



THE WORLD BANK



# وسائل المطابقة

# حالة التوزيع العشوائي على المعالجة

- إذا كان التوزيع على المعالجة عشوائياً على السكان، تكون النتيجتان المحتملتان مستقلتين عن وضع المعالجة

$$Y(1), Y(0) \perp D \quad (1)$$

- في هذه الحالة لا يسبب غياب المعلومات أي مشكلات لأن:

$$E\{Y_i(0)|D_i = 0\} = E\{Y_i(0)|D_i = 1\} = E\{Y_i(0)\} \quad (2)$$

$$E\{Y_i(1)|D_i = 0\} = E\{Y_i(1)|D_i = 1\} = E\{Y_i(1)\} \quad (3)$$

- وعندئذ تكون،

$$\delta = E\{\Delta_i | D_i = 1\} \quad (4)$$

$$= E\{Y_i(1) - Y_i(0) | D_i = 1\}$$

$$= E\{Y_i(1)|D_i = 1\} - E\{Y_i(0) | D_i = 1\}$$

$$= E\{Y_i(1)|D_i = 1\} - E\{Y_i(0)|D_i = 0\}$$

$$= E\{Y_i|D_i = 1\} - E\{Y_i|D_i = 0\}.$$

# حالة التوزيع العشوائي على المعالجة

□ يكفل التوزيع العشوائي أن يكون انحراف اختيار العينة صفراً:

$$E\{Y_i(0) \mid D_i = 1\} - E\{Y_i(0) \mid D_i = 0\} = 0 \quad (5)$$

□ يلاحظ أن التوزيع العشوائي يعني أن المعلومات الغائبة "غائبة تماماً بشكل عشوائي" ولهذا السبب فإنها لا تثير مشكلات.

□ إذا كان التوزيع العشوائي متعذراً والتجارب الطبيعية غير متاحة فإنه يلزمنا البدء بمجموعة فرضيات مختلفة.

# انعدام الخلط والاختيار على أساس الملاحظات



□  $X$  ترمز إلى مصفوفة يكون كل صف فيها متجهاً للمتغيرات الممكن رصدتها قبل المعالجة بالنسبة للفرد  $i$ .

□ تعريف انعدام الخلط

يُعتبر التوزيع على المعالجة غير مختلط مع أخذ متغيرات ما قبل المعالجة في الاعتبار إذا كان

$$Y(1), Y(0) \perp D | X$$

□ يلاحظ أن افتراض انعدام الخلط يعني أن:

- المعالجة داخل كل خانة تحمل رمز  $X$  هي معالجة عشوائية؛
- الاختيار للمعالجة يعتمد فقط على الملاحظات  $X$ .

# متوسط آثار المعالجة على الخاضعين لها بافتراض انعدام الخلط



□ إذا رغبتنا في افتراض انعدام الخلط:

$$E\{Y_i(0)|D_i = 0, X\} = E\{Y_i(0)|D_i = 1, X\} = E\{Y_i(0)|X\} \quad (6)$$

$$E\{Y_i(1)|D_i = 0, X\} = E\{Y_i(1)|D_i = 1, X\} = E\{Y_i(1)|X\} \quad (7)$$

□ باستخدام هذه التعبيرات، يمكننا تعريف كل خانة تحمل الرمز  $X$ :

$$\begin{aligned} \delta_x &= E\{\Delta_i|X\} \quad (8) \\ &= E\{Y_i(1) - Y_i(0)|X\} \\ &= E\{Y_i(1)|X\} - E\{Y_i(0)|X\} \\ &= E\{Y_i(1)|D_i = 1, X\} - E\{Y_i(0)|D_i = 0, X\} \\ &= E\{Y_i|D_i = 1, X\} - E\{Y_i|D_i = 0, X\} \end{aligned}$$

# متوسط آثار المعالجة على الخاضعين لها بافتراض انعدام الخلط



□ باستخدام قانون تكرار التوقعات، نتوصل إلى متوسط أثر المعالجة على الخاضعين لها من خلال:

$$\delta = E\{\Delta_i | D_i = 1\} \quad (9)$$

$$= E\{E\{\Delta_i | D_i = 1, X\} | D_i = 1\}$$

$$= E\{E\{Y_i | D_i = 1, X\} - E\{Y_i | D_i = 0, X\} | D_i = 1\}$$

$$= E\{\delta_x | D_i = 1\}$$

□ حيث التوقع الأبعد يتجاوز توزيع  $1 = X | D_i$

## استراتيجيات المطابقة والانحراف من أجل تقدير متوسط الآثار السببية

□ انعدام الخلط يستوجب الاستراتيجيات التالية لتقدير متوسط أثر المعالجة المحدد بالمعادلتين 8 و 9:

- i. تُرتب البيانات في خانات مميزة بالقيمة المعينة ل  $X$ ؛
- ii. داخل كل خانة (تبعاً لقيمة  $X$ ) نحسب الفارق بين متوسط نتائج الخاضعين للمعالجة والمجموعة الحاكمة؛
- iii. نوجد متوسط تلك الفروق طبقاً لتوزيع  $X_i$  في أفراد الوحدات الخاضعة للمعالجة.

□ هذه الاستراتيجيات تثير التساؤلات التالية:

- هل تختلف هذه الاستراتيجيات عن تقدير انحراف خطي ل  $Y$  على  $D$  مع التعويض غير المعياري عن كل مجموعة الآثار الرئيسية والتفاعلات للمتغيرات الحاكمة  $X$ ؟
- هل هذه الاستراتيجيات مجدية؟

## هل المطابقة مجدية؟ مشكلة الأبعاد

- من الواضح، على أي حال، أن احتمال الانحدار على مجموعة كاملة من التفاعلات غير المعيارية بين كل المتغيرات القابلة للرصد قد لا يكون مجدياً عندما تكون العينة صغيرة، ومجموعة القيم المتغيرة كبيرة والكثير منها متعدد القيم، أو مستمر، وهذا أسوأ.
- مشكلة الأبعاد هذه يمكن أن تفسد أيضاً استراتيجيات المطابقة المشروحة في المعادلتين 8 و 9:
  - مع متغيرات  $K$  الثنائية يكون عدد الخانات  $2^K$  ويزداد أسياً مع  $K$ .
  - يزداد عدد الخانات أكثر إذا كانت بعض المتغيرات في  $K$  تحتل أكثر من قيمتين.
  - إذا كان عدد الخانات كبيراً جداً تبعاً لحجم العينة فمن السهل جداً أن نواجه مواقف نجد فيها:
    - خانات لا تحتوي إلا على الخاضعين للمعالجة و/أو
    - خانات لا تحتوي إلا على المجموعة الحاكمة.

## هل المطابقة والانحدار مجديان: مشكلة الأبعاد

- ومن هنا، فإن متوسط أثر المعالجة لهذه الخانات لا يمكن حسابه.
- يقترح روزنباوم وروبن (1983) استراتيجية تقدير مكافئة ومجدية تقوم على أساس مفهوم علامة النزوع وعلى خصائصه التي تتيح تقليص مشكلة الأبعاد.
- من المهم أن ندرك أن الانحدار مع نموذج غير متشعب ليس حلاً، وقد يؤدي إلى نتائج مضللة لدرجة خطيرة.

## المطابقة على أساس علامة النزوع

- **تعريف** علامة النزوع (روزنباوم وروبين، 1983): علامة النزوع هي الاحتمالية المشروطة لتلقي المعالجة في وجود متغيرات ما قبل المعالجة:

$$p(X) \Pr\{D = 1|X\} = E\{D|X\} \quad (10)$$

- **علامة النزوع خاصيتان هامتان:**

- البرهان الأول موازنة متغيرات ما قبل المعالجة في وجود علامة النزوع (روزنباوم وروبين، 1983)

إذا كانت  $p(X)$  هي علامة النزوع

$$D \perp X | p(X) \quad (11)$$

- البرهان الثاني انعدام الخلط في وجود علامة النزوع (روزنباوم وروبين، 1983)

بافتراض انعدام الخلط في التوزيع على المعالجة، مثال

$$Y(1), Y(0) \perp D | X$$

وعندئذ يكون التوزيع على المعالجة غير مختلط في وجود علامة النزوع، مثال

$$Y(1), Y(0) \perp D | p(X) \quad (12)$$

# متوسط آثار المعالجة وعلامة النزوع

□ باستخدام علامة النزوع وخواصها يمكننا الآن أن نطابق بين الحالات والضوابط على أساس علامة النزوع عوضاً عن الكمية الموجهة المتعددة الأبعاد للملاحظات  $X$ .

$$E\{Y_i(0)|D_i = 0, p(X_i)\} = E\{Y_i(0)|D_i = 1, p(X_i)\} = E\{Y_i(0)|p(X_i)\} \quad (13)$$

$$E\{Y_i(1)|D_i = 0, p(X_i)\} = E\{Y_i(1)|D_i = 1, p(X_i)\} = E\{Y_i(1)|p(X_i)\} \quad (14)$$

□ باستخدام هذه التعبيرات، نستطيع تعريف كل خانة تحمل الرمز  $p(X)$ :

$$\delta_{p(x)} \equiv E\{\Delta_i|p(X_i)\} \quad (15)$$

$$\equiv E\{Y_i(1) - Y_i(0)|p(X_i)\}$$

$$\equiv E\{Y_i(1)|p(X_i)\} - E\{Y_i(0)|p(X_i)\}$$

$$= E\{Y_i(1)|D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_i(0)|D_i = 0, p(X_i)\}$$

$$= E\{Y_i|D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_i|D_i = 0, p(X_i)\}.$$

# متوسط آثار المعالجة وعلامة النزوع

□ باستخدام قانون تكرار التوقعات، نتوصل إلى متوسط أثر المعالجة على الخاضعين لها من خلال:

$$\begin{aligned}
 \tau &= E\{\Delta_i | D_i = 1\} \quad (29) \\
 &= E\{E\{\Delta_i | D_i = 1, p(X_i)\} | D_i = 1\} \\
 &= E\{E\{Y_i(1) | D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_i(0) | D_i = 0, \\
 &\quad , p(X_i)\} | D_i = 1\} \\
 &= E\{p(x) | D_i = 1\}
 \end{aligned}$$

□ حيث التوقع الأبعد يتجاوز توزيع  $p(X_i) | D_i = 1$ .

## تنفيذ استراتيجية التقدير

□ لتنفيذ استراتيجية التقدير المستندة إلى علامة النزوع وخواصها يلزم اتخاذ خطوتين متتاليتين.

i. تقدير علامة النزوع

هذه الخطوة ضرورية لأن علامة النزوع "الحقيقية" ليست معروفة ولذا يتعين تقدير علامة النزوع.

ii. تقدير متوسط أثر المعالجة باستخدام علامة النزوع

يجدر بنا في هذه الخطوة أن:

- نطابق بين الحالات والضوابط باستخدام نفس علامة النزوع (التي قدرناها)؛
- نحسب أثر المعالجة لكل قيمة من قيم علامة النزوع (المقدرة) .. (انظر المعادلة رقم 28).
- نوجد متوسط هذه الآثار المشروطة كما في المعادلة 29.

## تنفيذ استراتيجية التقدير

- هذا أمر متعذر في التطبيق لأنه يندر أن نجد وحدتين لهما نفس علامة النزوع تماماً.
- غير أن هناك عدة بدائل وطرق ممكنة للقيام بهذه الخطوة:
  - الترتيب في طبقات وفقاً للعلامة؛
  - المطابقة على أقرب الجيران وفقاً للعلامة؛
  - المطابقة على المحيط وفقاً للعلامة؛
  - المطابقة على النواة وفقاً للعلامة؛
  - الوزن على أساس العلامة.

## تقدير علامة النزوع

- يبدو أن مشكلة الأبعاد نفسها التي تحول دون تقدير آثار المعالجة قد تحول أيضاً دون تقدير علامة النزوع.
- غير أن الأمر ليس كذلك، بفضل خاصية الموازنة التي تتسم بها علامة النزوع (البرهان الأول) والتي بموجبها:
  - تكون للملاحظات التي لها نفس علامة النزوع نفس توزيع المتغيرات الحاكمة المرصودة بمعزل عن وضع المعالجة؛
  - في حال توفر علامة النزوع يكون التوزيع على المعالجة عشوائياً ومن ثم تكون الوحدات المكونة والحاكمة في المتوسط متطابقة من حيث الرصد.

# تقدير علامة النزوع

□ ومن هنا، فإن أي نموذج احتمالي عادي يمكن استخدامه لتقدير علامة النزوع، مثل النموذج المنطقي:

$$Pr\{D_i | X_i\} = \frac{e^{\lambda h(X_i)}}{1 + e^{\lambda h(X_i)}} \quad (16)$$

حيث  $h(X_i)$  دالة للمتغيرات الحاكمة ذات آجال ترتيب خطي أعلى. □  
 اختيار أي آجال الترتيب الأعلى ندخلها إنما تحدده فقط الحاجة للحصول على تقدير لعلامة النزوع يلبي خاصية الموازنة.

# تقدير علامة النزوع

- ولو أن تعيين  $h(X_i)$  التي تلبى خاصية الموازنة يُعد أكثر شحاً من كل مجموعة التفاعلات اللازمة لمطابقة الحالات والضوابط على أساس الملاحظات (كما في المعادلتين 8 و 9)، فإن علامة النزوع تقلل من جانب الأبعاد في مشكلة التقدير.
- يُلاحظ في هذا الصدد أن تقدير علامات النزوع لا يحتاج إلى تفسير سلوكي.

# لوغار يتم لتقدير علامة النزوع

- i إبدأ بدالة منطقية أو احتمالية شحيحة لتقدير العلامة.
- ii رتب البيانات طبقاً لعلامة النزوع المقدرة (من الأدنى إلى الأعلى).
- iii صُف الملاحظات كلها في صفوف بحيث لا تكون علامات النزوع للحالات والضوابط بكل صف مختلفة إحصائياً:
  - (أ) إبدأ بخمسة نطاقات متساوية العلامة  $\{0 - 0.2, \dots, 0.8 - 1\}$ ؛
  - (ب) اختبر هل أواسط علامات الحالات والضوابط بكل صف مختلفة إحصائياً؟
  - (ج) نعم...زد عدد الصفوف واختبر ثانية؛
  - (د) لا...انتقل للخطوة التالية.

# لوغار يتم لتقدير علامة النزوع

iv اختبار صحة خاصية الموازنة في كل الصفوف لكل المتغيرات الحاكمة:

(أ) بالنسبة لكل متغير حاكم، اختبار ما إذا كانت الأواسط (وربما المراحل الأعلى) بالنسبة للمعالجين وللضوابط، مختلفة إحصائياً في كل الصفوف؛

(ب) إذا كان أحد المتغيرات الحاكمة غير متوازن بأحد الصفوف، اقسام الصف نصفين واختبر ثانية كل صف أصغر؛

(ج) إذا لم يكن أحد المتغيرات الحاكمة متوازناً في كل الصفوف، عدل التقدير المنطقي لعلامة النزوع بإضافة مزيد من التفاعل وأجال ترتيب أعلى ثم اختبار ثانية.

□ يلاحظ أنه في كل هذه العملية ليس للنتيجة دور.

□ انظر برنامج STATA program pscore.ado

<http://www.iue.it/Personal/Ichino/Welcome.html>

## بعض أدوات التشخيص المفيدة

- كما أسلفنا القول في بداية هذا القسم، فإن أساليب علامة النزوع تقوم على فكرة أن تقدير آثار المعالجة يتطلب مطابقة حريصة للحالات والضوابط.
- إذا كانت الحالات والضوابط مختلفة بشدة من حيث الملاحظات المرصودة فإن هذه المطابقة لن تكون دقيقة بما فيه الكفاية ولا يعتمد عليها، بل وقد تكون مستحيلة.
- المقارنة بين علامات النزوع المقدرة للحالات والضوابط توفر أداة تشخيص مفيدة لتقييم مدى تماثل الحالات والضوابط، ومن ثم مدى إمكانية الاعتماد على استراتيجيات التقدير

## بعض أدوات التشخيص المفيدة

□ ولمزيد من الدقة، يُنصح بالآتي:

- إحصاء عدد أفراد المجموعة الحاكمة الذين تقل علامة النزوع لديهم عن أدنى علامة نزوع بمجموعة المعالجة أو التي تزيد عن أقصى علامة.
- يفضل أن يكون نطاق اختلاف علامات النزوع متماثل في المجموعتين.
- يرسم سلاسل بيانية لعلامات النزوع التقديرية لكل من مجموعة المعالجة والمجموعة الحاكمة بحيث تمثل مربعاتها الطبقات التي شكّلت لتقدير علامات النزوع.
- يُفضل أن يتساوى عدد المعالجين والحاكمين بكل مربع.

يلاحظ أن هذه المؤشرات الجذرية للتشخيص لا تُحسب في تحليل الانحدار التقليدي، ولو أنها مفيدة في التحليل أيضاً. (انظر ديجيا ووهبة، 1999).

## تعليقات وتوسعات

### □ الضوابط غير ذات الصلة

إذا كان الهدف هو تقدير أثر المعالجة على المعالجين فينبغي أن تطبق هذه الخطوة بعد التخلص من كل الضوابط ذات علامة النزوع الأعلى من الحد الأقصى أو الأقل من الحد الأدنى لعلامات النزوع لدى المعالجين.

□ جزاء عدم تساوي عدد المعالجين والضوابط في المربع الواحد.

□ يلاحظ أنه إذا كان عدد الضوابط في مربع ما أقل من عدد المعالجين، فإن الفارق يزيد ويزيد الجزاء كلما قل عدد المعالجين في ذلك المربع. إذا كانت  $N_q^C = N_q^T$  فإن الفارق يُبَسِّط إلى:

$$Var(\tau^S) = \frac{1}{N^T} [Var(Y_i^T) + Var(Y_j^T)] \quad (20)$$

## تعليقات وتوسعات

□ بدائل لتقدير متوسط النتائج داخل المربعات

في الأمثلة المذكورة عاليه، قُدرت النتيجة في حالة المعالجة داخل مربع بوصفها متوسط المعالجين في ذلك المربع (وكذلك الأمر بالنسبة للضوابط).

من الممكن أيضاً الحصول على هذه النتائج كقيم متوقعة من تقدير الدوال الخطية (أو الأكثر تعقيداً) لعلامات النزوع.

فوائد استخدام هذه الوسائل الأكثر تعقيداً لا تبدو كبيرة. (انظر ديجيا ووهبة، 1996).

## تقدير أثر المعالجة بمطابقة أقرب الجيران، المحيط، النواة

- نموذجياً، يُفضل مطابقة كل وحدة معالجة على وحدة ضابطة لها نفس علامة النزوع، وبالعكس.
- غير أن هذه المطابقة التامة مستحيلة في معظم التطبيقات.
- أقرب ما نستطيع إلى المطابقة التامة هو أن نطابق كل وحدة معالجة على أقرب وحدة ضابطة من حيث علامة النزوع.
- لكن هذا يثير مسألة ماذا ينبغي لنا أن نفعل بالوحدات التي سبق بالفعل استخدام أقرب نظير لها.
- نصف هنا ثلاثة أساليب تهدف إلى حل هذه المشكلة.
  - مطابقة أقرب الجيران مع الإبدال؛
  - مطابقة المحيط مع الإبدال؛
  - مطابقة النواة

- ر. ه. ديجيا، و س. وهبة (1999)، ”الآثار السببية في الدراسات غير التجريبية: إعادة تقييم برامج التدريب“، *Journal of the American Statistical Association*, 94, 448, 1053-1062.
- ر. ه. ديجيا و س. وهبة (1996)، ”الآثار السببية في الدراسات غير التجريبية: إعادة تقييم برامج التدريب“، Harvard University, Mimeo.
- جنيونغ هان (1998)، ”عن دور علامة النزوع في كفاءة التقدير شبه الحدي لمتوسط آثار المعالجة“، *Econometrica*, 66,2,315-331.

- جيمس هيكرمان، ج. ه. إتشيمورا، و ب. تود (1998)، المطابقة كمقدر تقييم للقياس الاقتصادي، *Review of Economic Studies*, 65, 261-294.
- ك. هيرانو، ج. و. إمبنز، و ج. ريدر (2000)، "التقدير الكفاء لمتوسط آثار المعالجة باستخدام علامة النزوع التقديرية"، mimeo.
- ب. ر. روزنباوم و د. ب. روبن (1983)، "الدور المحوري لعلامة النزوع في دراسات رصد الآثار السببية"، *Biometrika* 70, 1, 41–55.