

# الجلسة الفنية السادسة وسائل المطابقة

داميين دي والك  
عمان 2009



- ماذا لو أن الإحالة الى المعالجة لا يتم عشوائيا، ولكن على اساس المشاهدات؟؟
  - هنا يأتي دور وسائل المطابقة! فوسائل المطابقة تسمح لكم بتشكيل مجموعات مقارنة حين تتم الإحالة الى المعالجة على اساس المتغيرات التي يمكن مشاهدتها
  
- تحذير: المطابقة لاتزال لاتسمح بالرقابة على تحيز الإنتقاء الذي ينتج عندما تتم الإحالة الى المعالجة على اساس عدم المشاهدات
  
- الحدس : تحتاج مجموعة المقارنة لأن تكون مشابهة بقدر الإمكان لمجموعة المعالجة، من حيث المشاهدات قبل بداية المعالجة.
  
- تفترض هذه الطريقة أن ليس هناك اختلافات غير قابلة للمشاهدة متبقية بين مجموعات المعالجة والمقارنة.



# السؤال الرئيسي ....

- ما هو أثر المعالجة على المعالجين
- عندما تكون الإحالة الى المعالجة قائمة على متغيرات قابلة للمشاهدة؟



# انعدام الخلط والاختيار على أساس الملاحظات



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

□ تعريف انعدام الخلط

يُعتبر التوزيع على المعالجة خالي من الخلط مع أخذ متغيرات ما قبل المعالجة في الاعتبار إذا كان

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

□ ملاحظة: انعدام الخلط يعني أن:

- في داخل كل خانة تحمل رمز  $X$  ، تكون المعالجة معالجة عشوائية؛
- الاختيار للمعالجة يعتمد فقط على المشاهدات  $X$ .

# متوسط آثار المعالجة على الخاضعين لها بافتراض انعدام الخلط بموجب X

□ الحدس :

- قدر أثر المعالجة ضمن كل خلية محددة من X
- خذ المعدل على الخلايا المختلفة

□ الرياضيات : في الأوراق التي وزعت عليكم في الملحق 1

## استراتيجيات تقدير متوسط أثر المعالجة على المعالجين – الإنتقاء على المشاهدات

- يقترح انعدام الخلط الاستراتيجية التالية لتقدير متوسط أثر المعالجة  $\delta$
- قم بترتيب البيانات في خانات محددة بالقيمة المعينة ل  $X$ ؛
- قم داخل كل خانة (تبعاً لقيمة  $X$ ) باحتساب الفارق بين متوسط نتائج الخاضعين للمعالجة ومجموعة الرقابة؛
- قم بإيجاد متوسط تلك الفروق طبقاً لتوزيع  $X_i$  في أفراد الوحدات الخاضعة للمعالجة.
- هل هذه الاستراتيجية مجدية؟

## هل استراتيجيتنا مجدية؟ مشكلة الأبعاد

□ هذا قد لا يكون مجديا عندما .....

- تكون العينة صغيرة
- تكون مجموعة المتغيرات واسعة
- للعديد من المتغيرات قيم عديدة، او هي مستمرة

□ هذا ما نسميه .... بمشكلة الأبعاد

# مشكلة الأبعاد

□ أمثلة :

- كم من الخلايا لدينا في 2 ثنائي متغيرات  $X$ ؟ وفي 3 ثنائي متغيرات  $X$ ؟ وفي  $K$  ثنائي متغيرات  $X$ ؟
- ماذا لو كان لدينا متغيرين لكل واحد منهما 7 قيم؟

□ ومع زيادة عدد الخلايا، سنحصل على “نقص الدعم المشترك”

□ خلايا تتضمن مشاهدات معالجة فقط

□ خلايا لا تتضمن سوى الضوابط





□ يقترح روزنباوم وروبن (1983) استراتيجية تقدير مكافئة ومجدية تقوم على أساس مفهوم درجة الميل

■ تسمح درجة الميل بتحويل نظام المطابقة المتعدد الأبعاد الى نظام أحادي البعد

■ وبهذه الطريقة، يمكننا أن نقلل من مشكلة الأبعاد.

# المطابقة على أساس درجة الميل

□ **تعريف** درجة الميل (روزنباوم وروبين، 1983): درجة الميل هي الاحتمالية المشروطة لتلقي المعالجة في وجود متغيرات ما قبل المعالجة:

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

□ **Lemma 1**: “بالنظر لدرجة الميل، فإنه يتم موازنة متغيرات ما قبل المعالجة بين المنتفعين وغير المنتفعين”

■ **Lemma 2** بافتراض انعدام الخلط في التوزيع على المعالجة، بالنظر لمتغيرات  $X$  لما قبل المعالجة، وعندئذ يكون التوزيع على المعالجة غير مختلط في وجود درجة الميل.

$$Y_1, Y_0 \perp D | X \Rightarrow Y_1, Y_0 \perp D | p(X)$$

## هل يحل نهج درجة الميل مشكلة الأبعاد؟

- نعم !
- تضمن صفة التوازن لدرجة الميل (Lemma1) أن :
  - للمشاهدات بنفس درجة الميل نفس التوزيع للمتغيرات القابلة للمشاهدة بصورة مستقلة عن وضع المعالجة؛
  - بالنسبة لدرجة ميل معينة : الإحالة الى المعالجة تكون "عشوائية" وبالتالي تكون وحدات المعالجة والرقابة متطابقة بصورة قابلة للمشاهدة في المعدل.



## تنفيذ استراتيجية التقدير

□ يقترح ذلك الإستراتيجية التالية لتقدير متوسط أثر المعالجة  $\delta$

□ الخطوة الأولى : - قدير درجة الميل

- مثلا باستخدام دالة *logit* ، راجع الملحق 3

هذه الخطوة ضرورية لأن درجة الميل "الحقيقية" ليست معروفة ولذا يتعين تقدير درجة الميل.

□ الخطوة الثانية : قدير متوسط أثر المعالجة باستخدام درجة الميل

# متى يكون من الملائم إجراء مطابقة لدرجة الميل؟



- الفكرة من وراء مطابقة درجة الميل: يتطلب تقدير آثار المعالجة مطابقة مجموعات المعالجة والرقابة.
- إذا كانت مجموعات المعالجة والرقابة مختلفة للغاية من حيث المشاهدات، فإن هذه المطابقة لا تكون قريبة ولا ذات موثوقية بصورة كافية، او قد تكون مستحيلة حتى.
- توفر مقارنة درجات الميل المقدرة عبر مجموعات المعالجة والرقابة أداة تشخيص ملائمة لتقييم درجة التشابه عبر المجموعتين، وبالتالي درجة موثوقية استراتيجية التقدير.

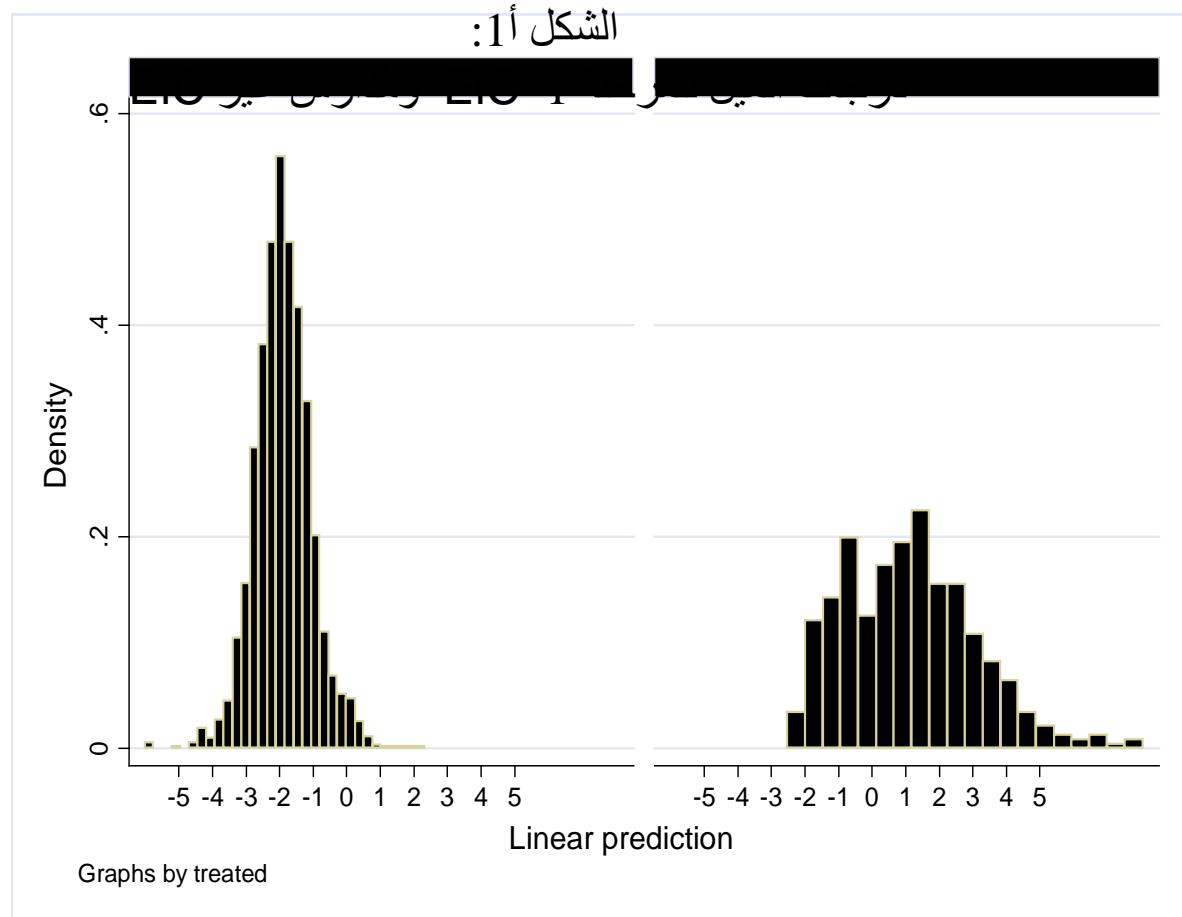


# إذن أنت تريد ان تكون درجة الميل “ذاتها” لمجموعات المعالجة والرقابة .....

- ينبغي أن يكون نطاق التنوع في درجات الميل نفسه لمجموعات المعالجة والرقابة.
- قم بعد عدد مجموعات الرقابة التي لديها درجة ميل اقل من الحد الأدنى أو أعلى من الحد الأقصى لدرجات الميل لمجموعات المعالجة.
- والعكس صحيح
- تكرر درجات الميل هو نفسه لمجموعات المعالجة والرقابة
- ارسم مدرجات إحصائية لدرجات الميل المقدرة لمجموعات المعالجة والرقابة.
- تقابل الصناديق المربعات المنشأة لتقدير درجات الميل



# مثال لقضايا تحظى بدعم مشترك



Source Machin, McNally, Meghir,

**EXCELLENCE IN CITIES: EVALUATION OF AN EDUCATION POLICY IN DISADVANTAGED AREAS**



# تتفيذ استراتيجفة التقدفر

تذكر اننا نناقش استراتيجفة لتقدفر أثر متوسط المعالفة على الذفن خضعوا لها، المسمى  $\delta$

□ الخطوة 1 : قدر درجة الميل (راجع الملحق 3)

□ الخطوة 2 : قدر أثر متوسط المعالفة بالنظر الى درجة الميل



## الخطوة 2: قم بتقدير متوسط اثر المعالجة نظرا لدرجة الميل

- هذا غير مجدي لأنه من النادر إيجاد وحدتين بذات درجة الميل تماما.
- وأقرب مطابقة دقيقة يمكننا ان نحققها هي مطابقة كل وحدة تمت معالجتها بأقرب وحدة رقابة من حيث درجة الميل
- يمكن تعريق "أقرب" بطرق عديدة. وهذه الطرق المختلفة متوافقة مع الطرق المختلفة للمطابقة ....
  - الترتيب حسب الدرجة
  - اقرب جار مطابق للدرجة؛
  - نصف القطر مطابق للدرجة
  - النواة مطابقة للدرجة
  - الوزن على اساس الدرجة



- 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. إمبرز، 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.

# الملحق 1 : متوسط آثار المعالجة على الخاضعين لها على افتراض عدم وجود خلط في ضوء $X$

إذا كنا نرغب في افتراض عدم وجود خلط

If we are willing to assume unconfoundedness:

$$E_i \{Y_0(u_i) | D_i=0, X\} = E_i \{Y_0(u_i) | D_i = 1, X\} = E_i \{Y_0(u_i) | X\}$$

$$E_i \{Y_1(u_i) | D_i=0, X\} = E_i \{Y_1(u_i) | D_i = 1, X\} = E_i \{Y_1(u_i) | X\}$$

باستخدام هذه التعابير، يمكننا أن نحدد لكل خلية تحدها  $X$

$$\delta_X = \text{متوسط أثر المعالجة على المعالجين في الخلية التي تحدها } X$$

Using these expressions, we can define for each cell defined by  $X$

$\delta_X$  = average treatment effect on the treated in cell defined by  $X$

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

$$= E_i \{ Y_1(u_i) - Y_0(u_i) | D_i = 1, X \}$$

$$= \underbrace{E_i \{ Y_1(u_i) | D_i = 1, X \}}_{\text{can measure sample analog}} - \underbrace{E_i \{ Y_0(u_i) | D_i = 1, X \}}_{\text{can NOT measure sample analog}}$$

$$= E_i \{ Y_1(u_i) | D_i = 1, X \} - \underbrace{E_i \{ Y_0(u_i) | D_i = 0, X \}}_{\text{can measure sample analog}}$$



# الملحق 1 : متوسط آثار المعالجة على الخاضعين لها على افتراض عدم وجود خلط في ضوء $X$

الآن ما هي العلاقة بين :

$\delta$  "متوسط أثر المعالجة على الخاضعين لها" ...و....

$\delta_X$  "متوسط أثر المعالجة على الخاضعين لها ضمن خلية تحدها

Now what is the relation between

$\delta$  "average treatment effect on the treated"... and....

$\delta_X$  "average treatment effect on the treated within cell defined by  $X$  "?

$\delta$  = average treatment effect on the treated

$$= E_i \{ \Delta_i \mid D_i = 1 \}$$

⇓ by the law of iterated expectations

$$= E_i \{ E_X [ \Delta_i \mid D_i = 1, X ] \}$$

$$= E_X \{ E_i [ \Delta_i \mid D_i = 1, X ] \}$$

$$= E_X \{ \delta_X \}$$

$$= E_X \{ \text{average treatment effect on the treated within cell defined by } X \}$$



## الملحق 2: متوسط آثار المعالجة ودرجة الميل

دعونا نطابق مجموعات المعالجة والرقابة، على أساس درجة الميل  $p(X)$  بدلا من  $X$

So let's match treatments and controls

on the basis of the propensity score  $p(X)$  instead of  $X$ .

$$E_i \{Y_0(u_i) | D_i=0, p(X_i)\} = E_i \{Y_0(u_i) | D_i=1, p(X_i)\} = E_i \{Y_0(u_i) | p(X_i)\}$$

$$E_i \{Y_1(u_i) | D_i=0, p(X_i)\} = E_i \{Y_1(u_i) | D_i=1, p(X_i)\} = E_i \{Y_1(u_i) | p(X_i)\}$$

باستخدام هذه التعابير، يمكننا أن نحدد خلية  $f$  المحددة من  $p$   
(X)

$\delta_X$  = متوسط أثر المعالجة على الخلية المعالجة المحددة

من  $p(X)$

Using these expressions, we can define  $f$  cell defined by  $p(X)$

$\delta_{p(X)}$  = average treatment effect on the treated in cell defined by  $p(X)$

$$= E_i \{ \Delta_i | D_i = 1, p(X) \}$$

$$= E_i \{ Y_1(u_i) - Y_0(u_i) | D_i = 1, p(X) \}$$

$$= \underbrace{E_i \{ Y_1(u_i) | D_i = 1, p(X) \}}_{\text{can measure sample analog}} - \underbrace{E \{ Y_0(u_i) | D_i = 1, p(X) \}}_{\text{can NOT measure sample analog}}$$

$$= E_i \{ Y_1(u_i) | D_i = 1, p(X) \} - \underbrace{E_i \{ Y_0(u_i) | D_i = 0, p(X) \}}_{\text{can measure sample analog}}$$



## 2: متوسط آثار المعالجة ودرجة الميل

الآن ما هي العلاقة بين :

$\delta$  "متوسط أثر المعالجة على الخاضعين لها" ...و....

$\delta_{p(X)}$  "متوسط أثر المعالجة على الخاضعين لها ضمن خلية تحدها  $p(X)$ "

Now what is the relation between

$\delta$  "average treatment effect on the treated" ... and....

$\delta_{p(X)}$  "average treatment effect on the treated within cell defined by  $p(X)$ "?

$\delta$  = average treatment effect on the treated

$$= E_i \{ \Delta_i \mid D_i = 1 \}$$

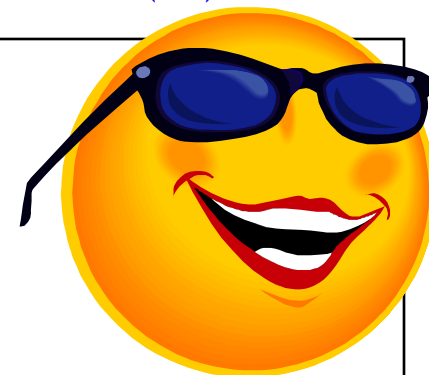
↓ by the law of iterated expectations

$$= E_i \{ E_{p(X)} [ \Delta_i \mid D_i=1, p(X) ] \}$$

$$= E_{p(X)} \{ E_i [ \Delta_i \mid D_i=1, p(X) ] \}$$

$$= E_{p(X)} \{ \delta_{p(X)} \}$$

$$= E_{p(X)} \{ \text{treatment effect on the treated within cell defined by } p(X) \}$$



## الملحق 3 : تقدير درجة الميل

□ ومن هنا، فإن أي نموذج احتمالي عادي يمكن استخدامه لتقدير درجة الميل، مثل نموذج logit:

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

□ حيث  $h(X_i)$  هو دالة للمتغيرات ذات آجال ترتيب خطي أعلى.



# تقدير درجة الميل

- أي من الآجال ذات الترتيب الأعلى تشمل في  $h(X_i)$  ؟
  - هذا تحدده فقط الحاجة الى الحصول على تقدير لدرجة الميل التي تكون مرضية لصفة التوازن
- مواصفة  $h(X_i)$ 
  - هو أكثر شحة من المجموعة الكاملة من التفاعلات بين المشاهدات  $X$
  - مع أنه ليس شحيحا جدا: الا أنه لايزال بحاجة الى إرضاء صفة التوازن
- ملاحظة: لا يحتاج تقدير درجات الميل الى تفسير للسلوك





# لوغاريتم لتقدير درجة الميل

- 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 مربعات متساوية العلامة  $\{0 - 0.2, \dots, 0.8 - 1\}$ ؛

(ب) اختبر هل أواسط درجات مجموعات المعالجة والرقابة بكل مربع مختلفة إحصائياً؟

(ج) إذا كانت كذلك،... قم بزيادة عدد المربعات واختبر ذلك ثانية؛

(د) إذا لم تكن كذلك،... انتقل للخطوة التالية.

# لوغار يتم لتقدير درجة الميل

iv اختبار صحة خاصية الموازنة في كل المربعات لكل المتغيرات :

(أ) بالنسبة لكل متغير، اختبار ما إذا كان الوسيط (وربما المراحل الأعلى) بالنسبة لمجموعات المعالجة والرقابة، مختلفة إحصائياً في كل المربعات؛

(ب) إذا كان أحد المتغيرات غير متوازن بأحد المربعات، اقسام المربع الى نصفين واختبر ثانية كل مربع أصغر؛

(ج) إذا لم يكن أحد المتغيرات متوازنا في كل المربعات، عدل التقدير المنطقي لدرجة الميل بإضافة مزيد من التفاعل وأجال ترتيب أعلى ثم اختبار ثانية.

□ يلاحظ أنه في كل هذه العملية ليس للنتيجة دور.

□ راجع برنامج STATA program pscore.ado

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