

Le traitement de l'hétérogénéité dans l'évaluation des effets causaux en économétrie

Philip Merrigan ESG-UQAM

ACFAS 6 mai 2013

Type d'effets moyens de traitement

- Soit le modèle simple suivant
- $Y_i = a + b_i * T_i + u_i$ (individus, firme etc.)
- a constante, u_i inobservée, avec T_i une variable indicatrice de traitement De manière générale, l'effet de T , b_i , sera hétérogène et variera selon l'individu
- Exemple pour T : formation professionnelle, éducation post-secondaire.

4 Types d'effet

- 2 bien connus dans tous les domaines
- $E(b_i)$ = Effet moyen du traitement
- $E(b_i | T_i=1)$ = Effet moyen du traitement sur les traités

Mieux connus en économétrie (variables instrumentales)

- $E(b_i | T(Z^{**})=1, t(Z^*) = 0)$
- Effet moyen du traitement pour ceux qui ne seraient pas traités si $Z = Z^*$ et traités si $Z = Z^{**}$
- Z est une variable instrumentale qui sera utilisée pour identifier de tels effets moyens si $E(u_i | Z^{**}) = E(u_i | Z^*)$ et si Z n'a d'impact sur Y qu'à travers T .
- Exemple, $T = 1$ si service militaire au Vietnam
- $Z^{**} =$ admissible à la conscription, $Z = Z^*$, inadmissible, déterminée par une loterie.

Effets moyens par variable instrumentale

- Si i est admissible, $A_i=1$, $A_i=0$ si non.
- $E(b_i | T(Z^{**})=1, t(Z^*) = 0)$ est estimée sans biais par
- $$\frac{\bar{Y}_{Z^{**}} - \bar{Y}_{Z^*}}{\bar{P}(A_i=1|Z=Z^{**}) - \bar{P}(A_i=1|Z=Z^*)}$$
- \bar{P} Proportion estimée.
- Cet effet est nommé LATE (Local Average Treatment effect) Effet de T sur les “compliers” ou observants.
- Pas toujours intéressant

Effet marginal moyen du traitement

- Il nous faut établir une règle d'allocation au traitement,
- Soit une variable latente T^* ,
- $T^*i = b_0 + b_1 * Z_1 + \dots + b_k * Z_k - e_i$
- Et $T_i = 1$ si $T^*i > 0$
- $E(b_i | e_i = b_0 + b_1 * Z_1 + \dots + b_k * Z_k)$,
- Effet marginal moyen du traitement (MTE)
- Effet pour i indifférent entre être traité ou non.

Identification des effets

- Assignment de T_i par hazard, tous ces effets sont égaux (En fait LATE et MTE font peu de sens dans ce cas)
- Assignment de T_i non-aléatoire, conditions requises pour estimer $E(b_i)$, rarement réalisée en pratique.
- Si on suppose que
- $E(u | T, X) = E(u | X)$, alors on peut estimer $E(b_i | T=1)$ par des méthodes de matching, pour X ayant simultanément des impacts sur T et Y .

Identification

- Si on $E(u | T, X)$ est différent de $E(u | X)$, il faut trouver une variable Z non-corrélée avec u ayant un impact sur T qu'à travers T .
- Si Z est continue et qu'on suppose une distribution normale multivariée pour e et u , et de modèles linéaires pour Y et T^* , il est assez aisé d'estimer tous les effets.
- **James Heckman, Justin L. Tobias, Vytlačil, Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent-Variable Framework Review of Economics and Statistics.**

Identification

- Si on ne fait pas l'hypothèse de normalité des facteurs inobservés beaucoup plus complexe
- Carneiro, Heckman, Vytlacil Estimating Marginal Returns to Education, *American Economic Review* 2011) (effet de l'éducation post-secondaire sur les salaires)
- On montre que chaque Effet moyen peut être estimé à partir d'une estimation de l'effet marginal moyen qui peut se faire de manière semi-paramétrique à partir d'une estimation non-paramétrique de la Probabilité que $T=1$ pour des valeurs différentes de Z (supposant Z continue).

- Il est donc possible d'estimer ces effets sans l'hypothèse de normalité.
- Très intéressant:
- On montre comment on peut estimer l'effet moyen de l'éducation post-secondaire sur les salaires pour ceux qui choisiraient l'éducation post-secondaire suite à une diminution des frais de scolarité.

Modèles longitudinaux

- $Y_{it} = a + b_i * T_{it} + u_{it}$
- $u_{it} = \mathbf{f}_i + e_{it}$ $i=1, \dots, n, t= 1, \dots, M$
- Importance de faire de l'inférence statistique robuste à l'auto-corrélation et l'hétéroscédasticité du e_{it} .
- Très important, Si n est petit, STATA, pour l'estimation du modèle en within, ajuste l'inférence selon
 - JAMES H. STOCK MARK W. WATSON
 - HETEROSKEDASTICITY-ROBUST STANDARD ERRORS FOR FIXED EFFECTS PANEL DATA REGRESSION, *Econometrica*, Vol. 76, No. 1 (January, 2008), 155–174

Effet fixes dans les modèles non-linéaires longitudinaux (cas binaire)

$$P(y_{it} = 1 | \mathbf{X}_{i1}, \dots, \mathbf{X}_{iT}, c_i) = \Phi(\mathbf{X}_{it}\beta + c_i)$$

- Que faire avec le c_i ? Si on juge que le c_i n'est pas corrélé avec les x , les problèmes numériques sont résolus pour une grande classe de modèles (glamm STATA) pour une distribution paramétrique ou non-paramétrique du c_i .

Effets fixes Probit Logit

- Si X corrélé avec c_i , on peut estimer les Betas, considérant le c_i comme effet fixe avec un logit conditionnelle.
- Cependant, sans connaître la distribution de c_i , les analyses d'effets marginaux ne sont pas réalisables.

Solution (wooldridge 2010)

$$D(c_i | \mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}) = D(c_i | \bar{\mathbf{x}}_i) = \text{Normal}(\psi + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}, \sigma_a^2)$$

where $\bar{\mathbf{x}}_i = T^{-1} \sum_{r=1}^T \mathbf{x}_{ir}$.

Solution

- Expression plus flexible pour c_i donne la probabilité suivante, pour g_i , des valeurs moyennes dans les tendances de g_i . Par exemple, pour chaque i , on régresse x sur t , et on utilise le paramètre de pente comme régresseur.

Solution (paramètres estimés par
xtgee STATA par exemple)

$$\hat{f}(X_{it}, W_i) = \Phi \left[\hat{\psi}_t + X_{it} \hat{\beta} + \bar{X}_i \hat{\xi} + (X_{it} \otimes \bar{X}_i) \hat{\eta} + \mathbf{g}_i \hat{\gamma} + (X_{it} \otimes \mathbf{g}_i) \hat{\delta} \right]$$