	8.328525	.0626947	132.84	0.000	8.205513	8.451536

يُقدِّر التراجع السابق التأثير الكلي لبرامج القرية على إنفاق كل فرد في الأسرة. وقد يكون مختلفًا عن الأثر على الإنفاق بعد تثبيت عوامل أخرى؛ أي تحديد النموذج المعدل للمتغيرات المشتركة التي تؤثر على الحصائل محل الإهتمام. الآن، أرجِع نفس الحصيلة (سِجل نفقات كل فرد في الأسرة) مقابل البرنامج الصوري لبرنامج القرية بالإضافة إلى العوامل الأخرى التي قد تؤثر على الإنفاق:

```
reg lexptot progvillf sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight];
```

بالتكيف مع المتغيرات المشتركة الأخرى، ما زلنا لا نجد آثارًا كبيرة لتنسيب البرنامج على متغير الحصيلة:

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

```
                                Number of obs = 1129
F( 12, 1116)  = 20.16
Prob > F      = 0.0000
R-squared     = 0.2450
Root MSE      = .46179
```

lexptot	Coef.	Robust 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

آثار المشاركة في البرنامج

على الرغم من أن تخصيص برنامج الائتمان بالغ الصغر عشوائي فيما بين القرى، إلا أن المشاركة فيه قد لا تكون كذلك. لا يمكن المشاركة في برامج الائتمان بالغ الصغر سوى للأسر التي لديها أقل من ٥٠ عُشْرًا (أي حوالي نصف فدان) من الأرض (تسمى بالمجموعات المستهدفة).

كما سبق، ابدأ بأبسط طريقة لحساب متوسط تأثير المعالجة الناجم عن المشاركة في البرنامج بالنسبة للإناث. ويتم ذلك باستخدام الأمر "ttest" في Stata؛ والذي يقارن بين حصيلة القرى المعالجة والقرى الضابطة.

```
ttest lexptot, by(dfmfd);
```

تظهر النتيجة أن الاختلافات بين حصائل المشاركين وغير المشاركين ضئيلة.

اختبار t لعينتين لهما التباين نفسه

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**

درجات الحرية: ١١٢٧

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

مرة أخرى، يمكنك أيضًا تفعيل نموذج الإنحدار البسيط؛ الحصيلة مقابل مشاركة الإناث:

```
reg lexptot dfmfd;
```

يوضح الإنحدار أن مشاركة الإناث في برامج الائتمان بالغ الصغر تكاد لا يكون لها أثر على الإطلاق.

Source	SS	df	MS
Model	.007325582	1	.007325582
Residual	297.852604	1127	.264288025
Total	297.85993	1128	.264060221

Number of obs = 1129
F(1, 1127) = 0.03
Prob > F = 0.8678
R-squared = 0.0000
Adj R-squared = -0.0009 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

الآن، على غرار الانحدار في تنسيب البرنامج في القرية، قم بتضمين المتغيرات المشتركة الأخرى على مستوى الأسرة والقرية في معادلة مشاركة الإناث:

```
reg lexptot dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight];
```

تَغير الآن أثر مشاركة الإناث على إنفاق الأسرة من نسبة ضئيلة إلى نسبة كبيرة (مستوى ١٠٪).

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

```
                                Number of obs =    1129
F( 12, 1116)  =   19.72
Prob > F      =  0.0000
R-squared     =  0.2478
Root MSE      =  .46093
```

lexptot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
dfmfd	**.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

تسجيل البيانات الخاصة بكل من تنسيب البرنامج والمشاركة فيه

أظهر التمرينان السابقان بشكل منفصل الانحدار في تأثيريْ تنسيب البرنامج والمشاركة فيه. ومع ذلك، يمكن الجمع بين هذين التأثيرين في نفس الانحدار، ما يساعد على التوصل إلى تقدير أقل تحيزًا.

```
reg lexptot dfmfd progvillf sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=-
weight];
```

لا تظهر النتائج تأثيرًا كبيرًا لتنسيب البرنامج ولكنها تظهر تأثيرًا إيجابيًا كبيرًا (٧,٣٪) لمُشارَكة الإناث في البرنامج (t=2.05).

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

```
                                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**
progvillf	-.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

آثار المشاركة في البرنامج على قرى البرنامج

لنر الآن ما إذا كانت المشاركة في البرنامج مهمة للأسر التي تعيش في القرى المشمولة بالبرنامج. ابدأ بالنموذج البسيط، واقصر العينة على القرى المشمولة بالبرنامج:

```
reg lexptot dfmfd if progvillf==1 [pw=weight];
```

تظهر النتيجة أن أثر مشاركة الإناث في برامج الائتمان بالغ الصغر على معدل الإنفاق الأسري في القرى المشمولة بالبرنامج هو في الواقع أثر سلبي، حيث أدت مشاركة الإناث إلى تخفيض نصيب الفرد من إنفاق الأسرة في قرى البرامج بنسبة ٠,٧٪.

الإنحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

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

والآن إنحدار النموذج الموسع (أي شامل المتغيرات الأخرى التي تؤثر على إجمالي النفقات):

```
reg lexptot dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg if progvillf==1 [pw=-
                                                                                                    weight];
```

بالحفاظ على جميع المتغيرات الأخرى ثابتة، يمكنك أن ترى أن مشاركة الإناث تصبح إيجابية وذات أهمية عند مستوى ١٠ في المائة.

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

```
                                                Number of obs = 1062
F(12, 1049)    = 18.69
Prob > F       = 0.0000
R-squared      = 0.2567
Root MSE       = .4498
```

lexptot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
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

قياس تأثيرات التداعيات الناجمة عن تنسيب برنامج الائتمان بالغ الصغر

يبحث هذا التمرين فيما إذا كان تنسيب البرنامج في القرى له أي أثر على غير المشاركين. إن هذا الاختبار يشبه الذي تم إجراؤه في البداية، ولكنه يستثني المشاركين في البرنامج. ابدأ بالنموذج البسيط واقصر العينة على قرى البرنامج:

```
reg lexptot progvillf if dfmfd==0 [pw=weight];
```

لا تظهر النتيجة أي تأثير للتداعيات.

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

```
                                                Number of obs = 534
F(1, 532)      = 0.00
Prob > F       = 0.9525
R-squared      = 0.0000
Root MSE       = .55686
```

lexptot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
dfmfd	**-.0074135**	**.1243228**	**-0.06**	**0.952**	**-.2516373**	**.2368103**
_cons	8.526796	.1207848	70.59	0.000	8.289523	8.76407

بعد ذلك، فعِّل انحدار النموذج الموسّع.

```
reg lexptot progvillf sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg if dfmfd==0 [pw=-
                                                                                                  weight];
```

كما يتضح من المخرجات التالية، لا يُظهر تنسيب البرنامج في القرى أي تأثير للتداعيات بعد ضبط المتغيرات الأخرى:

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

```
                                                Number of obs = 534
F( 12, 521)    = 17.48
Prob > F       = 0.0000
R-squared      = 0.3254
Root MSE       = .46217
```

lexptot	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
dfmfd	**-.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

تمارين إضافية

قم بإجراء التمارين نفسها على المشاركين من الرجال ("dmmfd"). ثم، ناقش النتائج التي توصلت إليها.

ملاحظات

١. في الواقع، لا يحدث مثل هذا التخصيص العشوائي. ولكن تم وضع هذا الافتراض لتوضيح الكيفية التي يتم بها تطبيق تقييم الأثر العشوائي.
٢. على الرغم من أن الاختلاف سلبي في المخرجات، إلا أنه يتم تفسير الأثر على أنه إيجابي. ببساطة، تعني علامة السالب أن الحصيلة في قرى البرنامج ("progvillf = 1") أكبر من تلك الموجودة في القرى غير المشاركة في البرنامج ("progvillf = 0")، ما يعني أن أثر المشاركة إيجابي في الواقع.

١٣. تقنية مطابقة درجة الميل

الفكرة الأساسية وراء مطابقة درجات الميل (PSM) هي مطابقة كل مشارك مع غير مشارك مطابق له ثم قياس متوسط الفرق في متغير الحصيلة بين المشاركين وغير المشاركين. يوضح هذا التمرين كيفية تنفيذ مطابقة درجة الميل في برنامج Stata.

أمرُ التقدير في Stata هو "pscore.ado" وقد طوره كل من بيكر وإيتشينو (٢٠٠٢). يُقدِّرُ الأمر "pscore" درجة الميل، وهي احتمالية معالجة كل أسرة، ويختبر خاصية الموازنة (أي أن الملاحظات التي لها نفس درجة الميل يجب أن يكون لها نفس توزيع الخصائص التي يمكن ملاحظتها بغض النظر عن حالة المعالجة). بعد إجراء الموازنة، يمكن استخدام أوامر مختلفة لتنفيذ أنواع مختلفة من المطابقة ثم استخلاص متوسط تأثير المعالجة.

معادلة درجة الميل: استيفاء خاصية الموازنة

الخطوة الأولى في مطابقة درجة الميل هي تحديد درجة الميل واستيفاء خاصية الموازنة. وتتم باستخدام الأمر "pscore" في Stata. استخدم معطيات سنة ١٩٩٨، hh_98.dta. ابدأ بمتغير مشاركة الذكور في البرنامج "dmmfd" كمتغير المعالجة. يوضح الأمر التالي تنفيذ الأمر "pscore":

```
pscore dmmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight], pscore(ps98)
blockid(blockf1) comsup level(0.001);
```

تتضمن النتائج مخرجات الانحدار الاحتمالي، وتقدير درجات الميل ووصفها، وعدد الوحدات التجميعية والتقسيم الطبقي باستخدام درجات الميل، واختبار خاصية الموازنة. تعد درجات الميل التي تقع ضمن نطاق القيم الأدنى والأعلى المقدرة للأسر في مجموعة المعالجة هي منطقة الدعم المشترك.

توضح المخرجات التالية أن المنطقة المحددة للدعم المشترك هي [.00180123, .50022341]، والعدد النهائي للوحدات التجميعية هو ٤، وأن خاصية الموازنة غير مستوفاة. أهم عنصر يجب البحث عنه في المخرجات هو قائمة المتغيرات التي تتسبب في عدم استيفاء خاصية الموازنة. تُظهر المخرجات أن متغير "egg" (البيض) غير متوازن في الوحدة التجميعية ٢. يتمثل حل هذه المشكلة في استخدام مجموعة مختلفة من المتغيرات المشتركة وإعادة تشغيل الأمر "pscore".

****
خوارزمية لتقدير درجة الميل
****

المعالجة هي 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	

تقدير درجة الميل

(مجموع الوزن هو 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
```

التقديرات الاحتمالية

```
                                Number of obs = 1129
Wald chi2(11) = 64.36
Prob > chi2   = 0.0000
Pseudo R2     = 0.3254                  Log pseudolikelihood = -389.05501
```

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

ملاحظة: تم تحديد خيار الدعم المشترك

منطقة الدعم المشترك هي [.50022341, .00180123]

وصف درجة الميل المقدرة في منطقة الدعم المشترك

درجة الميل المقدرة

	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

****

الخطوة الأولى: تحديد العدد الأمثل للوحدات التجميعية
استخدام تفاصيل الخيارات إذا أردت مخرجات أكثر تفصيلاً
****

العدد النهائي للوحدات التجميعية هو ٤

يضمن عدد الوحدات التجميعية هذا أن متوسط درجة الميل لا يختلف بالنسبة للمجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة في كل وحدة تجميعية

****

الخطوة الثانية: اختبار خاصية الموازنة لدرجة الميل استخدام تفاصيل
الخيارات إذا أردت مخرجات أكثر تفصيلاً
****

متغير "egg" (البيض) غير متوازن في الوحدة التجميعية ٢

لم يتم استيفاء خاصية الموازنة

جرب مواصفات مختلفة لدرجة الميل

Inferior of block of pscore	HH has male microcredit participant: 1=Y, 0=N		
	0	1	Total
0	380	49	429
.1	382	97	479
.2	140	70	210
.4	5	4	9
Total	907	220	1,127

تم تحديد خيار الدعم المشترك

****

نهاية خوارزمية التقدير pscore

****

بعد عدة تكرارات، ستجد أن إسقاط "egg" و"lnland" يسمح بإعادة تشغيل الأمر "pscore" مع استيفاء خاصية الموازنة. لذلك يتم تشغيل "pscore" على "dfmfd" مرة أخرى، وهذه المرة باستثناء المتغيرين "egg" و"lnland". قبل إعادة تشغيل الأمر "pscore"، من المهم إسقاط المتغيرين "ps98" و"blockf1" اللذين تم إنشاؤهما كنتيجة للتشغيل السابق. نظرًا لأن مشاركة الإناث في البرامج أكثر أهمية، يظهر الأمر "pscore" هنا مع مشاركة الإناث فقط.

```
pscore dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight], pscore(ps98)
                                                    blockid(blockf1) comsup level(0.001);
```

هذه المرة تم استيفاء خاصية الموازنة، كما هو موضح هنا:

****

خوارزمية لتقدير درجة الميل

****

تتم المعالجة باستخدام الأمر 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	

تقدير درجة الميل

(مجموع الوزن هو 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
```

التقديرات الاحتمالية

```
                                  Number of obs = 1129
Wald chi2(11) = 85.21
Prob > chi2   = 0.0000
Pseudo R2     = 0.0930                  Log pseudolikelihood = -680.62452
```

dmmfd	Coef.	Robust 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
lnland	-.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
-------------+----------------------------------------------------------------
```

ملاحظة: تم تحديد خيار الدعم المشترك
منطقة الدعم المشترك هي [.71555996, .02576077]

----------تم حذف المخرجات----------

****

الخطوة الثانية: اختبار خاصية الموازنة لدرجة الميل
استخدام تفاصيل الخيارات إذا أردت مخرجات أكثر تفصيلًا

****

تم استيفاء خاصية الموازنة

----------تم حذف المخرجات----------

****

نهاية خوارزمية التقدير pscore

****

مع الحصول على درجات الميل، تتم الآن مقارنة الحصائل محل الاهتمام (مثل نصيب الفرد من الإنفاق الإجمالي) بين المجموعة المُعالجَة والمجموعة الضابطة المطابقة لمعرفة ما إذا كانت برامج الائتمان بالغ الصغر تؤثر على الحصيلة محل الاهتمام أم لا. تُقدِّر الأقسام التالية تأثير المعالجة المترتبة عن المشاركة في برنامج الائتمان بالغ الصغر، باستخدام تقنيات المطابقة المختلفة المتاحة.

متوسط تأثير المعالجة باستخدام مطابقة الجار الأقرب

لتقدير متوسط تأثير المعالجة على المجموعة المُعالجَة باستخدام تقنية مطابقة الجار الأقرب نستخدم الأمر "attnd". فيما يلي تطبيق للأمر "attnd" لتقدير متوسط تأثير المعالجة لمشاركة النساء في برامج الائتمان بالغ الصغر على نصيب الفرد من إجمالي الإنفاق باستخدام تقنية مطابقة الجار الأقرب:

```
attnd lexptot dfmfd [pweight=weight], pscore(ps98) comsup;
```

لا يؤثر تقدير "attnd" بالترجيحات أو بدونها على النتائج. وقد تم عرض "attnd" بتقدير الترجيحات لأهداف هذا التمرين فقط.

كما يُظهر الناتج التالي باستخدام طريقة مطابقة الجار الأقرب، إن مشاركة النساء في الائتمان بالغ الصغر لها أثر هام على إنفاق كل فرد في الأسرة (t = 3.256). بلغ متوسط المعالجة على المُعالَج (ATT)، على أساس نصيب الفرد من الإنفاق، بالنسبة للنساء المشاركات في البرنامج ١٣,٦٪.

تقدير متوسط المعالجة على المُعالَج باستخدام طريقة مطابقة الجار الأقرب (نسخة السحب العشوائي)
الأخطاء المعيارية التحليلية

n. treat.	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
595	293	0.136	0.042	3.256

ملاحظة: تشير أرقام المجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة إلى مطابقات فعلية مع الجار الأقرب

متوسط تأثير المعالجة باستخدام المطابقة الطبقية

يحسب الأمر "atts" متوسط تأثير المعالجة على المعالَج (المجموعة المعالجة) باستخدام المطابقة الطبقية. لتقدير متوسط تأثير المعالجة لمشاركة النساء في المجموعة المعالجة بالنسبة لنصيب الفرد من الإنفاق، استخدم ما يلي:

```
atts lexptot dfmfd, pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup
```

تُظهر النتيجة التالية زيادة بنسبة ٩٫٩٪ في نصيب الفرد من الإنفاق بسبب مشاركة المرأة في برامج الائتمان بالغ الصغر. يعد الأثر كبيرًا عند مستوى ٥٪ ($t = 3.320$)

تقدير متوسط المعالجة على المُعالَج باستخدام طريقة التقسيم الطبقي
الأخطاء المعيارية التحليلية

n. treat.	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
595	529	0.099	0.030	3.320

متوسط تأثير المعالجة باستخدام المطابقة نصف القطرية

يحسب الأمر "attr" متوسط تأثير المعالجة على المجموعة المعالجة باستخدام المطابقة نصف القطرية. وفيما يلي توضيح:

```
. attr lexptot dfmfd, pscore(ps98) radius(0.001) comsup
```

تُظهر النتيجة أثرًا متزايدًا (١٤٫٦٪) ذا أهمية كبيرة ($t = 3.793$) لمشاركة المرأة في الائتمان بالغ الصغر على نصيب الفرد من الإنفاق:

تقدير متوسط المعالجة على المُعالَج باستخدام طريقة المطابقة نصف القطرية الأخطاء المعيارية التحليلية

n. treat.	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
478	386	0.146	0.039	3.793

ملاحظة: تشير أرقام المجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة إلى مطابقات فعلية في إطار نصف القطر

متوسط تأثير المعالجة باستخدام مطابقة النواة

يحسب الأمر "attk" متوسط تأثير المعالجة باستخدام المطابقة المستندة إلى النواة. يعمل خيار "reps" على تنفيذ عملية "bootstrapping" (إعادة أخذ عدد من العينات من العينة الأصلية مع الاستبدال) ٥٠ مرة.

```
attk lexptot dfmfd, pscore(ps98) comsup bootstrap reps(50)
```

أظهرت النتائج توافقًا مع الاستنتاجات السابقة. تزيد مشاركة المرأة من نسبة الإنفاق الفردي بنسبة ٤٪ عند مستوى أهمية ٥ ٪.

تقدير متوسط المعالجة على المُعالَج باستخدام طريقة مطابقة النواة
الأخطاء المعيارية لإعادة أخذ عدد من العينات من العينة الأصلية مع الاستبدال

n. treat.	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
595	529	0.107	0.032	3.331

التحقق من قوة متوسط تأثير المعالجة

هناك عدة طرق للتحقق من قوة الاستنتاجات. تتمثل إحداها في تقدير معادلة درجة الميل ثم استخدام طرق المطابقة المختلفة التي تم طرحها سابقًا لمقارنة النتائج. تتسق الاستنتاجات الناتجة عن تقنيات المطابقة المختلفة بشكل جيد.

ومن الطرق الأخرى للتحقق من القوة هي تطبيق مطابقة الجار الأقرب مباشرة بدلاً من تقدير معادلة درجة الميل أولاً. يعمل الأمر "nnmatch" في Stata على تنفيذ هذه الطريقة. إذا نتجت عن كلتا الطريقتين نتائج متشابهة، فمن المفترض أن تكون الاستنتاجات أكثر موثوقية.

سيقدر أمر Stata التالي متوسط تأثير المعالجة على الحصائل محل الاهتمام باستخدام مطابقة الجار الأقرب مباشرة مع تطابق واحد لكل معالجة. يحدد الخيار "m" عدد التطابقات الأقرب إلى الملاحظات المعالجة.

```
nnmatch lexptot dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg, tc(att) m(1);
```

أظهرت النتائج مرة أخرى توافقًا مع الاستنتاجات السابقة. تُظهر المشاركة في الائتمان بالغ الصغر أثرًا إيجابيًا بنسبة ١٣,٦٪ عند مستوى دلالة بنسبة ٥٪.

مقدِّر المطابقة: متوسط تأثير المعالجة على المجموعة المعالَجة

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة 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

متغيرات المطابقة: sexhead, agehead, educhead, lnland, vaccess, pcirr, rice, wheat, milk, oil, egg

تمارين إضافية

قم بإجراء التمارين نفسها على المشاركين من الرجال ("dmmfd"). ثم، ناقش النتائج التي توصلت إليها.

المرجع

Becker, Sascha, and Andrea Ichino. 2002. “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propen- sity Scores.” *Stata Journal* 2 (4): 358–77.

١٤. طريقة الاختلاف في الاختلافات

تهدف طرق المطابقة التي تمت مناقشتها في التمارين السابقة إلى تقليل التحيز عن طريق اختيار مجموعات المعالجة والمقارنة على أساس الخصائص التي يمكن ملاحظتها. يتم تنفيذها عادةً بعد تشغيل البرنامج لبعض الوقت وإتمام جمع بيانات المسح. ويُعد استخدام البيانات الطولية المُجمَّعة، التي تم جمعها من مسح خط الأساس الذي تم إجراؤه قبل تنفيذ البرنامج وبعد تشغيله لبعض الوقت، أحد الأشكال القوية لقياس أثر البرنامج. يجب أن تكون هاذين المسحين قابلين للمقارنة في الأسئلة والطرق المستخدمة ويجب تطبيقهما على كل من المشاركين وغير المشاركين. ويسمح استخدام البيانات الطولية المُجمَّعة بالقضاء على تحيز المتغير غير الملحوظ، بشرط ألا يتغير بمرور الوقت.[1]

طالما كانت هذه المقاربة، الاختلاف في الاختلافات، (التي يرمز لها اختصارًا بـ "DD" أو "DiD") شائعة في التقييمات غير التجريبية. وتقدِّر طريقة "الاختلاف في الاختلافات" اختلاف الحصائل خلال فترة ما بعد التدخل بين مجموعة المعالجة ومجموعة المقارنة، وذلك فيما يتعلق بالحصائل التي تمت ملاحظتها خلال مسح خط الأساس الذي تم إجراؤه قبل التدخل.

أبسط تطبيق: مقارنة بسيطة باستخدام"ttest"

إن أبسط طريقة لحساب مقدر الاختلاف في الاختلافات هي الحساب اليدوي للفرق في الحصائل، بين المجموعة المعالجة والمجموعة الضابطة، التي تم تسجيلها خلال المسحين. تُستخدم البيانات الطولية المُجمَّعة .hh_9198 dta لهذا الغرض. تَفتح الأوامر التالية ملف البيانات وتنشئ متغيرًا جديدًا للحصائل على مستوى عام ١٩٩١ (نصيب الفرد من الإنفاق) لإتاحته في الملاحظات في كلا العامين. وبعد ذلك، يُحتفظ بملاحظات عام ١٩٩٨ فقط، وينشئ سجلٌ لمتغير نصيب الفرد من الإنفاق؛ وبذلك يتم إنشاء الفرق بين نصيب الفرد من الإنفاق لعامي ١٩٩٨ و١٩٩١ (نموذج السجل).

```
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;
```

يأخذ الأمر التالي ("ttest") متغير فرق الحصائل الذي تم إنشاؤه سابقًا ("lexptot9891") ويقارنه بالنسبة للمشاركين في برنامج الائتمان بالغ الصغر وغير المشاركين. فهو في الأساس، ينشئ فرْقًا ثانيًا لـ "lexptot9891" بالنسبة لـ 1 = dfmfd وdfmfd==٠. ويوفر هذا الفرْق الثاني تقديرًا لأثر

مشاركة النساء في برنامج الائتمان بالغ الصغر على نصيب الفرد من الإنفاق.

```
ttest lexptot9891, by(dfmfd);
```

تُظهر النتيجة أن مشاركة النساء في برنامج الائتمان بالغ الصغر تزيد من استهلاك الفرد بنسبة ١١,١٪ ويعد هذا الأثر كبيرًا عند مستوى أقل من ١٪:[٢]

اختبار t لعينتين لهما التباين نفسه

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**

درجات الحرية: ٨٢٤

```
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
```

تطبيق الانحدار

بدلاً من إيجاد فرق الحصائل يدويًا، يمكن تنفيذ طريقة الاختلاف في الاختلافات باستخدام الانحدار. على أساس البحث الذي أجراه رافاليون (٢٠٠٨)، يمكن حساب تقدير الاختلاف في الاختلافات من الانحدار

$$Y_{it} = a + DD.T_i t + \beta T_i + \delta t_i + \varepsilon_{it},$$

حيث T هو متغير مجموعة المعالجة، وt هو الوقت الصوري، ويوفر معامل تفاعل T وt تقديرًا لأثر المعالجة على الحصيلة Y.

تفتح الأوامرُ التالية ملف البيانات الطولية المُجمَّعة، وتنشئ سجل متغير الحصائل، وتنشئ متغير مشاركة على مستوى ١٩٩٨ متاحًا لكلا العامين؛ أي أن أولئك الذين شاركوا في برامج الائتمان بالغ الصغر في ١٩٩٨ هم مجموعة المعالجة المفترضة.

```
use hh_9198,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen dfmfd1=dfmfd==1 & year==1;
egen dfmfd98=max(dfmfd1), by(nh);
```

ينشئ الأمر التالي متغير التفاعل للمعالجة والوقت الصوري (السنة في هذه الحالة، وتمثل ٠ لعام ١٩٩١ و١ لعام ١٩٩٨).

```
gen dfmfdyr=dfmfd98*year;
```

يُشغِّل الأمر التالي الانحدار الفعلي الذي يطبق طريقة الاختلاف في الاختلافات:

```
reg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr;
```

تُظهر النتائج نفس أثر مشاركة النساء في برامج التمويل متناهي الصغر على المجموع السنوي لنصيب الفرد من إنفاق الأسر الذي تم الحصول عليه في التمرين السابق:

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =    1652
-------------+------------------------------           F(  3,  1648) =   32.18
       Model |  20.2263902     3  6.74213005            Prob > F      =  0.0000
    Residual |  345.321048  1648  .209539471           R-squared     =  0.0553 Adj
-------------+------------------------------           R-squared = 0.0536 Root MSE
       Total |  365.547438  1651  .221409714           = .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
------------------------------------------------------------------------------
```

من الافتراضات الأساسية وراء التطبيق البسيط لطريقة الاختلاف في الاختلافات هو أن المتغيرات المشتركة الأخرى لا تتغير على مر السنين. ولكن إذا تغيرت هذه المتغيرات، يجب ضبط انحدارها حتى يمكن الحصول على التأثير الصافي للمشاركة في البرنامج على الحصيلة. لذلك، يتم توسيع نموذج الانحدار من خلال تضمين المتغيرات المشتركة الأخرى التي قد تؤثر على الحصائل محل الاهتمام:

```
reg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=-
                                                                                                    weight];
```

من خلال تثبيت العوامل الأخرى، نلاحظ أن أثر برامج التمويل متناهي الصغر قد تَغير من كبير إلى غير مهم (t = 0.97).

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

```
                                                Number of obs =    1652
F(  14,  1637) =   24.90
Prob > F       =  0.0000
R-squared      =  0.2826
Root MSE       =  .42765

------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
     lexptot |      Coef.   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
------------------------------------------------------------------------------
```

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

التحقق من قوة الاختلاف في الاختلافات باستخدام الانحدار ذي التأثيرات الثابتة

توجد طريقة أخرى لقياس تقدير الاختلاف في الاختلافات وهي استخدام الانحدار ذي التأثيرات الثابتة بدلاً من المربعات الصغرى العادية (OLS). يتحكم الانحدار ذو التأثيرات الثابتة في خصائص الأسرة غير الملحوظة وغير المتغيرة مع الوقت والتي قد تؤثر على متغير الحصيلة. يتم استخدام الأمر "xtreg" في Stata لتطبيق الانحدار ذي التأثيرات الثابتة. ويناسب ذلك نماذج التأثير الثابت، خاصة مع الخيار "fe" (يحيل إلى مصطلح "Fixed effects"، أي التأثيرات الثابتة).

فيما يلي عرض للانحدار ذي التأثيرات الثابتة باستخدام النموذج البسيط:

```
xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr, fe i(nh)
```

أظهرت النتائج مرة أخرى أثرًا إيجابيًا كبيرًا لمشاركة النساء:

```
التأثيرات الثابتة (داخل) الانحدار                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
```

يمكن توسيع نموذج التأثيرات الثابتة من خلال تضمين متغيرات مشتركة أخرى في الانحدار، وذلك بالطريقة التالية:

```
xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg, fe
i(nh);
```

تظهر النتائج أنه بعد التحكم في تأثيرات العوامل غير الملحوظة التي لا تتغير بمرور الوقت، فإن لمشاركة النساء في برنامج الائتمان بالغ الصغر أثرًا إيجابيًا بنسبة ٩,١٪ على الاستهلاك الفردي في الأسرة، وهذا الأثر كبير للغاية.

```
التأثيرات الثابتة (داخل) الانحدار                Number of obs      =      1652
                                                  Number of groups   =       826
Group variable (i): nh                            Obs per group: min =         2
                                                                 avg =       2.0
R-sq: within  = 0.1715                                           max =         2
      between = 0.1914                            F(13,813)          =     12.95
      overall = 0.1737                            Prob > F           =    0.0000

corr(u_i, Xb)  = 0.1222
```

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
```

تطبيق طريقة الاختلاف في الاختلافات على بيانات المقطع العرضي

يمكن أيضًا تطبيق الاختلاف في الاختلافات على بيانات المقطع العرضي، أي ليس على البيانات الطولية المُجمَّعة. فحسب. فكرة التطبيق مشابهة جدًا لتلك المستخدمة في البيانات الطولية المُجمَّعة. بدلاً من المقارنة بين السنوات، تتم مقارنة القرى المتضمنة في البرنامج وغير المتضمنة، وبدلاً من المقارنة بين المشاركين وغير المشاركين، تتم مقارنة المجموعات المستهدفة والمجموعات غير المستهدفة.

وبالتالي، يتم استخدام بيانات سنة ١٩٩١ (hh_91.dta). أنشِئ متغيرًا صوريًا يسمى "target" لأولئك المؤهلين للمشاركة في برامج الائتمان بالغ الصغر (أي أولئك الذين لديهم أقل من نصف فدَّان من الأرض). ثم أنشئ متغيرًا صوريًا لبرنامج القرية ("progvill") لتلك القرى المشاركة

```
use ..\data\hh_91,clear;
gen lexptot=ln(1+exptot);
gen lnland=ln(1+hhlanddb/100);
gen target=hhlanddb<50;
gen progvill=thanaid<25;
```

بعد ذلك، أنشئ متغيرًا يتفاعل مع الهدف والقرية المشاركة في البرنامج:

```
gen progtarget=progvill*target
```

ثم، احسب تقدير الاختلاف في الاختلافات من خلال سجل انحدار إجمالي نصيب الفرد من الإنفاق مقابل الهدف والقرية المشاركة في البرنامج والتفاعل بينهما:

```
. reg lexptot progvill target progtarget
```

أظهرت النتائج أن أثر تطبيق برنامج الائتمان بالغ الصغر على المجموعة المستهدفة غير كبير ($t = -0.61$).

```
      Source |       SS           df       MS      Number of obs =     826
-------------+----------------------------------   F(  3,   822) =   27.38
       Model |  10.9420259         3  3.64734195   Prob > F      =  0.0000
    Residual |  109.485295       822  .133193789   R-squared     =  0.0909 Adj
-------------+----------------------------------   R-squared = 0.0875 Root MSE
       Total |                                      = .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
------------------------------------------------------------------------------
```

لا يوفر معامل متغير الأثر ("progtarget")، وهو ٠,٠٥٣، الأثر الفعلي لبرامج الائتمان بالغ الصغر. لذا، يجب ضبطه عن طريق القسمة على نسبة الأسر المستهدفة في قرى البرنامج. يمكن استخدام الأمر التالي لإيجاد النسب:

```
sum target if progvill==1;
```

تنتمي ٦٨,٩٪ من أسر القرى المشمولة بالبرنامج إلى المجموعة المستهدفة. لذلك، يُقسَم معامل الانحدار "progtarget" على هذه القيمة ليكون الناتج ٠,٠٧٧، وهو الأثر الحقيقي لبرامج الائتمان بالغ الصغر على السكان المستهدفين، على الرغم من أنه ليس كبيرًا.

```
    Variable |       Obs        Mean    Std. Dev.       Min        Max
-------------+--------------------------------------------------------
      target |       700    .6885714    .4634087         0          1
```

كما فعلنا من قبل، يمكن تحديد نموذج الانحدار بضبط المتغيرات المشتركة التي تؤثر على الحصائل محل الاهتمام:

```
reg lexptot progvill target progtarget sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg
[pw=weight];
```

لا نجد، عند ثبات العوامل الأخرى، أي تغيير في مستوى دلالة أثر الائتمان بالغ الصغر على المجموع السنوي لنصيب الفرد من إنفاق الأسر:

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

```
                                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

لمرة أخرى، يمكن استخدام الانحدار ذي التأثيرات الثابتة بدلاً من المربعات الصغرى العادية (OLS) للتحقق من قوة النتائج. ومع ذلك، مع بيانات المقطع العرضي، لا يمكن تشغيل التأثيرات الثابتة على مستوى الأسرة، حيث تظهر كل أسرة مرة واحدة فقط في البيانات. لذلك، يتم إجراء الانحدار ذي التأثيرات الثابتة على مستوى القرية:

```
xtreg lexptot progvill target progtarget, fe i(vill)
```

يوجد في هذه الحالة أثر سلبي (طفيف) لبرامج الائتمان بالغ الصغر على نصيب الفرد من إنفاق الأسرة:

التأثيرات الثابتة (داخل) الانحدار

```
Group variable (i): vill                Number of obs      = 826
R-sq: within  = 0.1088                  Number of groups   = 87
      between = 0.0240                  Obs per group: min = 4
      overall = 0.0901                                 avg = 9.5
                                                       max = 15
                                        F(2,737)           = 44.98
corr(u_i, Xb)  = -0.0350                Prob > F           = 0.0000
```

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
progvill	(dropped)					
target	-.2531591	.0801025	-3.16	0.002	-.4104155	-.0959028
progtarget	**-.0134339**	**.0854701**	**-0.16**	**0.875**	**-.1812278**	**.15436**
_cons	8.436668	.0232409	363.01	0.000	8.391041	8.482294
sigma_u	.16994272					
sigma_e	.3419746					
rho	..1980463	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(86, 737) = 2.32 Prob > F = 0.0000

يتم تشغيل نفس الانحدار ذي التأثيرات الثابتة بعد تضمين المتغيرات المشتركة الأخرى:

```
xtreg lexptot progvill target progtarget sexhead agehead educh- ead lnland, fe i(vill)
```

لمرة أخرى، لا يوجد أي تغيير في مستوى الدلالة:

التأثيرات الثابتة (داخل) الانحدار

Group variable (i): vill
R-sq: within = 0.2258
between = 0.0643
overall = 0.1887
corr(u_i, Xb) = -0.0497

Number of obs = 826
Number of groups = 87
Obs per group: min = 4
avg = 9.5
max = 15
F(6,733) = 35.62
Prob > F = 0.0000

lexptot	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
progvill	(dropped)					
target	.0326157	.0818661	0.40	0.690	-.1281043	.1933357
progtarget	**-.0081697**	**.07999**	**-0.10**	**0.919**	**-.1652066**	**.1488671**
sexhead	-.0051257	.0568657	-0.09	0.928	-.1167648	.1065134
agehead	.0001635	.0010231	0.16	0.873	-.0018451	.0021721
educhead	.0229979	.0039722	5.79	0.000	.0151997	.0307962
lnland	.2732536	.0385588	7.09	0.000	.1975548	.3489523
_cons	8.072129	.0806635	100.07	0.000	7.91377	8.230488
sigma_u	.16666988					
sigma_e	.3196088					
rho	.21380081	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(86, 737) = 2.55 Prob > F = 0.0000

مراعاة الظروف الأولية

على الرغم من أن تطبيق طريقة الاختلاف في الاختلافات من خلال الانحدار (المربعات الصغرى العادية أو التأثيرات الثابتة) يَضبطُ المتغيرات المشتركة على مستوى الأسرة وعلى مستوى المجتمع، فقد يكون للظروف الأولية (المحدِدة للشروط الابتدائية) التي تم رصدها أثناء مسح خط الأساس تأثير منفصل على التغييرات اللاحقة في الحصيلة أو تخصيص المعالجة. وبالتالي، قد يؤدي تجاهل التأثير المنفصل للظروف الأولية إلى تحيز تقديرات الاختلاف في الاختلافات.

ومع ذلك، فإن تضمين الظروف الأولية (المحدِدة للشروط الابتدائية) في الانحدار أمر ليس بالهيّن. وذلك لأن الملاحظات التي تم رصدها، خلال إجراء مسح خط الأساس، في العينة المُثبتة تحتوي بالفعل على خصائص أولية. لهذا، لا يمكن إضافة متغيرات إضافية للشروط الابتدائية مباشرةً. تتمثل إحدى طرق إضافة الشروط الابتدائية في وضع تطبيق بديل للانحدار ذي التأثيرات الثابتة في الاعتبار. في هذا التطبيق، يتم إنشاء متغيرات الاختلاف (الفَرْق) لجميع المتغيرات (الحصيلة والمتغيرات المشتركة) بين السنوات، ثم يتم استخدام متغيرات الاختلاف هذه في الانحدار بدلًا من المتغيرات الأصلية. ويمكن، في مجموعة البيانات المعدلة هذه، إضافة متغيرات الشروط الابتدائية كعوامل انحدار إضافية دون مشكلة في العلاقة الخطية.

تُنشِئ الأوامر التالية متغيرات الفرق من البيانات الطولية المُجمَعة hh_9198:

```
sort nh year;
by nh: gen dlexptot=lexptot[2]-lexptot[1];
by nh: gen ddmfd98= dmfd98[2]- dmfd98[1];
by nh: gen ddmmfd98= dmmfd98[2]- dmmfd98[1];
by nh: gen ddfmfd98= dfmfd98[2]- dfmfd98[1];
by nh: gen ddmfdyr= dmfdyr[2]- dmfdyr[1];
by nh: gen ddmmfdyr= 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];
```

ينشئ Stata متغيرات الفرق هذه لكلا العامين. ثم يتم تشغيل انحدار المربعات الصغرى العادية باستخدام متغيرات الفرق بالإضافة إلى المتغيرات المشتركة الأصلية باعتبارها عوامل انحدار إضافية، ما يقصر العينة على سنة خط الأساس (السنة = ٠). يتم ذلك لأن سنة خط الأساس تحتوي على متغيرات الفرق ومتغيرات الشروط الابتدائية.

```
reg dlexptot ddfmfd98 ddfmfdyr dsexhead dagehead deduchead dlnland dvaccess dpcirr drice dwhtflr dmilk dmus-
toil dhenegg sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice whtflr milk mustoil henegg if year==0 [pw=-
                                                                                                    weight];
```

تظهر النتائج أنه بعد ضبط الظروف الأولية، يختفي أثر المشاركة في الائتمان بالغ الصغر ($t = 1.42$):

الانحدار مع وجود أخطاء معيارية فادحة

```
                                    Number of obs = 826
F( 23, 802)    = 2.93
Prob > F       = 0.0000
R-squared      = 0.0917
Root MSE       = .51074
```

dlexptot	Robust Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ddfmfd98	(dropped)					
ddfmfdyr	**.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

طريقة الاختلاف في الاختلافات مجتمعة مع مطابقة درجة الميل

يمكن تحسين طريقة الاختلاف في الاختلافات بعدة طرق. تتمثل إحداها في استخدام مطابقة درجة الميل (PSM) مع بيانات خط الأساس للتأكد من أن مجموعة المقارنة مماثلة لمجموعة المعالجة ثم تطبيق الاختلاف في الاختلافات على العينة المتطابقة. وبهذه الطريقة، يمكن التعامل مع عدم التجانس الملحوظ في الظروف الأولية.

باستخدام الأمر "pscore"، ينحدر متغير المشاركة في ١٩٩٨/١٩٩٩ (والذي تم إنشاؤه هنا كـ "dfmfd98" لكلا العامين) مع المتغيرات الخارجية ١٩٩١/ ١٩٩٢ للحصول على درجات الميل من بيانات خط الأساس. وتتمثل هذه الأمثلة فيما يلي:

```
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);
```

تم استيفاء خاصية التوازن لمطابقة درجة الميل، ما يعني أن الأسر التي لديها نفس درجات الميل لديها التوزيعات نفسها لجميع المتغيرات المشتركة لجميع الوحدات التجميعية الخمس. منطقة الدعم المشترك هي [.06030439, .78893426]، وتم إسقاط ٢٦ ملاحظة:

****
خوارزمية لتقدير درجة الميل
****

تتم المعالجة باستخدام الأمر dfmfd98

dfmfd98	Freq.	Percent	Cum.
0	391	47.34	47.34
1	435	52.66	100.00
Total	826	100.00	

تقدير درجة الميل

(مجموع الوزن هو 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
```

التقديرات الاحتمالية

```
                                Number of obs = 826
Wald chi2(11) = 78.73
Prob > chi2   = 0.0000
Pseudo R2     = 0.1427                  Log pseudolikelihood =-475.1744
```

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

ملاحظة: تم تحديد خيار الدعم المشترك
منطقة الدعم المشترك هي [.78893426, .06030439].

وصف درجة الميل المقدرة في منطقة الدعم المشترك

درجة الميل المقدرة

	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

****

الخطوة الأولى: تحديد العدد الأمثل للوحدات التجميعية
استخدام تفاصيل الخيارات إذا أردت مخرجات أكثر تفصيلًا
****

العدد النهائي للوحدات التجميعية هو ٤

يضمن عدد الوحدات التجميعية هذا أن متوسط درجة الميل لا يختلف بالنسبة للمجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة في كل وحدة تجميعية

****

الخطوة الثانية: اختبار خاصية الموازنة لدرجة الميل
استخدام تفاصيل الخيارات إذا أردت مخرجات أكثر تفصيلًا
****

تم استيفاء خاصية الموازنة

يوضح هذا الجدول الحد الأدنى وعدد العناصر المعالجة وعدد العناصر الضابطة لكل وحدة تجميعية

Inferior of block of pscore	dfmfd98 0	1	Total
.0603044	53	16	69
.2	110	70	180
.4	151	250	401
.6	51	99	150
Total	365	435	800

ملاحظة: تم تحديد خيار الدعم المشترك

****

نهاية خوارزمية التقدير pscore
****

تحافظ الأوامر التالية على الأسر المتطابقة في سنة خط الأساس وتدمجها مع البيانات الطولية المُجمَّعة للاحتفاظ بالأسر المتطابقة فقط في العينة المُثبَتة:

```
keep if blockf1!=.;
keep nh;
sort nh;
merge nh using ..\data\hh_9198;
keep if _merge==3;
```

الخطوة التالية هي تنفيذ طريقة الاختلاف في الاختلافات كما نفذناها من قبل. بالنسبة لهذا التمرين، يتم عرض تطبيق التأثيرات الثابتة فقط:

```
xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg, fe
i(nh);
```

تُظهر النتائج أن تطبيق مطابقة درجة الميل على يُمَكِّنُ من الاحتفاظ بالأثر الإيجابي الأصلي لمشاركة النساء في برامج الائتمان بالغ الصغر على إنفاق الأسرة:

التأثيرات الثابتة (داخل) الانحدار

```
Group variable (i): nh                Number of obs      =      1600
R-sq: within  = 0.1791                Number of groups   =       800
      between = 0.1237                Obs per group: min =         2
      overall = 0.1434                               avg =       2.0
                                                     max =         2
corr(u_i, Xb) = 0.0414                F(13,787)          =     13.21
                                      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

ملاحظات

١. ليست هناك حاجة ماسة للبيانات الطولية المُجمَّعة لتقدير الاختلاف في الاختلافات. تُعرض لاحقًا كيفية تطبيق هذه التقنية على بيانات المقطع العرضي.

٢. تعني علامة السالب في المخرجات أن حصيلة المشاركين (dfmfd = 1) أكبر من حصيلة غير المشاركين (dfmfd = 0)، ما يعني أن أثر المشاركة إيجابي في الواقع.

المرجع

Ravallion, Martin. 2008. "Evaluating Anti-poverty Programs." In *Handbook of Development Economics*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.

١٥. طريقة المتغير المساعد

توجد طريقة أخرى لقياس أثر البرنامج، عندما لا يتم تخصيص المعالجة بشكل عشوائي، وهي استخدام طريقة المتغير المساعد (IV). يعتبر تقدير المتغير المساعد متغير المعالجة (في هذه الحالة، المشاركة في برامج التمويل متناهي الصغر) داخليًا. وبالتالي، فإن المطلوب هو إيجاد متغير خارجي أو متغيرات (وحدات مساعدة) خارجية يمكن ملاحظتها تؤثر على متغير المشاركة ولكنها لا تؤثر على حصيلة البرنامج في حالة المشاركة. وبالتالي، قد نرغب على الأقل في وحدة مساعدة واحدة ليست ضمن المتغيرات المشتركة وتفي بالمتطلبات السابقة. ويعتبر تقدير المتغير المساعد عملية تتكون من خطوتين. الأولى، تطبيق متغير المعالجة مقابل جميع المتغيرات المشتركة، ويشمل ذلك وحدات المساعدة. ثم استخدام القيمة المتوقعة للمعالجة، بدلاً من القيمة الفعلية، في المرحلة الثانية.

تطبيق المتغير المساعد باستخدام الأمر "ivreg"

الخطوة الأولى لتطبيق المتغير المساعد تتمثل في إيجاد وحدة مساعدة. في هذا المثال، يُستخدم اختيار الأسرة للمشاركة في برنامج الائتمان بالغ الصغر كمتغير مساعد. يَعتمد اختيار الأسرة على عاملين: توافر برامج الائتمان بالغ الصغر في القرية وأهلية الأسرة للمشاركة (بناءً على ملكية الأرض). على الرغم من أن تنسيب البرنامج في القرية قد يكون داخليًا، إلا أن أهلية الأسرة ليست كذلك، وبالتالي فإن الجمع بين هذين العاملين يكون خارجيًا.

باستخدام بيانات ١٩٩٨ (hh_98.dta)، أنشِئ متغير برنامج القرية للنساء ثم متغير اختيار النساء المشاركات في البرنامج على مستوى الأسرة.[1] كما ذكرنا في التمارين السابقة، يحق للأسرة المشاركةُ في برامج الائتمان بالغ الصغر إذا كان لديها أقل من نصف فدَّان من الأرض.

```
egen villfmf=max(dmmfd), by(vill); gen fchoice=villfmf==1 & hhland<50;
```

بعد ذلك، أنشئ وحدات مساعدة إضافية من خلال تفاعل متغير الاختيار مع جميع المتغيرات المشتركة. يُستخدم الأمر "for" في Stata لتنفيذ ذلك في أمر واحد:

```
for var agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil: gen fchX=fchoice*X;
```

الخطوة التالية هي تنفيذ المتغير المساعد، من خلال استعمال الأمر "ivreg" في STATA. تَظهر معادلة المرحلة الأولى بين قوسين في تركيبة المعادلة، ويعرض الاختيار الأول نتائج المرحلة الأولى.

```
ivreg lexptot agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil
(dfmfd= agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil fch*), first;
```

وتظهر المخرجات نتائج المرحلة الأولى أولا، ثم تليها نتائج المرحلة الثانية. وحسب مخرجات المرحلة الأولى، يؤثر تعليم رب الأسرة والأراضي التي تملكها الأسرة سلبيًا في المشاركة في برنامج الائتمان بالغ الصغر؛ وينطبق نفس الشيء على المتغيرات المساعدة. تظهر نتائج المرحلة الثانية أنه بعد ضبط تأثير المتغيرات الداخلية للمشاركة في البرنامج، يكون للمشاركة النسوية في برامج الائتمان بالغ الصغر أثرًا مهمًا (٣٢،٦ في المائة) على نصيب الفرد من إنفاق الأسرة (t = 2.28).

انحدارات المرحلة الأولى

Source	SS	df	MS
Model	31.9544747	23	1.38932499
Residual	249.471566	1105	.225766123
Total	281.426041	1128	.249491171

```
Number of obs = 1129
F( 23, 1105)  = 6.15
Prob > F      = 0.0000 R-squared     =
0.1135 Adj R-squared = .0951 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

انحدار المتغيرات المساعدة (مربعات صغرى ثنائية المرحلة)

Source	SS	df	MS
Model	48.1621199	12	4.01350999
Residual	249.69781	1116	.223743557
Total	297.85993	1128	.264060221

Number of obs = 1129
F(12, 1116) = 22.94
Prob > F = 0.0000
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
educhead	.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 educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk potato egg oil fchoice fchagehead fchsexhead fcheduchead fchlnland fchvaccess fchpcirr fchrice fchwheat fchmilk fchegg fchoil

اختبار المتغيرات داخلية النشأة: المربعات الصغرى العادية (OLS) مقابل المتغير المساعد (IV)

يمكن استخدام عدد قليل من الاختبارات لتحديد ما إذا كانت المربعات الصغرى العادية (OLS) أم المتغيرات المساعدة (IV) أكثر ملاءمة. يوجد الأمر "ivendog" في Stata، والذي يُستخدم في اختبار *F*-test واختبار chi-square متبعًا منهجيتان تسميان Wu-Hausman test وDurbin-Wu-Hausman على التوالي. الفرضية الصفرية هي أن المربعات الصغرى العادية متسقة (في هذه الحالة، تعني أن المعالجة خارجية المنشأ). وإذا لم يتم رفض الفرضية الصفرية، يجب أن تكون المربعات الصغرى العادية كافية؛ وإلا يجب استخدام طريقة المتغير المساعد. يُستخدم الأمر "ivendog" بعد الأمر "ivreg":

```
ivendog;
```

تُظهر النتائج أن الفرضية الصفرية مرفوضة عند مستوى ١٠٪، ما يعني أن المتغير المساعد نموذج أفضل من المربعات الصغرى العادية:

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**

طريقة المتغير المساعد للمعالجة الثنائية: الأمر "treatreg"

تُطبَّق طرق تقدير المتغير المساعد السابقة عندما يكون الانحدار الداخلي مستمرًا. وعندما يكون الانحدار الداخلي ثنائيًا (مشارك/غير مشارك)، يمكن أن يكون استخدام نموذج خطي في المرحلة الأولى من إجراء المتغير المساعد مناسبًا وقد لا يكون كذلك. وهناك طريقة أخرى تناسب نموذج تأثيرات المعالجة عندما يكون الانحدار الداخلي ثنائيًا وهي الأمر "Treatreg" في Stata. يتلاءم الأمر "Treatreg" مع نموذج تأثيرات المعالجة باستخدام إما عامل تقدير أقصى احتمالية كاملاً أو عامل تقدير متسق من خطوتين. يحتسب الأمر "Treatreg" تأثير المتغير الداخلي الثنائي على الحصيلة محل الاهتمام المشروطة بمجموعتين من المتغيرات الخارجية. يُقدِّر الأمر انحدارين في وقت واحد. يتم تقدير المعادلة الأولى باستخدام الانحدار الاحتمالي للتنبؤ باحتمالية المعالجة. والمعادلة الثانية إما انحدار خطي أو احتمالي لمتغيرات الحصيلة. من المفترض أن يتم توزيع حدّي الخطأ بشكل مشترك.

فيما يلي مثال على كيفية استخدام الأمر "Treatreg" مع بيانات بنغلاديش لعام ١٩٩٨. تركيبة هذا الأمر مشابهة جدًا لتركيبة الأمر "ivreg":

```
treatreg lexptot agehead-educhead lnland vaccess pcirr
rice-oil, treat (dfmfd= agehead-educhead lnland vaccess pcirr
                                                rice-oil fch*);
```

فيما يلي طريقة تأثير المعالجة باستخدام تقدير أقصى احتمالية. يُظهِر أن لمشاركة المرأة أثرًا إيجابيًا كبيرًا على نفقات الأسرة ($t = 3.49$):

نموذج تأثير المعالجة -- تقدير أقصى احتمالية (MLE)

```
                                Number of obs = 1129
Wald chi2(11) = 271.45
Prob > chi2   = 0.0000          Log pseudolikelihood =-475.1744
```

	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
educhead	.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

المتغير المساعد مع التأثيرات الثابتة: تقديرات مبنية على بيانات المقاطع العرضية

يمكن دمج انحدار المتغير المساعد مع التغييرات الثابتة. وفيما يلي توضيح باستخدام بيانات المقاطع العرضية.

الأمر المُستخدم هو "xtivreg" مع خيار "fe". يتم تشغيل الانحدار ذي التأثيرات الثابتة على مستوى القرية باستخدام بيانات hh_98.dta نفسها. هذا هو الأمر الخاص بمشاركة المرأة في برنامج الائتمان بالغ الصغر:

```
xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr
rice-oil (dfmfd= agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil mch*), fe i(vill);
```

بعد ذلك، طبّق الانحدار ذا التأثيرات الثابتة على مستوى القرية بنفس hh_98.dta. يؤدي استخدام التأثيرات الثابتة على مستوى القرية إلى اختفاء آثار المشاركة:

التأثيرات الثابتة (داخل) انحدار المتغير المساعد

Group variable: vill	
R-sq: within	= 0.1791
between	= 0.1237
overall	= 0.1434
corr(u_i, Xb)	= 0.0414

Number of obs	= 1129
Number of groups	= 104
Obs per group: min	= 4
avg	= 10.9
max	= 19
Wald chi2(5)	= 453021.37
Prob > chi2	= 0.0000

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 mchs- exhead mcheduchead mchlnland mchvaccess mchpcirr mchrice mchwheat mchmilk mchegg mchoil

المتغير المساعد مع التأثيرات الثابتة: تقديرات مبنية على البيانات الطولية المُجمَّعة

وفيما يلي عرض لتنفيذ "xtivreg"، باستخدام البيانات الطولية المُجمَّعة، من خلال لوحة البيانات hh_9198.dta. أصدِر الأمر "xtivreg" بعد إنشاء المتغيرات الضرورية كما فعلنا سابقًا.

```
xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr
rice-oil (dfmfd= agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil mch*), fe i(nh);
```

لا تُظهر النتائج أي تأثير للمشاركة على الإنفاق.

التأثيرات الثابتة (داخل) انحدار المتغير المساعد

Group variable: nh

Number of obs = 1652
Number of groups = 826
Obs per group: min = 2
avg = 2.0
max = 2
Wald chi2(14) = 866855.47
Prob > chi2 = 0.0000

R-sq: within = 0.1667
between = 0.1924
overall = 0.1733

corr(u_i, Xb) = 0.1215

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
lnland	.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 lnland vaccess pcirr rice wheat milk potato egg oil fchoice fchagehead fchsexhead fcheduchead fchlnland fchvaccess fchpcirr fchrice fchwheat fchmilk fchpotato fchegg fchoil

ملاحظة

١. بحلول عام ١٩٩٨، كان لدى جميع قرى العينة برامج الائتمان بالغ الصغر ولكن لأغراض توضيح عملية إنشاء المتغير، ينشئ هذا التمرين متغير برنامج القرية.

١٦. تصميم انقطاع الانحدار

عندما يتم تخصيص المعالجة على أساس قيمة الانقطاع فقط، يعد تصميم انقطاع الانحدار (RD) بديلًا مناسبًا للتجارب العشوائية أو غيرها من التصميمات شبه التجريبية. وعلى عكس التصميم العشوائي، لا يلزم استبعاد مجموعة مؤهلة من المعالجة فقط من أجل تقدير الأثر. يمكن تطبيق تقدير الأثر من خلال تصميم انقطاع الانحدار (RD) باستخدام بيانات بنغلاديش لأن المشاركة في برامج الائتمان بالغ الصغر يتم تحديدها رسميًا بناءً على ما تمتلكه الأسرة من أرض؛ أي أن الأسرة مؤهلة للمشاركة إذا كان لديها أقل من نصف فدَّان من الأرض. لذلك، فإن نقطة القَطع البالغة نصف فدَّان في أصول الأراضي تستوفي معيار تصميم انقطاع الانحدار.

تقدير الأثر باستخدام انقطاع الانحدار (RD)

يعتمد تقدير أثر انقطاع الانحدار على فكرة أن العينة المجاورة لنقطة القطع (أعلاها وأدناها) تمثل سمات التصميم العشوائي، لأن الأسر في مجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة متشابهة جدًا في خصائصها ولا تختلف سوى في حالة المعالجة. لذا فإن الاختلاف في متوسط حصيلة المجموعات المعالجة والمجموعات الضابطة المقتصرة على المنطقة المجاورة لنقطة القطع (أي مَحَلِّي للانقطاع) يوضح أثر التدخل. يوجد نوعان من انقطاع الانحدار. في النوع المسمى "*الانقطاع الحاد*"، تحدِّد نقطة القطع حالة المعالجة بصورة حاسمة. أي أن كل شخص مؤهل يحصل على المعالجة، ولا يحصل عليها أي شخص غير مؤهل. أما في النوع الآخر من الانقطاع، المسمى "*الانقطاع الضبابي*"، لا تقفز حالة العلاج فجأة من صفر إلى واحد حيث تصبح الأسر مؤهلة بعد أن كانت غير مؤهلة. هذا السيناريو أكثر واقعية، لا سيما في هذه الحالة، حيث تقرر بعض الأسر المؤهلة (لسبب أو لآخر) عدم المشاركة في برنامج الائتمان بالغ الصغر، في حين تشارك بعض الأسر غير المؤهلة. في تصميم انقطاع الانحدار الجيد، يظل كل من غير المشاركين المؤهلين والمشاركين غير المؤهلين في مستوى منخفض. يمكن تحديد أثر المشاركة في برامج الائتمان بالغ الصغر، باستخدام تصميم انقطاع الانحدار، من خلال التعبير التالي:

$$I = (y^{+} - y^{-}) / (s^{+} - s^{-}) \qquad (1\text{-}16)$$

حيث، y^{+} هي الحصيلة المتوسطة للمشاركين في برامج الائتمان بالغ الصغر ممن في حيازتهم من الأراضي ما يقرب من نصف فدَّان، وy^{-} هي متوسط الحصيلة لغير المشاركين في برنامج الائتمان بالغ الصغر ممن في حيازتهم ما يقارب نصف فدَّان، s^{+} هو متوسط حالة المعالجة للأسر المؤهلة ممن في حيازتها ما يقرب من نصف فدَّان، وs^{-} هي متوسط حالة المعالجة للأسر غير المؤهلة ممن في حيازتها ما يقارب نصف فدَّان.

في الانقطاع الحاد، $s^{+}=1$ و$s^{-}=0$، والفرق بين متوسط حصائل المشاركين وغير المشاركين هو ما يساوي الأثر.

في الواقع، بدلاً من حساب متوسطات الحصائل والمعالجة مباشرة، نقدر قيمتهما من الانحدارات الخطية المحلية (أو انحدار النواة) التي يتم تنفيذها في كلا جانبي نقطة القطع. ثم يتم إدخال هذه القيم في المعادلة ١٦-١ للحصول على الآثار المقدرة.

تطبيق الانقطاع الحاد

لا تستوفي بيانات بنغلاديش hh_91.dta أو hh_98.dta الشروط اللازمة لإنجاز تصميم الانقطاع الحاد لأن المشاركة في البرنامج ليست حتمية بناءً على نقطة قطع الأراضي. بعبارة أخرى، لا تشارك بعض الأسر المؤهلة (حيازة الأراضي < نصف فدَّان)، وتشارك بعض الأسر غير المؤهلة (حيازة الأراضي > = نصف فدَّان). لذلك، لتوضيح الانقطاع الحاد، يتم تعديل hh_98.dta بإسقاط هذين النوعين من الأسر:

```
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));
```

تتمثل الخطوة التالية في إجراء الانحدار الخطي المحلي للحصائل (نصيب الفرد من إنفاق الأسرة) مقابل حيازة الأسرة للأرض لكل من الأسر المؤهلة (المشارِكة) والأسر غير المؤهلة (غير المشاركة). كنتيجة لعملية إسقاط بعض الأسر في الخطوة السابقة، أصبحت بالتأكيد الآن الأسر المؤهلة مشاركة وغير المؤهلة غير مشاركة. يسمح الانحدار الحدودي المحلي بتخزين الحصائل المقدرة لكل من المشاركين وغير المشاركين. الخطوة التالية هي إيجاد متوسطات تلك الحصائل عند نقطة القطع. وحيث إن نقطة القطع هي قيمة واحدة (نصف فدان أي ٥٠ عُشرًا)، فمن الأفضل تحديد نطاق لقيم حيازة الأرض وإيجاد متوسطات الحصائل للأسر التي تقع ضمن هذا النطاق. يتم تعيين هذا النطاق من ٤٥ إلى ٥٠ عشرًا للمشاركين ومن ٥٠ إلى ٥٥ عشرًا لغير المشاركين. وعند حساب متوسطات الحصائل، يمكن إيجاد الفرق بينهما لمعرفة الآثار المقدرة للمشاركة في برامج الائتمان بالغ الصغر على نصيب الفرد من الإنفاق في المحيط المجاور لنقطة القطع. يتم ترميز هذه العملية برمتها على النحو التالي في برنامج rd_sharp في Stata:

```
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;
```

على الرغم من أنه يمكن حساب الآثار المقدرة بهذه الطريقة، إلا أن هذه العملية لا تنتج خطأً قياسيًا يُستخدم لحساب إحصاءات *t*. يمكن حساب الخطأ القياسي عن طريق الأخذ المتكرر للعينات مع الاستبدال (bootstrapping) في البرنامج السابق. يُطبَّق الأخذ المتكرر للعينات مع الاستبدال أمرًا (أو مجموعة أوامر) بشكل متكرر عن طريق سحب الملاحظات عشوائيًا (مع الاستبدال) من البيانات، ويخزِّن نتائج التقدير لكل تشغيل، ثم يحسب الخطأ القياسي من التقديرات المحفوظة. لا يلزم الأخذ المتكرر للعينات، مع الاستبدال، عند إصدار كل أمر بشكل منفصل. وبدلاً من ذلك، يمكن الأخذ المتكرر للعينات مع الاستبدال في البرنامج الذي يتضمن جميع الأوامر المطلوبة. لهذا السبب، عند وجوب تشغيل أوامر متعددة معًا، تعد كتابة برنامج Stata أمرًا سهلًا للغاية. تسمح البرمجة أيضًا بتشغيل نفس البرنامج باستخدام معلمات مختلفة. انظر إلى الخيارات المختلفة للأمر "locpoly" في برنامج rd_sharp الذي يشغل الانحدار الخطي المحلي لمتغير الحصيلة العامة مقابل سجل أراضي الأسرة لكل من المشاركين وغير المشاركين:

يخزن () gen نتيجة التقدير، أي القيمة المقدرة للحصيلة
يحدد () at متغيرًا يحتوي على القيم التي يجب عندها تقييم تجانس انحدار النواة.
يُحدِّد tri أن نوع النواة للانحدار الخطي المحلي هو مثلث
يُحدِّد w نصف عرض النواة، عرض النطاق لإطار التجانس حول كل نقطة
يمنع nogr الرسوم البيانية لكل عرض نطاق
يُحدِّد ()d درجة الحدود لاستخدامها في التجانس (يشير ١ إلى الانحدار الخطي)

في الانحدار الخطي المحلي، يمكن أن تنتج عروض النطاقات المختلفة تقديرات مختلفة، لذلك يوصى بإجراء الاختبار بأكثر من عرض نطاق واحد. يعد اختيار النواة (kernel) أقل أهمية بالرغم من أن تجربة أنواع مختلفة يمكن أن تساعد في التحقق من قوة التقديرات. وتوجد هنا ملاحظة مهمة وهي أن برنامج rd_sharp ليس له معلم/مقياس يشير إلى المشاركة في برنامج الائتمان بالغ الصغر، وذلك لأن المشاركة في هذا البرنامج أصبحت حتمية بسبب حيازة الأرض (من خلال الأمر "drop" كما ذكرنا سابقًا).

تضع الأوامر التالية أساس السحب العشوائي الذي يتم أثناء عملية الأخذ المتكرر للعينات مع الاستبدال (bootstrapping). ثم تقوم بالسحب المتكرر للعينات مع الاستبدال (bootstrapping).يتم أخذ العينات المتكررة عن طريق تنفيذ الأمر "boot- strap" في Stata، ثم يتبعه الأمر الذي سيتم أخذ عيناته بين علامتي اقتباس (" ") ثم الإحصائيات أو التعبير الرياضي المراد تقديره. وهنا يشغل الأمر "bootstrap" برنامج rd_sharp المحدد مسبقًا بالافتراض "lexptot" الذي يستبدل الافتراض

العام "الحصيلة" بـ lexptot (سجل نصيب الفرد من الإنفاق السنوي). وبالتالي، يتم تشغيل lexptot مقابل lnland (سجل ملكية أراضي الأسرة) باستخدام الانحدار الخطي المحلي. وفي نهاية التنفيذ، يقوم برنامج rd_sharp بإرجاع فرق متوسط lexptot (الأثر المقدر)، الذي يخزنه الأمر "bootstrap" في متغير يسمى "_effect sharp". أخيرًا، ينفذ "bootstrap" برنامج rd_sharp مائة مرة.

```
set seed 12345;
bootstrap "rd_sharp lexptot" impact_sharp=r(diff_outcome),
reps(100) nowarn;
```

فيما يلي مخرجات الأمر "bootstrap"، التي توضح أن المشاركة في برنامج الائتمان بالغ الصغر لها تأثير سلبي على نصيب الفرد من الإنفاق (-١٢,٦٪) والخطأ القياسي هو ٠,١١٢:

```
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)
-------------+------------------------------------------------------------
```

ملاحظة: N = عادي (lamroN)
P = النسبة المئوية (Prcentile)
BC = تصحيح التحيز (bias -corrected)

تُنشئ الأوامر التالية إحصائيات *t* للأثر المقدر وتعرضها:

```
gen t_impact_sharp=_b[impact_sharp]/_se[impact_sharp]; sum t_impact_sharp;
```

بعد تنفيذ هذه الأوامر، يمكننا أن نرى أن الأثر المقدر ليس كبيرًا (*t* = -1.132).

```
    Variable |        Obs        Mean    Std. Dev.       Min        Max
-------------+---------------------------------------------------------
t_impact_s~p |        243   -1.132169           0  -1.132169  -1.132169
```

تطبيق الانقطاع الضبابي

على عكس تطبيق الانقطاع الحاد، لا يتطلب تطبيق الانقطاع الضبابي إسقاط ملاحظات الأسر المؤهلة غير المشاركة أو الأسر المشاركة غير المؤهلة. يعد برنامج تقدير أثار الانقطاع الضبابي مشابهًا جدًا للبرنامج المستخدم لتقدير آثار الانقطاع الحاد. ويتم هنا تضمين الانحدارات الحدودية المحلية للمعالجة بالإضافة إلى تلك الخاصة بالحصائل. يُحسَب الأثر المقدر باستخدام الصيغة المحددة في المعادلة ١٦-١. يتبع البرنامج الذي يحسب الانقطاع الضبابي ما يلي:

```
prog rd_fuzzy, rclass;
        version 8.2;
args treatment outcome;
confirm var `treatment';
  confirm var `outcome';
tempname treatrd1 treatrd0 outrd1 outrd0 treat1 treat0 outcome1
                                                    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;
```

وعلى عكس برنامج rd_sharp، يحتسب برنامج rd_fuzzy افتراضيتين: إحداهما للمعالجة والأخرى للحصيلة. لذلك، لتقدير آثار مشاركة النساء في برامج الائتمان بالغ الصغر على نصيب الفرد من إنفاق الأسرة، ينفِّذ الأمر "bootstrap" برنامج rd_fuzzy بافتراضيتين: dfmfd (مشاركة المرأة في برنامج الائتمان بالغ الصغر) وlexptot (نصيب الفرد من الإنفاق السنوي للأسرة). فيما يلي الرموز التي تشغل الأمر "bootstrap" ذي الصلة:

```
set seed 123;
bootstrap "rd_fuzzy dfmfd lexptot" impact_fuzzy_f=r(impact),
                                  reps(100) nowarn;
```

تُظهر مخرجات الأمر "bootstrap" أن علامة الأثر المقدر لا تزال سلبية:

```
command:        rd_fuzzy dfmfd 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)

ملاحظة: N = عادي (Normal)
P = النسبة المئوية (percentile)
BC = تصحيح التحيّز (corrected-saib)

تُنشئ الأوامر التالية إحصائيات *t* للأثر المقدر وتعرضها:

```
gen t_impact_fuzzy_f=_b[impact_fuzzy_f]/_se[impact_fuzzy_f];
sum t_impact_fuzzy_f;
```

بعد تنفيذ هذه الأوامر، يمكننا أن نرى أن الأثر المقدر ليس كبيرًا (*t* = −0.477).

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
t_impact_f~f	1129	-.4765815	0	-.4765815	-.4765815

تمرين

قم بتقدير آثار مشاركة الرجال في البرنامج على نصيب الفرد من إنفاق الأسرة، باستخدام تصميم الانقطاع الضبابي. ثم، ناقش النتائج التي توصلت إليها.

الإجابات على أسئلة الفصل

الفصل ٢

١. ب

٢. د

٣. ج

٤. أ

٥. ب

٦. ج

الفصل ٣

١. ب

٢. ج

٣. ج

٤. د

٥. أ

٦. ب

الفصل ٤

١. أ

٢. أ

٣. ج

٤. د

٥. ب

الفصل ٥

١. ج

٢. ج

٣. ج

٤. هـ

٥. ب

الفصل ٦

١. ب

٢. أ

٣. أ

٤. د

٥. د

الفصل ٧

١. د

٢. ب

٣. ج

٤. ج

٥. ج

الملحق: البرامج وملفات do. لتمارين الفصول ١٢-١٦

الفصل ١٢

```
capture log close
log using ..\log\random.log,replace
drop _all
set more 1
set mem 50m
#delimit ;
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);

***آثار تنسيب البرنامج؛
****t-test;
ttest lexptot, by(progvillm);
ttest lexptot, by(progvillf);

****تطبيق الانحدار؛
reg lexptot progvillf;
reg lexptot progvillf;

****الانحدار الموسّع
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];

***آثار المشاركة في البرنامج؛
****t-test;
ttest lexptot, by(dmmfd);
ttest lexptot, by(dfmfd);
```

```
****تطبيق الانحدار؛
reg lexptot dmmfd;
reg lexptot dfmfd;

****الانحدار الموسّع؛
    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];

****الانحدار الموسّع: تحديد كل من تنسيب البرنامج والمشاركة فيه؛
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];

***آثار المشاركة في البرنامج في القرى المشمولة بالبرنامج-dm reg lexptot ;
                                                   mfd 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];

***تأثيرات التداعيات المترتبة عن تنسيب البرنامج؛
 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
الفصل ١٣
                                                        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 ;
****آثار المشاركة في البرنامج؛

***المشاركون الرجال؛
****معادلة pscore؛
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);

****مطابقة الجار الأقرب؛
attnd lexptot dmmfd [pweight=weight],
pscore(ps98) comsup;

****المطابقة الطبقية؛
atts lexptot dmmfd, pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup;

****المطابقة نصف القطرية؛
attr lexptot dmmfd, pscore(ps98) radius(0.001) comsup;

****مطابقة النواة؛
attk lexptot dmmfd, pscore(ps98) comsup bootstrap reps(50); drop ps98
blockf1;

***المشاركات الإناث؛
****معادلة pscore؛
pscore dfmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat
milk oil egg [pw=weight],
pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup level(0.001);

****مطابقة الجار الأقرب؛
attnd lexptot dfmfd [pweight=weight], pscore(ps98) comsup;

****المطابقة الطبقية؛
atts lexptot dfmfd, pscore(ps98) blockid(blockf1) comsup;

****المطابقة نصف القطرية؛
attr lexptot dfmfd, pscore(ps98) radius(0.001) comsup;
```

```
****مطابقة النواة؛
attk lexptot dfmfd, pscore(ps98) comsup bootstrap reps(50);

****المطابقة المباشرة باستخدام طريقة الجار الأقرب؛
nnmatch lexptot dmmfd sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice
wheat milk oil egg [pw=weight], tc(att) m(1); nnmatch lexptot dfmfd sex-
head agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg [pw=-
weight], tc(att) m(1);

log close;
```

الفصل ١٤

```
capture log close
log using ..\log\dd.log,replace
****تطبيق الاختلاف في الاختلافات (DD)؛

drop _all
set more 1
set mem 50m

#delimit ;
***التطبيق الأبسط؛
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);

***تطبيق الانحدار؛
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;

***النموذج الأساسي؛
reg lexptot year dmmfd98 dmmfdyr;
reg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr;
```

```
****النموذج الكامل؛
 reg lexptot year dmmfd98 dmmfdyr sexhead agehead educhead lnland vaccess
pcirr rice wheat milk oil egg [pw=weight]; reg lexptot year dfmfd98 dfmf-
dyr sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat milk oil egg
[pw=weight];

****التأثيرات الثابتة: النموذج الأساسي؛
xtreg lexptot year dmmfd98 dmmfdyr, fe i(nh);
xtreg lexptot year dfmfd98 dfmfdyr, fe i(nh);

****التأثيرات الثابتة: النموذج الكامل؛
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);

***  الاختلاف في الاختلافات (DD) في بيانات المقطع العرضي؛
                                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 prog-
                                                target, fe i(vill);
                  xtreg lexptot progvill target progtarget sexhead agehead
                                educhead lnland, fe i(vill);

****وضع الظروف الأولية في الاعتبار؛
                                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 ddmmfd98= dmmfd98[2]- dmmfd98[1];
by nh: gen ddfmfd98= dfmfd98[2]- dfmfd98[1];
by nh: gen ddmmfdyr= 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 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 ddmmfd98 ddmmfdyr dsexhead dagehead deduchead dln- 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 deduchead dln- land dvaccess
dpcirr drice dwheat dmilk doil degg
sexhead agehead educhead lnland vaccess pcirr rice wheat
milk oil egg if year==0 [pw=weight];

**** الاختلاف في الاختلافات (DD) مع مطابقة درجة الميل؛
****المشاركون الرجال؛
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);
```

```
****المشاركات الإناث؛
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;
```

الفصل ١٥

```
capture log close
log using ..\log\random.log,replace

drop _all
set more 1
set mem 50m

#delimit ;
****تطبيق المتغير المساعد باستخدام الأمر "ivreg"؛
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=m-
choice*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;

****مشاركة الرجال؛
ivreg lexptot agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil (dmmfd= age-
                                                        head-educhead
                                    lnland vaccess pcirr rice-oil mch*);
****اختبار المتغيرات داخلية النشأة؛
                                                        ivendog;

***مشاركة النساء؛
  ivreg lexptot agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil (dfmfd= age-
                                                        head-educhead
                                     lnland vaccess pcirr rice-oil fch*), first;
****اختبار المتغيرات داخلية النشأة؛
                                                        ivendog;

****تطبيق المتغير المساعد باستخدام الأمر "treatreg"؛
 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 (df-
                                                        mfd= agehead-educhead
                                    lnland vaccess pcirr rice-oil fch*);

****تطبيق المتغير المساعد ذي التأثيرات الثابتة في بيانات المقطع العرضي؛
                                                  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=m-
                                                        choice*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=f-
                                                        choice*X;
 xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil (dm-
                                                        mfd= agehead-educhead
                                     lnland vaccess pcirr rice-oil mch*), fe i(vill);
****اختبار المتغيرات داخلية النشأة؛
                                                        dmexogxt;
xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil (dfm-
                                                        fd= agehead-educhead
                                     lnland vaccess pcirr rice-oil mch*), fe i(vill);
****اختبار المتغيرات داخلية النشأة؛
                                                        dmexogxt;
```

```
****تطبيق المتغير المساعد ذي التأثيرات الثابتة في البيانات الطولية
المُجمَّعة؛
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 & hh-
land<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 & hh-
land<50;
for var agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil: gen fchX=f-
choice*X;

xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil (dm-
mfd= agehead-educhead
lnland vaccess pcirr rice-oil mch*), fe i(nh);

****اختبار المتغيرات داخلية النشأة؛
dmexogxt;
xtivreg lexptot year agehead-educhead lnland vaccess pcirr rice-oil (dfm-
fd= agehead-educhead
lnland vaccess pcirr rice-oil fch*), fe i(nh);
****اختبار المتغيرات داخلية النشأة؛
dmexogxt;
log close;
```

الفصل ١٦

```
capture log close
log using ..\log\random.log,replace

****تطبيق انقطاع الانحدار؛
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);

*****برنامج الانقطاع الحاد؛
drop if (hhland<50 & (dmmfd==0|dfmfd==0))|(hhland>=50 & (dmmfd==1|dfmf-
d==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;

                                                    ****المشاركة؛
                                                  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);
                                                *****برنامج الانقطاع الضبابي؛
                                              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 `out-
                                                        come0'=r(mean);

            return scalar impact=(`outcome1'-`outcome0')/(`treat1'-
                                                          `treat0');
                                                               end;
                                                ****مشاركة الرجال؛
                                                   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;

                                                ****مشاركة النساء؛
                                                       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;
```

الفهرس

يُرمز للمربعات، والأشكال، والملاحظات، والجداول بالحروف *م*، و *ش*، و *ل*، و *ج*، على التوالي.

أ

أبادي، ألبيرتو، ٤٣، ٤٤*م*، ٤٦
أبريفايا، جاسون، ١٢٢، ١٢٣
آثي، سوزان، ١٢٠، ١٢٥ *ل*5
اختبارات المبالغة في تحديد القيود، ٩١
الاختلاف في الاختلافات (DD)، ٦، ٢٨، ٧١-٨٥
أسئلة الدراسة، ٨٢-٨٤
أهداف التعلم المتعلقة بـ، ٧١
الإيجابيات والسلبيات، ٧٦-٧٨، ٨٤ *ل*4
بيانات المقاطع العرضية المتكررة، ٧٦ *م*، ١٩٣-٩٦
تحيز الاختيار، ٧١-٧٢، ٧٣
تحيز الاختيار لا يتغير مع مرور الوقت، ٧٣، ٧٦، ٨٤ *ل*٢
تطبيق الانحدار، ١٩٠-٩٣
التعديل للاتجاهات الزمنية التفاضلية، ٨٢
تمارين Stata، ١٨٩-٢٠١، ٢٢٢-٢٥
الخلاصات، ١٣٩
الشروط الابتدائية، تفسير، ٧٨، ٧٩ *م*، ١٩٦-٩٨
طريقة الفرق الثلاثي، ٧١، ٧٨، ٨٠-٨٢، ٨١ *م*
عدم التجانس غير المرصود والمتغير بمرور الزمن، ٧٧ *ش*
المتغير المساعد و، ٨٧-٨٩
المطابقة، ٦١، ١٢١، ١٢٢ *م*
مطابقة درجة الميل و، ٧١، ٧٢، ٧٨، ٧٩-٨٠، ٨٠ *م*، ٨٧-٨٩، ١٩٨-٢٠١
نظريًا وعمليًا، ٧٢-٧٦، ٧٥ *ش*
النماذج البديلة، ٧٨-٨٢
نموذج التأثيرات الثابتة باستخدام البيانات الطولية المُجمعة، ٧٤
واقع مضاد، ٧١-٧٢، ٨٤ *ل*2
هبوط أشينفلتر، ٧٧، ٨١ *م*
الاختيار العشوائي، ٥، ٢٧، ٣٣-٥٢
الاختيار العشوائي البحت، ٣٦-٣٧
الآثار غير المتجانسة، ٤٥-٤٧، ٤٦ *م*، ٤٨ *م*
آثار النية للعلاج (ITT)، ٤٢، ٤٣ *م*
أسئلة الدراسة، ٤٩-٥٠
الاستنزاف الاختياري، ٤٣، ٤٤ *م*
أنواع وطرق، ٣٨
أهداف التعلم المتعلقة بـ ، ٣٣
البحث، 36-37
تأثيرات التداعيات، ٣٩، ٤٢-٤٣، ٤٥ *م*، ١٧٧-٧٨
تأثير المعالجة على المعالج (TOT)، ٣٣، ٣٥-٣٧، ٤١، ٥٠
تأثير المعالجة الكمي (QTE)، ١٢٠، ١٢١ *م*
تأثير المعالجة الهامشي (MTE)، ٣٦
تأثير هوثورن، ٤٢، ٥١ *ل*2
تحيز الاختيار في، ٢٥-٢٧
التصميم الاحصائي لـ ، ٣٤-٣٥
تمارين Stata، ١٧١-٧٩، ٢١٩-٢٠
الجزئي، ٣٧
حساب تأثيرات المعالجة، ٣٥-٣٧
خلاصات، ١٣٩
دراسات خط الأساس، ٤٧، ٤٨ *م*
الصلاحية، الداخلية والخارجية، ٣٥، ٣٩، ٤١
عمليًا، ٣٩-٤٧
قضايا أخلاقية، ٣٨-٣٩، ٤٠-٤١، ٤٠ *م*
قضايا الامتثال، ٣٩، ٤٢-٤٣، ٤٣-٤٤ *م*
قياس الآثار التوزيعية، 46 *م*
المتغيرات المساعدة، كمصدر لـ، ٩٦
متوسط تأثير المعالجة (ATE)، ٣٣، ٣٥-٣٧، ٤١، ٤٧، ٥٠
متوسط تأثير المعالجة المحلي، ٤٣
المشكلات والصعوبات، ٣٨-٣٩، ٤٧-٤٩
الواقع المضاد، تحديد، ٣٤ *ش*

انقطاع الانحدار (RD)، ٥، ٢٨، ١٠٣-١٣

الاختيار العشوائي الجزئي، ٣٧
الاختيار العشوائي داخل المجموعة، ٣٨
الأرجنتين
برنامج Jefes y Jefas، ١١١ م
برنامج Trabajar workfare، ٦٤، ٦٥ م، ٨١-٨٢، ٨١ م، ١١٨
أروجو، م. كاريداد، ١١٦
أسئلة حول تقييم الأثر، *انظر* أسئلة الدراسة
أسئلة الدراسة
إجابات على، ٢١٧-١٨
الاختلاف في الاختلافات، ٨٢-٨٤
الاختيار العشوائي، ٤٩-٥٠
أساسيات تقييم الأثر، ٢٩-٣٠
المتغيرات المساعدة، ٩٩-١٠٠
مطابقة درجة الميل، ٦٦-٦٧
انقطاع الانحدار، ١١١-١٢
أسئلة الفصل. *انظر* أسئلة الدراسة
الاستقلال الشرطي (عدم التداخل)، افتراض، 00-٥٦، ٦٨-٦٩ ل1
الاستنزاف الاختياري، ٤٣، ٤٤ م
إسلام، رومين، xv
إشيمورا، هيديهيكو، ٥٦، ٥٧، ٥٨، ٦٠، ٦٢ م، 63
إطار اقتصاد كلي، ١٣١-٣٣، ١٣٢-٣٣ م
إطار الانحدار الخطي لقياس الآثار التوزيعية، ١١٦-١٨، ١١٧ ش
أطر الأسر للنماذج الاقتصادية، ١٣٣-٣٥، ١٣٤-٣٥ م
إعادة أخذ عدد من العينات من العينة الأصلية مع الاستبدال
(Bootstrapping)، ٦٣
افتراض الاتجاه الموازي، ٧٧
إمبينز، جيدو و.، ٣٥، ٤٣، ٤٤ م، ٤٦، ٥٨، ٦٣، ٦٤، ٧٨، ٨٠، ٩٢، ٩٣، ١٠٠ ل٣، ١١٩ م، ١٢٠، ١٢٥ ل5
الأمر "table" (توزيعات الإحصاءات الوصفية) في Stata، ١٥٥-١٥٧
أمريكا اللاتينية، برامج التحويل النقدي المشروط في، ٣
أنجريست، جوشوا دي.، ٣٥، ٤٣، ٤٣ م، ٤٤ م، ٤٦، ٩٢، ٩٣، ١٠٠ ل3
أندرابي، طاهر، ٩٨ م
أندونيسيا
برنامج تطوير كيكامَتان (KDP)، ١٥-١٦ م، ١٩
مكملات الحديد الغذائية، التوزيع العشوائي لـ، ٧٥
أسئلة الدراسة، ١١١-١٢
الانقطاع الحاد، ١٠٥، ١٠٧، ٢١٢-١٤
الانقطاع الضبابي، ١٠٥-٧، ٢١٤-١٦
أهداف التعلم المتعلقة بـ، ١٠٣-٤
الإيجابيات والسلبيات، ١٠٨-٩
تمارين Stata، ٢١١-١٦، ٢٢٧-٢٩
التنوع في، ١٠٧-٨
الحصائل المسجلة بعد تدخل البرنامج، ١٠٥، ١٠٦ ش
الحصائل المسجلة قبل تدخل البرنامج، ١٠٤-٥، ١٠٥ ش
الخلاصات المتعلقة بـ، ١٤٠
فك الارتباط، ١٠٨ ش
قواعد الأهلية، ١٠٣-٥، ١٠٧-٩، ١٠٧ م، ١١٠ م، 111 م
المقارنات المتوالية، ٥، ٢٨، ١١٠-١١م، ١٤٠
نظريّا وعمليّا، ١٠٣-٧
نقاط الانقطاع المتعددة، ١٠٨، 109 ش
انقطاع حاد، في انقطاع الانحدار، ١٠٥، ١٠٧، ٢١٢-١٤
انقطاع ضبابي في انقطاع الانحدار، ١٠٥-٧، ٢١٤-١٦
أومباثي، نيثين، ١١٨، ١١٩ م
أهداف التعليم
الاختلاف في الاختلافات، ٧١
الاختيار العشوائي، ٣٣
انقطاع الانحدار، ١٠٣-٤
تقييم الأثر الأساسي، ٧،
قياس آثار البرنامج التوزيعية، ١١٥
مطابقة درجة الميل، ٥٣
النماذج الاقتصادية، ١٢٧
إيانشوفيتشينا، إلينا، ١٣٣ م
إيبانيز آنا ماريا، 19 م
إيتشينو، أندريا، ١٨١
إيساما نسّاه، بونيغاس، ١٢٥ ل١، ١٢٨، ١٣١، ١٣٢
إيفرون، برادلي، ٦٣

ب

باخت، زايد، ٧٥، ٧٩ م، ١٢٣، ١٢٥ ل٣، ١٢٥ ل6
باراجولي، ديليب، ٧٦ م
(SEECALINE)، مدغشقر، ١١٨، ١١٩ م
الغذاء والتغذية

باركر، سوزان، ٤٠ م
باسيت، جيلبرت، ١١٨
باكستان
برنامج المنح الدراسية للإناث، ٧٦ م
المتغيرات المساعدة المستخدمة لدراسة
التعليم الخاص في، ٩٦، ٩٨-٩٩ م
باكسون، كريستينا، ١٧ م
بانيرجي، أبهيجيت، ٤٤ م
برادان، سانجاي، xv
برازيل، برنامج Bolsa Escola، البرازيل، ١٣٥، ١٣٦ م
برامج الائتمان بالغ الصغر في بنغلاديش. *انظر*
بنغلاديش
برامج التحويل النقدي المشروط
برنامج المنح الدراسية للإناث، باكستان، ٧٦ م
برنامج التعليم والصحة والتغذية
(PROGRESA/Oportunidades).
انظر المكسيك
برنامج استهداف الفقر المدقع (TUP)،
بنغلاديش، ١٢١، ١٢٢ م
برنامج الإعانات المشروطة بالعمل Trabajar،
الأرجنتين، ٦٤، ٦٥ م، ٨١-٨٢، ٨١ م، ١١٨
برنامج الاكتفاء الذاتي (SSP)، كندا، ١٢١ م
برنامج بولسا إسكولا (Bolsa Escola)، البرازيل،
١٣٥، ١٣٦ م
برنامج تأمين الاستشفاء في المناطق الريفية
الذي يقدمه البنك الأخضر في
الفلبين، ٤٨ م
برنامج التعليم والصحة والتغذية
(PROGRESA/Oportunidades).
انظر المكسيك
برنامج تنمية إمداد الريف بالكهرباء (REDP)،
نيبال، ١٢-١٥، ١٣-١٤ م
برنامج التنمية القروية، التدخل الذي استهدف قِطاع
الطرق، بنغلاديش، ١١٧-١٨، ١١٧ *ش*
برنامج الحماية الاجتماعية "Jefes y Jefas"،
الأرجنتين، ١١١ م
برنامج خطة زيادة تغطية التعليم الثانوي
(PACES) كولومبيا، ٤٣ م
برنامج الغذاء من أجل التعليم، بنغلاديش، ٩٦ م
برنامج المدارس الحقلية للمزارعين (FFS)، بيرو،
٦١-٦٢، ٦٢ م
برنامج المراقبة الموسعة وتثقيف المدارس
والمجتمعات المحلية فيما يخص
بريسون، أليكس، ٥٨
بلاتو، جون فيليب، ١١٦
بلوندیل، ريتشارد، ٣، ٧٨، ٨٢، ٩٤
بنغلادش
برامج الائتمان بالغ الصغر في، ٣، ٦، ٢٨
بنك جرامين، ٣، ٦، ٢٢-٢٣، ١٠٤
التدخل الذي استهدف قِطاع الطرق، ١١٧-
١٨، ١١٧ *ش*
تمارين Stata باتخدام بيانات من، ١٤٥.
انظر أيضًا تمارين Stata
المتغيرات المساعدة، استخدام، ٩٦، ٩٧-
٩٨ م
برنامج استهداف الفقر المدقع، ١٢١، ١٢٢ م
برنامج الغذاء مقابل التعليم، ٩٦ م
بنك جرامين، بنغلاديش، ٣، ٦، ٢٢-٢٣، ١٠٤
بوتشينسكي، موشي، ١١٨
بوديلمبير، هيلك، ١١٠
بوردون، سوزان، ٥٨
بورغينيون، فرانسوا، ٢٠، ١١٦، ١٣١، ١٣٢، ١٣٥، ١٣٦ م
بوسولو، موريزيو، ١٣٢
بيانات المقاطع العرضية المتكررة والاختلاف في
الاختلافات، ٧٦ م، ١٩٣-٩٦
بيت، مارك، ٨٩، ٩٧ م
بيتلر، ماريان بي.، ١٢٠، ١٢١ م
بيرتراند، ماريان، ٧٤
بيرمان، جيري آر.، ٤٠ م، ٤٨ م، ١١٦
البيرو
برنامج مدرسة ميدانية تجريبية للمزارعين
(FFS)، ٦١-٦٢، ٦٢ م
مشروع صندوق التعاون للتنمية
الاجتماعية (FONCODES)،
١٦-١٨، ١٧ م
بيريرا دا سيلفا، لويز أوازو، ١١٦، ١٣٢
بيكر، ساشا، ١٨١
بيل، برايان، ٧٨، ٨٢
بيوركلوند، أندرز، ٣٦

ت

تأثير المعالجة على المعالج (TOT)
الاختيار العشوائي، ٣٣، ٣٥-٣٧، ٤١، ٥٠
مطابقة درجة الميل (PSM)، ٥٥-٥٧، ٦١
تأثير المعالجة الكمي (QTE)، ١٢٠، ١٢١ م

تأثير المعالجة الهامشي (MTE)، ٣٦، ٩٣-٩٥
تأثير هوثورن، ٤٢، ٥١ *ل* 2
تأثيرات التداعيات، في الاختيار العشوائي، ٣٩، ٤٢-٤٣، ٤٥ *م*، ١٧٧-٧٨
تأثيرات النية للعلاج (ITT)، ٤٢، ٤٣ *م*، ٨٩
تانزانيا، أثر الطرق الجديدة في، ٣
تبشيراني، روبرت جي.، ٦٣
تحليل التكلفة والمنفعة، ٨
التحيز
تحيّز الاختيار. *انظر* تحيز الاختيار
تحيّز التوهين، ٨٧، ٨٩
التحيّز الخفي، ٥٨-٥٩ *ل* 1
تحيّز الاختيار
الاختلاف في الاختلافات، ٧١-٧٢، ٧٣
غير متغير مع مرور الوقت، ٧٣، ٧٦
في الاختيار العشوائي، ٢٥-٢٧
في مطابقة درجة الميل (PSM)، ٥٨-٥٩ *ل*١، ٦٤، ٦٥ *م*
تحيّز الاختيار غير المتغير مع مرور الوقت، ٧٣، ٧٦، 84 *ل*2
تحيّز التوهين، ٨٧، ٨٩
التحيّز الخفي، ٥٨-٥٩ *ل* 1
الترجيحات في Stata، استخدام، ١٥٧-٥٨
تشامبيرلين ، جاري، ١٢٢، ١٢٣
تشاودهوري، نازمول، ٧٦ *م*
تشن، شاوهوا، ٦٥، ٦٦ *م*، ١٢٥ *ل*١، ١٣١، ١٣٢-٣٣ *م*، ١٣٣
تصميم
تقييمات الأثر، ٢٨-٢٩
الاختيار العشوائي، 38
تصميم تجريبي، *انظر* الاختيار العشوائي
تصميم التشجيع، ٣٨
التطبيق التدريجي، العشوائي، ٣٨
تقدير الأثر النوعي مقابل تقدير الأثر الكمي، ٣-٤، ١٨-٢٢، ١٩-٢١ *م*
تقدير المتغير المساعد (IV)، ٥، ٢٨، ٨٧-١٠١
الآثار، ٨٩
الاختيار العشوائي، ٩٦
الأدوات المساعدة غير التجريبية المستخدمة في التقييمات السابقة، ٩٦-٩٩ *م*
أسئلة الدراسة، ٩٩-١٠٠
تأثير المعالجة الهامشي (MTE)، ٩٣-٩٥
تحيز التوهين، ٨٧، ٨٩
تمارين Stata، ٢٠٣-٩، ٢٢٥-٢٧
الخلاصات المتعلقة بـ، ١٤٠
ضعف المتغيرات المساعدة، مشكل، ٩١-٩٢
متوسط تأثير المعالجة المحلي (LATE)، ٤٣، ٨٧، ٩٢-٩٥
مصادر المتغيرات المساعدة، ٩٥-٩٦
مطابقة درجة الميل و، ٨٧
مقاربة المربعات الصغرى ثنائية المراحل لـ، ٨٩-٩١
تقنية نظام تحديد المواقع العالمي (GPS) المستخدمة في قياس الأثر التوزيعي، ١٢٤
التقييم
أثر البرنامج. *انظر* تقييم الأثر
التقييم التشغيلي، ٣، ٤، ١٦-١٨، ١٧ *م*
تقييم السيرورة، ٨
التقييم مقابل، ٨
التقييم والمتابعة، ٣، ٤، ٨-١٥، ٩ *ش*، ١٠ *م*، ١٣ *م*
تقييم الأثر، xvi-xiii، ٣-٧
الآثار التوزيعية، ٥، ٢٨، ١١٥-٢٦. *انظر أيضًا* قياس الآثار التوزيعية
الاختيار العشوائي، ٥، ٢٧، ٣٣-٥٢. انظر أيضًا الاختيار العشوائي
أسئلة حول، ٢٩-٣٠. *انظر أيضًا* أسئلة الدراسة
انقطاع الانحدار، ٥، ٢٨، 103-13. *انظر أيضًا* انقطاع الانحدار
أهداف التعلم المتعلقة بـ، *انظر أيضًا* أهداف التعلم
برنامج Stata، ٥-٦، ١٤٥-٧٠. *انظر أيضًا* تنفيذ ستاتا (Stata) لتقييمات الأثر، ٢٨-٢٩
التحيز في. *انظر* التحيز
التصميم والتطبيق، ٢٨-٢٩
التقييم التشغيلي، ٣، ٤، ١٦-١٨، ١٧ *م*
جمع طرق، ١٤٠-٤١
الخلاصات، ١٣٩-٤١
السابق
تقدير الأثر الكمي، ٤، ٢٠-٢٢، ٢١ *م*
النمذجة الاقتصادية، ١٢٧، ١٣٠، ١٣٣-٣٥، ١٣٤-٣٦ *م*

الطرق غير التجريبية، ٥، ١٣٩-١٤٠
الكمي مقابل الكيفي، ٣-٤، ١٨-٢٢، ١٩-٢١ م
اللاحق
تقدير الأثر الكمي، ٤، ٢٠-٢٢
مقاربات مختلفة، ٢٧-٢٨
المتابعة والتقييم، ٣، ٤، ٨-١٥، ٩ ش، ١٠ م، ١٣-١٤ م
المتغير المساعد، ٥، ٢٨، ٨٧-١٠١. *انظر أيضًا* تقدير المتغير المساعد
مطابقة درجة الميل (PSM)، ٥، ٢٧، ٥٣-٦٩
المقارنات المتوالية، ٥، ٢٨، ١١٠-١١ م
النماذج الاقتصادية، ٥، ٢٨، ١٢٧-٣٧. *انظر أيضًا* النماذج الاقتصادية
الواقع المضاد. *انظر* الواقع المضاد (الاختلاف في الاختلافات)، ٥، ٢٨، ٧١-٨٥. *انظر أيضًا* الاختلاف في الاختلافات
تقييم البرنامج. *انظر* تقييم الأثر
التقييم التشغيلي، ٣، ٤، ١٦-١٨، ١٧ م
التقييم السابق
تقدير الأثر الكمي، ٤، ٢٠-٢٢، ٢١ م
النمذجة الاقتصادية، ١٢٧، ١٣٠، ١٣٣-٣٥، ١٣٤-٣٦ م
تقييم السيرورة، ٨
التقييم اللاحق
تقدير الأثر الكمي، ٤، ٢٠-٢٢
مقاربات مختلفة، ٢٧-٢٨
تود، بيترا، ٢٠، ٢١ م، ٤٠ م، ٥٦، ٥٧، ٥٨، ٦٠، ٦١، ٦٢ م، ٦٣، ٩٣، ١٠٥، ١٣٣-٣٤، ١٣٤-٣٥ م
توزيعات الإحصاءات الوصفية (الأمر "table") في Stata، ١٥٥-١٥٧
توزيعات التكرار (الجداول) في Stata، ١٥٥-١٥٤
توماس، دونكان، ٧٥

ج

جاكوبي، حنان جي.، ٩٧ م، ١١٦
جالاسو، إيمانويلا، ١١٠، ١١١ م، ١١٨، ١١٩ م
جالان، جيوتسنا، ٦٤، ٦٥ م، ٧٧، ٧٩ م، ١١٨
الجداول (توزيعات التكرار) في Stata، ١٥٥-١٥٤
جروبر، جوناثان، ٨١
جلينيرستر، راشيل، ٣، ٣٦، ٣٨
روزنباوم، بول آر.، ٢٧، ٥٤، ٥٥، ٦٧ ل1
جنوب إفريقيا، برامج التقاعد في، ١٠٧ م
جوجيرتي، ماري كاي، ١١٦
جودتلاند، إيرين، ٦١-٦٢، ٦٢ م
جيلباخ، جونا بي.، ١٢٠، ١٢١ م
جيلتلر، بول، 40 م
جيني، كزافييه، ٤٨ م

خ

خاندكر، شاهيدور آر.، xvii، ٧٥، ٧٩ م، ٨٩، ٩٧ م، ٩٨ م، ١٢٣، ١٢٥ ل3، ١٢٥ ل6
خواجة، عاصم إعجاز، ٩٨ م

د

داس، جيشنو، ٩٨ م
دال، كريستيان، ١٢٢، ١٢٣
دامرت، آنا، ٤٦ م
دجباري، حبيبة، ٤٦
دراسات خط الأساس، ٤٧، ٤٨ م
دعم مشترك (ظروف التداخل)
افتراض، ٥٦، ٥٧ ش
تعريف منطقة الدعم المشترك، ٥٩
دورسيت، ريتشارد، ٥٨
دوفلو، إيستر، ٣، ٣٦، ٣٨، ٧٤، ١٠٧ م
دياس، مونيكا كويطا، ٣، ٩٤
ديهيجيا، راجيف، ٦٨ ل3
دي جانفري، ألين، ٤٠ م
ديكسيت، أفيناش كمالاكار، ١٣١
دي مارو، فينسينزو، ٤٠ م

ر

رافاليون، مارتن، xv، ٣، ٢١، ٢٤، ٢٩، ٣٧، ٥٦، ٥٩، ٦٤، 65-66م، ٧٧، ٧٩ م، ٨١-٨٢، ٨١ م، ٩٦ م، ١٠٥، ١١١ م، ١١٨، ١٢٥ ل1، ١٣١، ١٣٢-٣٣ م، ١٣٣، ١٩٠
راو، فيجايندرا، ١٩ م، ١١٦
روب، ريتشارد، ١٠٠ ل 3
روبانو، فيرجينيا، ١٢١، ١٢٢ م
روبن، دونالد بي.، ٢٧، ٥٤، ٥٥
مجموعة البيانات، ١٤٥-٤٦

روي، أندرو، ٥١ ل1
ريدر، جيرت، ٦٤، ٧٨، ٨٠، ١١٩ م
ريست، راي سي.، ١١

ز

زيادة حجم الاشتراك، ٣٨
زينمان، جوناثان، ٤٨ م

س

ستاتا (Stata)، ٥-٦، ١٤٥-٧٠
أوامر، ١٥١
بدء البرنامج، ١٤٦، ١٤٨ ش
بنية الملف، ١٤٥-٤٦، ١٦٤-٦٨
ترجيحات، استخدام، ١٥٧-٥٨
تسمية، ١٥٩-٦٠
تلخيص البيانات، ١٥٣-٥٤
تمارين
الاختلاف في الاختلافات، ١٨٩-٢٠١، ٢٢٢-٢٥
الاختيار العشوائي، ١٧١-٧٩، ٢١٩-٢٠
انقطاع الانحدار، ٢١١-١٦، ٢٢٧-٢٩
البرامج وملفات do. لـ، ٢١٩-٢٩
المتغير المساعد، ٢٠٣-٩، ٢٢٥-٢٧
مطابقة درجة الميل، ١٨١-٨٨، ٢٢٠-٢٢
ممارسة المتابعة، ١٦٨-٧٠
توزيعات الإحصاءات الوصفية (الأمر "table") في Stata، ١٥٥-١٥٧
توزيعات التكرار (الجداول)، ١٥٤-55
الخروج، البرنامج، ١٥٠
الرسوم البيانية، ١٦١-٦٢
عرض قائمة البيانات (أمر عرض القائمة)، ١٥٢-٥٣
العوامل العلائقية والمنطقية، ١٥٣ ش
المتغيرات
الاحتفاظ/ الاسقاط، ١٦٠-٦١
إنشاء، ١٥٨-٥٩
تسمية، ١٥٩
عرض القائمة (أمر الوصف)، ١٥١-٥٢
في مجموعات البيانات، ١٤٦، ١٤٧ ش
قيم، ١٦٠
إلحاق، ١٦٤
تسمية، ١٦٠
تغيير، ١٥٨-٦٢
الجمع، ١٦٢، ١٦٤
حفظ، ١٤٩-٥٠
الخروج، ١٥٠
دمج، ١٦٢-٦٣
فتح، ١٤٦-٤٩
ملاحظات حول، ١٥١-٥٨
المساعدة، ١٥٠، ١٥١
ملاحظات
الاحتفاظ/الاسقاط، ١٦٠-٦١
العد، ١٥٧
ملفات ado.، 168
ملفات do.، ١٦٤-٦٧، ٢١٩-٢٩
ملفات log.، ١٦٤-٦٥
سكوفياس، إيمانويل، ٤٠ م، ١١٠
سميث، جيفري، ٤٦، ٥٦، ٥٧، ١١٥، ١٢٠
سميث، ستسف سي.، ١٢١، ١٢٢ م
سيمسكينا، أنستازيا، ٩١

ش

شادي، نوبرت، ١٧ م
شبكة الحماية الاجتماعية (Red de Protección Social)، نيكاراغوا، 46 م
شولتز، تي. بول، ٤٠ م

ص

صلاحية خارجية للاختيار العشوائي، ٣٥، ٣٩، ٤١
صلاحية داخلية للاختيار العشوائي، ٣٥، ٣٩، ٤١
صلاحية، داخلية وخارجية، ٣٥
صندوق الاستثمار الاجتماعي في جامايكا (JSIF)، ١٩-٢٠ م
الصين
الانضمام إلى منظمة التجارة العالمية، التأثيرات المترتبة على، ١٣٢، ٣٣ م
الاتجاهات في كل من المقاطعات الريفية والحضرية في، ١٢٥ ل1
مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين (SWP)، ٦٥، ٦٦ م، ٧٧، ٧٩ م

ط

طان رينين، جون، ٧٨، ٨٢

الطرق غير التجريبية، ٥، ١٣٩-٤٠. *انظر أيضًا* الاختلاف في الاختلافات؛ تقدير المتغير المساعد (IV)؛ مطابقة درجة الميل؛ انقطاع الانحدار
الطرق القائمة على الانحدار
تمارين Stata، ١٩٠-٩٣
قياس الآثار التوزيعية
مقاربات الانحدار الكمي، ١١٨-٢٤، ١٢١-٢٢ م
هيكل الإطار الخطي لـ، ١١٦-١٨، ١١٧ ش
مطابقة درجة الميل و، ٥٣، ٦٤-٦٥، ٦٦ م
طرق المطابقة. *انظر* مطابقة درجة الميل
طريقة الفرق الثلاثي، ٧١، ٧٨، ٨٠-٨٢، ٨١ م

ظ

ظروف التداخل (دعم مشترك)
افتراض، ٥٦، ٥٧ ش
تعريف منطقة الدعم المشترك، ٥٩

ع

عبد الصمد، حسين، xvii
عدم التجانس غير المرصود والمتغير بمرور الزمن، ٧٧ ش
عدم التجانس في الآثار، ٤٥-٤٧، ٤٦ م، ٤٨ م، ٧٧ ش
عدم التداخل (الاستقلال الشرطي)، افتراض، ٥٥-٥٦، ٦٨-٦٩ ل1
عِمران، إم. شاهي، ١٢١، ١٢٢ م
العوامل العلائقية والمنطقية المستخدمة في Stata، ١٥٣ ج

غ

غانا، المتغيرات المستعدة المستخدمة لدراسة الحصائل المتعلقة بصحة وتعليم الأطفال في، ٩٦، ٩٧ م
غليوي، بول، ٩٧ م
غير المشاركين/المشاركين، مطابقة، ٥٩-٦٢، ٦٢ م

ف

فان، جيانتشينغ، ٦٠
فان دير كلاو، ويلبرت، ١٠٥
فان دي وال، دومينيك، ٨٠ م، ١١٦
كينغ، إليزابيث إم.، ١١٦
فك الارتباط في انقطاع الانحدار، ١٠٨ ش
الفلبين، برنامج تأمين الاستشفاء في المناطق الريفية الذي يقدمه البنك الأخضر، ٤٨ م
فيتلاسيل، إدوارد، ٢١، ٣٦، ٥١ ل١، ٩٣-٩٥، ١٢٨
فيريرا، فرانسيسكو إتش. جي.، ٢٠، ١٣١، ١٣٥، ١٣٦ م

ق

قانون شراكة التدريب الوظيفي لعام ١٩٨٢ (الولايات المتحدة)، ٤٤ م
القضايا الأخلاقية المطروحة عند القيام بالاختيار العشوائي، ٣٨-٣٩، ٤٠-٤١، ٤٠ م
قضايا الامتثال، ٣٩، ٤٢-٤٣، ٤٣-٤٤ م
قواعد الأهلية في انقطاع الانحدار، ١٠٣-٥، ١٠٧-٩، ١٠٧ م، ١١٠ م، 111 م
قياس الأثر التوزيعي، ٥، ٢٨، ١١٥-٢٦
الاختيار العشوائي و، ٤٦ م
أهداف التعلم المتعلقة بـ، ١١٥
تأثير المعالجة الكمية (QTE)، ١٢٠، ١٢١ م
الحاجة لـ، ١١٥-١٦
الخلاصات المتعلقة بـ، ١٤٠
مشكلات جمع البيانات، ١٢٤
مقاربات الانحدار الكمي، ١١٨-٢٤، ١٢١-٢٢ م
مقاربة الاختلاف في الاختلافات الكمي (QDD)، ١٢٠-٢٤، ١٢٢ م
هيكل الانحدار الخطي لـ، ١١٦-١٨، ١١٧ ش

ك

كارلان، دين، ٤٨ م، ٥٥
كالينو، ماركو، ٥٨، ٦٣
كريمر، مايكل، ٣، ٣٦، ٣٨، ٤٣، ٤٥ م، ١١٦
كليمنتس، نانسي، ١١٥، ١٢٠
كوانت، ريتشارد، ٥١ ل1
كوبينيج، سابين، ٥٨، ٦٣
كوسيك، جودي زول، ١١
كولوال، غاياتري بي.، xvii، ٧٥، ٧٩ م، ١٢٣، ١٢٥ ل٣، ١٢٥ ل6
كولومبيا، برنامج خطة زيادة تغطية التعليم الثانوي (PACES) في، ٤٣ م
كوينكر، روجر، ١١٨
كيش، ليزلي، ٤١
مشاركين/ غير المشاركين، مطابقة، ٥٩-٦٢، ٦٢ م

كينيا، مشروع القضاء على أمراض الديدان في المدارس الابتدائية، ٤٥ م

ل

لالوند، روبرت، ٥٦
لانجو، بيتر، ١٢٤
لجنة التنمية الريفية في بنغلاديش (BRAC)، ١٢١، ١٢٢ م
لوكشين، مايكل، ١٣٢
ليتي، فيليب، ١٣٥، ١٣٦ م
ليشنر، مايكل، ٢٧، ٥٨
لين، جاستين ييفو، xiv

م

مادالا، جي. إس.، ١٣٠
مارتن، ويل، ١٣٣ م
مبادرة استراتيجية الحد من الفقر (PRS)، ٨
مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين (SWP)، الصين، ٦٥، ٦٦ م، ٧٧، ٧٩ م
المتابعة القائمة على النتائج، 11-12
المتابعة مقابل التقييم، ٨
المتابعة والتقييم (M&E)، ٣، ٤، ٨-١٥، ٩ ش، ١٠ م، ١٣-١٤ م
المتغير المساعد. *انظر* تقدير المتغير المساعد
المتغيرات في Stata. *انظر تحت* Stata
متوسط تأثير المعالجة (ATE)
الاختيار العشوائي، ٣٣، ٣٥-٣٧، ٤١، ٤٧، ٥٠
مطابقة درجة الميل (PSM)، ٥٥، ٦٣-٦٥، ١٨٥-٨٧
متوسط تأثير المعالجة المحلي (LATE)، ٤٣، ٨٧، ٩٢-٩٥
مجموعات البيانات في Stata. *انظر تحت* Stata
مدغشقر
برنامج المراقبة الموسعة وتثقيف المدارس والمجتمعات المحلية فيما يخص الغذاء والتغذية (SEECALINE)، ١١٨، ١١٩ م
الفروقات الريفية-الحضرية في الحصائل في، ١٢٥ ل1
مردوخ، جوناثان، ٨٩
مركز تعزيز الطاقة البديلة (AEPC)، نيبال، ١٢-١٥، 13-14 م
المطابقة الخطية المحلية (LLM)، ٥٣، ٦٠
مطابقة الفرجار ونصف القطر، ٥٣، ٦٠، ١٨٦
مشروع الاكتفاء الذاتي (SSP)، كندا، ١٢١ م
مشروع برنامج تطوير كيكامَتان (KDP)، إندونيسيا، ١٥-١٦ م، ١٩
مشروع الحد من الفقر في جنوب غرب الصين (SWP)، ٦٥، ٦٦ م، ٧٧، ٧٩ م
مشروع صندوق التعاون للتنمية الاجتماعية (FONCODES)، بيرو، ١٦-١٨، ١٧ م
مشروع صندوق القرى التايلاندية، ٣
مشروع القضاء على أمراض الديدان في المدارس الابتدائية، كينيا، ٤٥ م
مطابقة التقسيم الطبقي، ٥٣، ٦٠، ١٨٦
مطابقة الجار الأقرب (NN)، ٥٣، ٥٩-٦٠، ١٨٥-١٨٦
المطابقة الخطية المحلية (LLM)، ٥٣، ٦٠
مطابقة درجة الميل (PSM)، ٥، ٢٧، ٥٣-٦٩
أسئلة الدراسة، ٦٦-٦٧
الاستخدامات العملية، ٥٤
الاستقلال الشرطي (عدم التداخل)، افتراض، ٥٥-٥٦، ٦٨-٦٩ ل1
إعادة أخذ عدد من العينات من العينة الأصلية مع الاستبدال (bootstraping)، ٦٣
أهداف التعلم المتعلقة بـ، ٥٣
الإيجابيات والسلبيات، ٦٣-٦٤
تأثير المعالجة على المعالج، ٥٥-٥٧، ٦١
تحيّز الاختيار في، 58-59 ل١، ٦٤، ٦٥ م
تطبيق، ٥٨-٦٣
تقدير نموذج المشاركة في البرنامج، ٥٨-٥٩
التقسيم الطبقي/ مطابقة الفترات، ٥٣، ٦٠، ١٨٦
تمارين Stata، ١٨١-٨٨، ٢٢٠-٢٢
دعم مشترك (ظروف التداخل)
افتراض، ٥٦، ٥٧ ش
تعريف منطقة الدعم المشترك، ٥٩
الطرق القائمة على الانحدار و، ٥٣، ٦٤-٦٥، ٦٦ م
الغرض والاستخدام، ٥٤-٥٥
المتغير المساعد و، ٨٧
متوسط تأثير المعالجة، ٥٥، ٦٣-٦٥، ١٨٥-٨٧
مشاركين/ غير المشاركين، مطابقة، ٥٩-٦٢، ٦٢ م
مطابقة الاختلاف في الاختلافات (DD)
مطابقة الجار الأقرب، ٥٣، ٥٩-٦٠، ١٨٥-٨٦
أهداف التعلم المتعلقة بـ، ١٢٧
تأثيرات السياسات، نمذجة، ١٣٠-٣١

مطابقة النواة، ٥٣، ٦٠، ٦٢ م، ٦٥ م، ١٨٧
مقاربة الاختلاف في الاختلافات و، ٧١، ٧٢، ٧٨، ٧٩-٨٠، ٨٠ م، ٨٧-٨٩، ١٩٨-٢٠١
نظريًا، ٥٥-٥٧
مطابقة الفترات، ٥٣، ٦٠
مطابقة الفرجار، ٥٣، ٦٠
مطابقة نصف القطر، ٥٣، ٦٠، ١٨٦
مطابقة النواة، ٥٣، ٦٠، ٦٢ م، ٦٥ م، ١٨٧
مقاربات الانحدار الكمي لقياس الأثر التوزيعي، ١١٨-٢٤، ١٢١-٢٢ م
مقاربة تأثير المعالجة للنمذجة الاقتصادية، ١٢٨
مقاربة متعددة الطرق، ١٩-٢٠ م
مقارنات انعكاسية، ١١
مقارنات "قبل وبعد"، ٢٣-٢٥، ٢٤ ش
مقارنات متوالية، ٥، ٢٨، ١١٠-١١ م، ١٤٠
مقارنات "مع وبدون"، ٢٢-٢٣، ٢٣ ش
المكسيك، برنامج التعليم والصحة والتغذية، ٣
الاختيار العشوائي، ٤٠ م، ٤٦
المتابعة والتقييم، ٩-١١، ١٠ م
المقاربات المتوالية، ١١٠ م
المقاربات الكمية مقابل المقاربات النوعية/ ١٨، ٢١ م
النمذجة الاقتصادية، المقاربة السابقة لـ، ١٣٣-٣٤، ١٣٤-٣٥ م
الملاحظات في Stata
الاحتفاظ/الاسقاط، ١٦٠-٦١
العد، ١٥٧
منصوري، غزالة، ١١٦
منظمة التجارة العالمية (WTO)، انضمام الصين إلى، ١٣٢-٣٣ م
منظمة كير-بيرو (CARE-Peru)، ٦٢ م
مو، رين، ٦٥، ٦٦ م، ٨٠ م
موفيت، روبرت، ٣٦، ٤٨، ٩٥
مولاياثان، سيندهيل، ٧٤
ميغيل، إدوارد، ٤٣، ٤٥ م

ن

نقاط الانقطاع المتعددة في انقطاع الانحدار، ١٠٨، ١٠٩ ش
النماذج الاقتصادية، ٥، ٢٨، ١٢٧-٣٧
أطر الأسر، ١٣٣-٣٥، ١٣٤-٣٥ م
أطر اقتصاد كلي، ١٣١-٣٣، ١٣٢-٣٣ م
التقييمات السابقة، ١٢٧، ١٣٠، ١٣٣-٣٥، ١٣٤-٣٦ م
الخلاصات المتعلقة بـ، ١٣٥، ١٤٠
المقاربات الهيكلية مقابل المقاربات ذات الصيغة المختزلة، ١٢٨-٣٠
مقاربة تأثير المعالجة، ١٢٨
نماذج اقتصادية ذات صيغة مختزلة، ١٢٨-٣٠
نماذج اقتصادية هيكلية، ١٢٨-٣٠
نموذج الانحدار التبديلي لكوانت، ٥١ ل1
نموذج التأثيرات الثابتة باستخدام البيانات الطولية المُجمعة، ٧٤
نموذج روي لتوزيع الدخل، ٥١ ل1
نموذج المؤشر الخطي الكامن، ١٠٠ ل3
نموذج Neyman-Fisher-Cox-Rubin للحصائل المحتملة، ٥١ ل1
نيبال، إمداد الريف بالكهرباء في، ١٢-١٥، ١٣-١٤ م
نيكاراغوا، برنامج شبكة الحماية الاجتماعية (Red de Protección Social)، ٤٦ م

و

الواقع المضاد
الاختلاف في الاختلافات (DD)، ٧١-٧٢، ٨٤ ل2
الاختيار العشوائي، ٣٤ ش
التقييمات السابق والنمذجة الاقتصادية، ١٣٣
مشكلة، ١٩، ٢٢-٢٥، ٢٣ ش، ٢٤ ش
ولبين، كينيث، ٢٠، ٢١ م، ٤٠ م، ١٣٣-٣٤، 134-35 م
وولدريج، جيفري إم.، ٩١، ١٢٨
وودون، كينتين، ٩٦ م

هـ

هاهن، جينيونغ، ٥٥، ١٠٥
هبوط أشينفلتر، ٧٧، ٨١ م
الهند، برنامج التعليم العلاجي في، ٤٣، ٤٤ م
هوتز، في. جوزيف، ١٠٠ ل3
هودينوت، جون، ٤٠ م، ٤٨ م
هورويتز، جويل، ٦٣
هوينز، هيلاري، ١٢٠، ١٢١ م
هيرانو، كيسوكي، ٥٥، ٦٤، ٧٨، ٨٠، ١١٩ م
هيكمان، جيمس جي.، ٢١، ٣٦، ٥١ ل١، ٥٦، ٥٧، ٥٨، ٦٠، ٦٢ م، ٦٣، ٩٢-٩٥، ١٠٠ ل٣، ١١٥، ١٢٠، ١٢٨-٣٠

الحفاظ على البيئة

بيان الفوائد البيئية

يلتزم البنك الدولي بالحفاظ على الغابات والموارد الطبيعية المعرضة للانقراض. لقد اختارت دار النشر أن تطبع ***دليل تقييم الأثر*** على أوراق مُعاد تدويرها تحتوي على نسبة ٣٠ في المئة من الألياف المُعاد تصنيعها وفقًا للمعايير المُقترحة لاستخدام الأوراق، والتي حددتها مبادرة Green Press، وهو برنامج غير ربحي يدعم الناشرين ويشجعهم على استخدام الألياف غير المستخلصة من الغابات المعرضة للانقراض. للاطلاع على المزيد من المعلومات، يُرجى زيارة الموقع www.greenpressinitiative.org.

ما تم توفيره:

- ٩ أشجار
- ٣ ملايين وحدة حرارية بريطانية من إجمالي الطاقة
- ما يعادل ٨٧٤ رطلًا من غاز ثاني أكسيد الكربون من الغازات الدفيئة
- ٤٢١٢ جالونًا من الماء المستعمل
- ٢٥٦ رطلاً من النفايات الصلبة

green press INITIATIVE

«لقد تطورت المقاربات المتبعة لتقييم برامج التنمية بشكل كبير خلال العقدين الماضيين، مدفوعة بالتوسع السريع في الأبحاث حول تقييم الأثر والتنسيق المتزايد بين مختلف مؤسسات البحث ووضع السياسات المعنية بتصميم البرامج. وتحظى مقارنة تأثيرات البرامج بين مختلف المناطق والبلدان باهتمام أكبر؛ إذ تستهدف البرامج أعداداً أكبر من السكان ويتسع نطاق طموحها، ويحصل الباحثون على بيانات كافية ليكونوا قادرين على اختبار الأسئلة المتعلقة بإحدى السياسات عبر مختلف المناطق. غير أن هذا التقدم تصاحبه تحديات تجريبية وعملية جديدة.

يمكن أن تكون التحديات مرهقة للباحثين والقائمين على التقييم الذين غالباً مايضطرون إلى تحقيق النتائج في غضون فترة زمنية قصيرة من تصميم المشروع أو التدخل؛ إذ تحرص كل من الجهات المانحة والحكومات على تقييم فعالية المعونة ومتابعتها بانتظام. ومع توفر خيارات متعددة لتصميم البرامج وتقييمها، فإن اختيار طريقة معينة في سياق معين ليس دائما مهمة سهلة للقائم على التقييم، لاسيما وأن النتائج قد تتأثر بالسياق وطريقة التقييم المطبقة. وبالتالي، قد يصبح التقييم تجربة محبطة.

يستعرض هذا الكتاب الطرق والنماذج الكمية لتقييم الأثر. حيث إن هناك حاجة إلى تطبيق الجوانب النظرية بطريقة عملية للممارسين. كما يستعرض هذا الكتاب أيضاً تفاصيل التحديات والأهداف في مجالات التقييم الأخرى، بما في ذلك المتابعة والتقييم، والتقييم التشغيلي، والمقاربات المختلطة التي تجمع بين التحليلات الكمية والنوعية.

وبالنسبة للباحثين المهتمين بتعلم كيفية استخدام هذه النماذج مع البرامج الإحصائية، يوفر هذا الكتاب أيضا تمارين على تحليل البيانات والبرامج الإحصائية في برنامج ستاتا (Stata) في سياق التقييم برامج الإئتمان بالغ الصغر الرئيسية في بنغلاديش،ستساعد هذه التمارين الباحثين على صياغة المشكلات وحلها في سياق تقييم المشاريع في بلدانهم.

بوضع هذه القضايا في الاعتبار، جاء دليل تقييم الأثر لجمهورين عريضين؛ وهما الباحثون الجدد في مجال التقييم وواضعو السياسات المشاركون في تنفيذ برامج التنمية في جميع أنحاء العالم. ونأمل أن يقدم هذا الكتاب خالصة وافية وحديثة تخدم احتياجات كلا الجمهورين، من خلال تقديم تحليل مفصل للبحوث الكمية القائمة على تقييمات البرامج ودراسات الحالة الحديثة التي تعكس الخبرة العملية والتحديات التي يواجهها الباحثون ومسؤولو البرامج في تنفيذ مثل هذه الأساليب.

يستند الدليل إلى المواد التي أعدها البنك الدولي لسلسلة من ورش عمل تقييم الأثر في مختلف البلدان.

التقييم

المتابعة والتقييم

قضايا عامة في المتابعة والتقييم

مركز الأثر
IMPACT CENTER
مستقبل أفضل
BETTER FUTURE

رقم الإيداع: ١٤٤٦/٩٥٦٠
ردمك: ٢-١-٩٢٢٦٥-٦٠٣-٩٧٨