# ÉCONOMÉTRIE (UGA S2) PRÉSENTATION <sup>1</sup>

Michal W. Urdanivia\*

\*Université de Grenoble Alpes, Faculté d'Économie, GAEL, e-mail: michal.wong-urdanivia@univ-grenoble-alpes.fr

26 février 2022

<sup>1.</sup> Ce cours s'appuie sur les notes de cours d'Alain Carpentier à l'ENSAI en 2010-2011.

#### Contenu

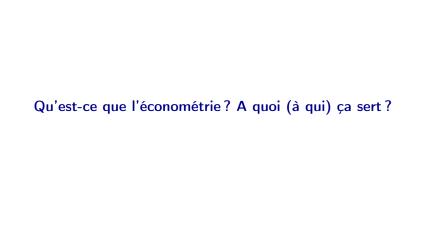
1. Qu'est-ce que l'économétrie? A quoi (à qui) ça sert?

2. La démarche des économètres

3. Spécificités de l'économétrie (statistique)

4. Objectifs, organisation et plan du cours

5. Notations et rappels de statistique



### Introduction de l'« Introduction à l'économétrie »

- 1. Qu'est-ce que l'économétrie ? A quoi (à qui) ça sert ?
- 2. La démarche des économètres
- 3. Les spécificités de l'économétrie, en tant que « domaine » de la statistique
- 4. Objectifs, organisation et plan du cours
- **5. Notations et rappels de statistique** (listés ici et rappelés par la suite en temps utile)

# 1. Qu'est-ce que l'économétrie ? A quoi (à qui) ça sert ?

#### Econométrie : Modélisation statistique des comportements économiques

- Choix individuels : micro-économétrie
  - Consommateurs : demande des biens marchands (dépenses d'alimentation, de transport, ...), choix de marques, ...
  - Firmes: investissement, main d'œuvre, localisation, ...
  - Salariés : durée de chômage, déterminants des salaires, ...
  - Ménages : épargne, portefeuille financier, ...
  - Données individuelles, panels (enquêtes répétées dans le temps)
- Grands agrégats économiques : macro-économétrie
  - PNB, importations, consommation, épargne, taux d'intérêt, taux de change, taux de salaire, ...
  - Déterminants de la croissance, du taux de chômage, ...
  - Séries temporelles, un pays ou plusieurs pays, ...

# 1. Qu'est-ce que l'économétrie ? A quoi (à qui) ça sert ?

#### Econométrie : Modélisation statistique des comportements économiques

- Choix individuels : micro-économétrie
  - Consommateurs : demande des biens marchands (dépenses d'alimentation, de transport, ...), choix de marques, ...
  - Firmes: investissement, main d'œuvre, localisation, ...
  - Salariés : durée de chômage, déterminants des salaires, ...
  - Ménages : épargne, portefeuille financier, ...
  - Données individuelles, panels (enquêtes répétées dans le temps)
- Grands agrégats économiques : macro-économétrie
  - PNB, importations, consommation, épargne, taux d'intérêt, taux de change, taux de salaire, ...
  - Déterminants de la croissance, du taux de chômage, ...
  - Séries temporelles, un pays ou plusieurs pays, ...

### L'économétrie, c'est d'abord de l'économie

Rationalité des choix économiques \$\square\$

Modèles de comportement économique

- Modèles inspirés d'éléments de théorie micro-économique
  - Théorie du consommateur et du producteur
  - Equilibres de marché, concurrence ± parfaite, ...
- Modèles inspirés d'éléments de théorie macro-économique
  - Courbes IS-LM, théorie Keynésienne, ...

Ceci-dit, l'idée de « lois » de l'économie est à utiliser avec précaution.

### Utilisation des techniques de la statistique

- Estimer les paramètres des modèles de comportement économique
- Tester (ou juger de) la validité des modèles de comportement économique
- **Exemple :** Modèle de consommation

 $D\'{e}penses = f(prix\_biens, revenu, description\_m\'{e}nage; \theta_0) + erreur$ 

- **Données** : Enquête de consommation (SECODIP, IPSOS, ...)
- Estimation : Estimateur  $\hat{\boldsymbol{\theta}}_N$  et données  $\Rightarrow$  estimation de  $\boldsymbol{\theta}_0$  et mesure de sa « précision »
- **Tests** : Tests de validité interne (« taille » des erreurs, signes des éléments de  $\hat{\theta}_N$ ) et externe (capacité à prédire les dépenses hors échantillon)

### Etudes économétriques, pour analyser

- Les données disponibles décrivent les choix passés des agents économiques
- Elles permettent d'analyser les déterminants/mécanismes de ces choix

**Exemple**. Plusieurs enquêtes sur la consommation de tabac, années marquées par des taxes croissantes sur le tabac

- On veut mesurer l'efficacité de la taxation. Effets « purs », hors campagnes « anti-tabac », interdictions, ... (ceteris paribus)
- Globalement, les augmentations de prix diminuent la consommation
  - Effet significatif mais limité sur les quantités consommées des fumeurs
  - Effet significatif sur les décisions d'arrêter
  - *Effet majeur* : empêche les jeunes de commencer à fumer
- Etudes récentes (avec des toxicologues): les fumeurs consomment un peu moins de tabac, mais pratiquement autant de nicotine.

### Etudes économétriques, pour simuler/prédire

- Les données disponibles permettent l'analyse quantifiée des déterminants/mécanismes des choix des agents économiques
- La modélisation économétrique permet de simuler/prédire les effets de changements des déterminants des choix

Exemple: Taxation hypothétique des pesticides sur les choix des agriculteurs

- A court terme:
  - Peu de changement sur les choix pour une culture donnée
  - Effets significatifs sur les choix de cultures (en priorité les moins utilisatrices de pesticides)
- A moyen terme:
  - Effet significatif sur les choix pour une culture donnée
  - Effets significatifs sur les choix de cultures
  - Idée: Réorganisation des systèmes de production moins dépendants des pesticides

### Qui utilise l'analyse économétrique ?

- Les décideurs publics: ministères et institutions internationales (UE, OCDE, Banque Mondiale, FMI, ...)
  - Analyse des effets des politiques économiques ou non économiques mises en œuvre
  - Simulation/prédiction des effets des politiques économiques envisagées
  - Calcul des indices de prix
- Les (grandes) entreprises :
  - Finance (banque/assurance): choix d'investissements financiers et gestion des contrats d'assurance
  - Marketing quantitatif
  - Entreprises spécialisées (BIPE, ...)
  - (Consultation des études économétriques macro- ou microéconométriques publiées, scientifiques ou non)



#### 2. La démarche des économètres

- 1a. Analyse de la question posée : effets de la taxe sur le tabac
  - ⇒ Construction d'un modèle avec effets du prix du tabac
- **1b.** Analyse des données disponibles : enquêtes disponibles depuis 1990
  - $\Rightarrow$  Attention : campagnes anti-tabac, interdictions dans les lieux publics, ...
- 2. Spécification d'un modèle mathématique des choix liés au tabac :
  - ⇒ Commencer, arrêter, quantité consommée, effets d'addiction
  - ⇒ Effets des prix et du revenu, des campagnes et interdictions
- 3. Utilisation des techniques de l'inférence statistique :
  - ⇒ Estimation des paramètres du modèle, choix de l'*estimateur approprié* 
    - ⇒ Tests de la validité du modèle, interprétation des résultats
- 4. Réponse à la question posée :
  - ⇒ Décomposition des effets estimés, simulations/prédictions



## 3. Spécificités de l'économétrie (statistique)

- Questions posées aux économètres : analyses « contre-factuelles »
  - Que se serait-il passé si ... ?
  - Nécessité de spécifier des modèles mettant en évidence des mécanismes causaux; pas spécifique à l'économétrie mais ...
- Pas (ou très peu) de données expérimentales
  - Expérience : On veut savoir ce qui se passerait pour des sujets si
    - « Condition A » ou « Condition B ». On place des sujets en
    - « Condition A » et des sujets en « Condition B » et on compare.
  - Très difficile en économie, seulement « Condition réelle »
  - Les techniques usuelles de la statistique sont bien adaptées à l'analyse de données expérimentales:
    - Calculs de moyennes conditionnelles (tris à plat) ; régression ; ...
  - ... mais elles sont à utiliser avec précaution en économétrie.

### Point de vue « technique »

- Comportement mesuré par  $y_i$  (salaire de i), déterminants d'intérêt mesurés par  $x_i$  (niveau d'études de i) et (modèle linéaire simple) :

$$y_i = \alpha_0 + b_0 x_i + u_i$$
 avec  $E[u_i] = 0$ 

- Pour un économètre :  $y_i$ ,  $u_i$  et  $x_i$  sont des variables aléatoires
  - Salaire y<sub>i</sub>: résultat du *choix* du salarié i et de son employeur (ou de ses employeurs potentiels)
  - Niveau d'études x<sub>i</sub> : résultat du *choix* (± contraint) de i
  - **Terme d'erreur**  $u_i$ : contient tout ce qui explique  $y_i$  et n'est pas expliqué par  $\alpha_0 + b_0 x_i$
  - Le niveau d'étude x<sub>i</sub> n'est ni fixé par un expérimentateur, ni parfaitement aléatoire. Il a été *choisi* (sous ± de contraintes) par i

$$y_i = \alpha_0 + b_0 x_i + u_i$$
 avec  $E[u_i] = 0$ 

- Analyse économétrique :
  - L'estimateur des MCO de  $b_0$  est en général biaisé car  $Cov[x_i, u_i] \neq 0$ .
    - En général :  $Cov[x_i, u_i] > 0$
    - *Idée* :  $u_i$  contient les effets de nombreux facteurs expliquant  $x_i$
    - **Problème d'endogénéité** de  $x_i$  par rapport à  $u_i$
    - ⇒ Un autre modèle du salaire est nécessaire, lequel ?
    - ⇒ Un autre estimateur que celui des MCO doit être utilisé, lequel ?

Un des objectifs de ce cours : analyse de ces problèmes et de leurs solutions



# 4. Objectifs, organisation et plan du cours

### Objectifs du cours : introduction à l'analyse économétrique

- La démarche des économètres
- Les *principaux modèles* utilisés : « Pièges » à éviter
- Les principales techniques d'inférence : « Astuces » utilisées
- Micro-économétrie essentiellement

Remarque : J'ai utilisé pour mes travaux tout ce je vais présenter

### Organisation du cours : classique

- Cours: théorie et exemples, mais tous les résultats pas démontrés (intuition, démonstrations dans le poly)
- TD/TP: utilisation des concepts théoriques introduits et applications

#### Plan du cours

Partie A. Modèles (linéaires) de variables continues (y<sub>i</sub> continue)

Mots clés: Identification, exogénéité/endogénéité, variables instrumentales Inférence statistique: Moindres carrés et Méthode des Moments (Généralisée)

Partie B. Modèles à variables latentes (y, discrète, continue/discrète)

*Mots clés*: Variable observée/latente, mécanisme d'observation, choix discret, variable censurée, échantillon tronqué

Inférence statistique : Maximum de Vraisemblance

Partie C. Modèles à régime et mesure des effets de traitement Synthèse : Mobilise des éléments des parties A et B

Notations et rappels de statistique particulièrement utiles pour l'économétrie



# 5. Notations et rappels de statistique

Convention pour l'écriture des variables, paramètres ou fonctions

scalaire

vecteur colonne

**MATRICE** 

#### 5.1. Echantillon

- **1.** Echantillon aléatoire:  $(y_i, \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i)$  pour i = 1,...,N
- **2.** Les  $(y_i, \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i)$  sont des *vecteurs de variables aléatoires*
- **3.** Les  $(y_i, \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i)$  sont indépendants et équi-distribués pour i = 1,...,N (pas « trop » dépendants entre eux et avec des distributions par « trop » différentes)
  - **4.** *N* est grand (pour justifier des approximations asymptotiques)
- **5**. Le tirage de l'échantillon est aléatoire, *i.e.* les *N* individus de l'échantillon sont tirés aléatoirement dans la population d'intérêt des « *i* ».

- La distribution commune des (y<sub>i</sub>, x<sub>i</sub>, z<sub>i</sub>) est celle de (y, x, z) le vecteur décrivant la distribution des réalisations des (y<sub>i</sub>, x<sub>i</sub>, z<sub>i</sub>) dans la population puisque le tirage de l'échantillon est aléatoire (notion de représentativité de l'échantillon).
- Le modèle commun aux (y<sub>i</sub>,x<sub>i</sub>,z<sub>i</sub>) est celui de (y,x,z), nommé modèle de population.
- On peut donc « inférer statistiquement » les relations entre les éléments de  $(y_i, \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i)$  pour chacun des i à partir de l'observation des réalisations de  $(y_i, \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i)$  pour l'ensemble des i.
- La notion d'équidistribution sous-tend celle de modèle : les (y<sub>i</sub>, x<sub>i</sub>, z<sub>i</sub>) suivent le même modèle s'ils ont le même PGD.
  - Si on s'intéresse à la distribution conditionnelle des  $(y_i, \mathbf{x}_i)/\mathbf{z}_i$ , le PGD des  $\mathbf{z}_i$  importe peu.

# Vecteur x,

$$\mathbf{X}_{i} \equiv \begin{bmatrix} x_{1,i} \\ x_{2,i} \\ \vdots \\ x_{K,i} \end{bmatrix}_{K,k}$$

 $x_{ij}$  est généralement la variable constante :  $x_{ij} = 1$ 

$$\mathbf{x}_{i} = \begin{bmatrix} 1 \\ x_{2j} \\ \vdots \\ x_{Kj} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ \tilde{\mathbf{x}}_{i} \end{bmatrix} \text{ avec } \tilde{\mathbf{x}}_{i} = \begin{bmatrix} x_{2j} \\ x_{3j} \\ \vdots \\ x_{Kj} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{x}_{1,i} \\ \tilde{x}_{2,i} \\ \vdots \\ \tilde{x}_{K-1j} \end{bmatrix}$$

# Vecteur z,

$$\mathbf{Z}_{i} \equiv \begin{bmatrix} z_{1,i} \\ z_{2,i} \\ \vdots \\ z_{L,i} \end{bmatrix}.$$

 $z_{ij}$  est généralement la variable constante :  $z_{ij} = 1$ 

$$\mathbf{z}_{i} = \begin{bmatrix} 1 \\ z_{2,i} \\ \vdots \\ z_{L,i} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ \tilde{\mathbf{z}}_{i} \end{bmatrix} \text{ avec } \tilde{\mathbf{z}}_{i} \equiv \begin{bmatrix} z_{2,i} \\ z_{3,j} \\ \vdots \\ z_{L,i} \end{bmatrix} \equiv \begin{bmatrix} \tilde{z}_{1,i} \\ \tilde{z}_{2,j} \\ \vdots \\ \tilde{z}_{L-1,i} \end{bmatrix}$$

### 5.2. Modèle linéaire

### 1. Modèle linéaire de $y_i$ en $x_i$

$$y_i = \mathbf{a}_0' \mathbf{x}_i + u_i \text{ avec } E[u_i] \equiv 0$$

### 2. Vecteur de paramètres à estimer : a<sub>0</sub>

$$\mathbf{a}_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{2,0} \\ \vdots \\ a_{K,0} \end{bmatrix}, \text{ terme constant } a_{10} = \alpha_0 \text{ et } \mathbf{a}_0 = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \mathbf{b}_0 \end{bmatrix} \text{ avec } \mathbf{b}_0 = \begin{bmatrix} a_{2,0} \\ a_{3,0} \\ \vdots \\ a_{K,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{1,0} \\ b_{2,0} \\ \vdots \\ b_{K-1,0} \end{bmatrix}$$

# Modèle linéaire

$$y_i = \mathbf{a}_0' \mathbf{x}_i + u_i \text{ avec } E[u_i] \equiv 0$$

$$y_i = \sum_{k=1}^{K} a_{k,0} x_{ki} + u_i \text{ avec } E[u_i] \equiv 0$$

$$y_i = \mathbf{x}_i' \mathbf{a}_0 + u_i \text{ avec } E[u_i] \equiv 0$$

$$y_i = \alpha_0 + \tilde{\mathbf{x}}_i' \mathbf{b}_0 + u_i \text{ avec } E[u_i] \equiv 0$$

# 5.3a. Espérances, variances et covariances, cas scalaire

**Définition.** Espérance de 
$$x_{ki}: m_{k,0} = E[x_{ki}] = \int_{X_k} x f_{xk}(x) dx$$

- $X_k$  est le domaine de variation (commun) des  $X_{ki}$
- $f_k(.)$  la fonction de densité de la distribution (commune) des  $x_{ki}$
- L'intégrale définit une somme et  $f_k(.)$  définit une probabilité dans le cas où les  $x_{ki}$  sont discrètes

**Définition.** Variance de 
$$x_{ki}$$
:  $v_{kk,0} = V[x_{ki}] = \int_{X_k} (x - m_{k0})^2 f_k(x) dx$ 

Variance et espérances : 
$$V[x_{ki}] = E[(x_{ki} - m_{k0})^2] = E[x_{ki}] - E[x_{ki}]^2$$

# **Définition.** Covariance de $x_{ki}$ et $x_{\ell i}$ :

$$v_{k\ell,0} = Cov[x_{ki}; x_{\ell i}] = \int_{X_{(k,\ell)}} (e_k - m_{k0})(e_\ell - m_{\ell 0}) f_{(k,\ell)}(e_k, e_\ell) d(e_k, e_\ell)$$

- $X_{(k,\ell)}$  est le domaine de variation (commun) des  $(x_{ki}, x_{\ell i})$
- $f_{(k,\ell)}(.,.)$  la fonction de densité de la distribution (commune) des  $(x_{k_i}, x_{\ell_i})$

**Symétrie**: 
$$Cov[x_{ki};x_{\ell i}] = Cov[x_{\ell i};x_{ki}]$$

### Variance et espérances :

$$Cov[x_{ki}; x_{\ell i}] = E[(x_{ki} - m_{k0})(x_{\ell i} - m_{\ell 0})] = E[x_{ki}x_{\ell i}] - E[x_{ki}]E[x_{\ell i}]$$
$$= E[(x_{ki} - m_{k0})x_{\ell i}] = E[x_{ki}(x_{\ell i} - m_{\ell 0})]$$

Variance et covariance : 
$$Cov[x_{ki}; x_{ki}] = V[x_{ki}]$$

# 5.3b. Espérances, variances et covariances, cas vectoriel

**Définition.** Espérance de 
$$\mathbf{x}_i$$
:
$$E[\mathbf{x}_i] = \begin{bmatrix} E[x_{1i}] \\ E[x_{2i}] \\ \vdots \\ E[x_{Ki}] \end{bmatrix} = \mathbf{m}_0 = \begin{bmatrix} m_{1,0} \\ m_{2,0} \\ \vdots \\ m_{K,0} \end{bmatrix} \text{ et } m_{1,0} = 1 \text{ si } x_{1i} = 1$$

**Définition.** Matrice de variance-covariance de 
$$\mathbf{x}_i$$
:
$$V\begin{bmatrix} x_{ii} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} V[x_{1i}] & Cov[x_{1i}, x_{2i}] & \cdots & Cov[x_{1i}, x_{Ki}] \\ Cov[x_{2i}, x_{1i}] & V[x_{2i}] & \cdots & Cov[x_{2i}, x_{Ki}] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Cov[x_{Ki}, x_{1i}] & Cov[x_{Ki}, x_{2i}] & \cdots & V[x_{Ki}] \end{bmatrix}_{K \times K} \equiv \mathbf{C}_0$$

**Transposition**: 
$$E[\mathbf{x}_i]' = E[\mathbf{x}_i']$$

Symétrie: 
$$V[\mathbf{x}_i]' = V[\mathbf{x}_i]$$

$$V[\mathbf{x}_i]$$
 est semi-définie positive, i.e.  $\mathbf{r}'V[\mathbf{x}_i]\mathbf{r} \ge 0$  pour tout  $\mathbf{r} \in \mathbb{R}^K$ 

### Variance et espérances : $V[\mathbf{x}_i] = E[\mathbf{x}_i \mathbf{x}'_i] - E[\mathbf{x}_i] E[\mathbf{x}'_i]$

où  $\mathbf{x}_i \mathbf{x}_i'$  est le *produit croisé de*  $\mathbf{x}_i$ 

$$\mathbf{X}_{i}\mathbf{X}_{i}' = \begin{bmatrix} x_{1i}^{2} & x_{1i}x_{2i} & \cdots & x_{1i}x_{Ki} \\ x_{2i}x_{1i} & x_{2i}^{2} & \cdots & x_{2i}x_{Ki} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{Ki}x_{1i} & x_{Ki}x_{2i} & \cdots & x_{2i}^{2} \end{bmatrix}_{K \times K}$$

et:

$$E\begin{bmatrix} \mathbf{x}_{i} \mathbf{x}_{i}' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E\begin{bmatrix} x_{1i}^{2} \end{bmatrix} & E\begin{bmatrix} x_{1i} x_{2i} \end{bmatrix} & \cdots & E\begin{bmatrix} x_{1i} x_{Ki} \end{bmatrix} \\ E\begin{bmatrix} x_{2i} x_{1i} \end{bmatrix} & E\begin{bmatrix} x_{2i}^{2} \end{bmatrix} & \cdots & E\begin{bmatrix} x_{2i} x_{Ki} \end{bmatrix} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E\begin{bmatrix} x_{Ki} x_{1i} \end{bmatrix} & E\begin{bmatrix} x_{Ki} x_{2i} \end{bmatrix} & \cdots & E\begin{bmatrix} x_{2i}^{2} \end{bmatrix} \end{bmatrix}_{K \times K}$$

Avec  $x_{1i} = 1$  on a:

$$E[\mathbf{x}_{i}\mathbf{x}_{i}'] = \begin{bmatrix} 1 & E[x_{2i}] & \cdots & E[x_{Ki}] \\ E[x_{2i}] & E[x_{2i}^{2}] & \cdots & E[x_{2i}x_{Ki}] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E[x_{Ki}] & E[x_{Ki}x_{2i}] & \cdots & E[x_{2i}^{2}] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & E[\tilde{\mathbf{x}}_{i}'] \\ E[\tilde{\mathbf{x}}_{i}] & E[\tilde{\mathbf{x}}_{i}\tilde{\mathbf{x}}_{i}'] \end{bmatrix}$$

et:

$$V[\mathbf{x}_{i}] = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & V[x_{2i}] & \cdots & Cov[x_{2i}, x_{Ki}] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & Cov[x_{Ki}, x_{2i}] & \cdots & V[x_{Ki}] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & V[\tilde{\mathbf{x}}_{i}] \end{bmatrix}$$

# **Définition.** *Matrice de covariance de* $x_i$ *et* $z_i$ :

$$\begin{aligned} Cov \left[ \mathbf{x}_i; \mathbf{z}_i \right] &= \begin{bmatrix} Cov \left[ x_{1i}; z_{1i} \right] & Cov \left[ x_{1i}; z_{2i} \right] & \cdots & Cov \left[ x_{1i}; z_{Li} \right] \\ Cov \left[ x_{2i}; z_{1i} \right] & Cov \left[ x_{1i}; z_{2i} \right] & \cdots & Cov \left[ x_{2i}; z_{Li} \right] \\ &\vdots & &\vdots & \ddots & \vdots \\ Cov \left[ x_{Ki}; z_{1i} \right] & Cov \left[ x_{Ki}; z_{2i} \right] & \cdots & Cov \left[ x_{1i}; z_{Li} \right] \end{bmatrix}_{K \times L} \end{aligned}$$

# **Partition de** $Cov[\mathbf{x}_i; \mathbf{z}_i]$ :

$$Cov[\mathbf{x}_{i}; \mathbf{z}_{i}] = [Cov[\mathbf{x}_{i}; z_{1i}] \quad Cov[\mathbf{x}_{i}; z_{2i}] \quad \cdots \quad Cov[\mathbf{x}_{i}; z_{Li}]] = \begin{bmatrix} Cov[x_{1i}; \mathbf{z}_{i}] \\ Cov[x_{2i}; \mathbf{z}_{i}] \\ \vdots \\ Cov[x_{Ki}; \mathbf{z}_{i}] \end{bmatrix}$$

Covariance et espérances : 
$$Cov[\mathbf{x}_i; \mathbf{z}_i] = E[\mathbf{x}_i \mathbf{z}_i'] - E[\mathbf{x}_i]E[\mathbf{z}_i']$$

$$Cov[\mathbf{x}_i; \mathbf{z}_i]' = Cov[\mathbf{z}_i; \mathbf{x}_i] = E[\mathbf{z}_i \mathbf{x}_i'] - E[\mathbf{z}_i]E[\mathbf{x}_i']$$

• Avec  $x_{1i} = 1$  et  $z_{1i} = 1$  on a :

$$Cov[\mathbf{x}_i; \mathbf{z}_i] = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & Cov[x_{l_i}; z_{2i}] & \cdots & Cov[x_{2i}; z_{Li}] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & Cov[x_{K_i}; z_{2i}] & \cdots & Cov[x_{l_i}; z_{Li}] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & Cov[\tilde{\mathbf{x}}_i; \tilde{\mathbf{z}}_i] \end{bmatrix}$$

et:

$$E\begin{bmatrix} \mathbf{x}_{i}\mathbf{z}_{i}' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & E\begin{bmatrix} z_{2i} \end{bmatrix} & \cdots & E\begin{bmatrix} z_{Li} \end{bmatrix} \\ E\begin{bmatrix} x_{2i} \end{bmatrix} & Cov\begin{bmatrix} x_{1i}; z_{2i} \end{bmatrix} & \cdots & Cov\begin{bmatrix} x_{2i}; z_{Li} \end{bmatrix} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E\begin{bmatrix} x_{Ki} \end{bmatrix} & Cov\begin{bmatrix} x_{Ki}; z_{2i} \end{bmatrix} & \cdots & Cov\begin{bmatrix} x_{1i}; z_{Li} \end{bmatrix} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & E\begin{bmatrix} \tilde{\mathbf{z}}_{i}' \end{bmatrix} \\ E\begin{bmatrix} \tilde{\mathbf{x}}_{i} \end{bmatrix} & E\begin{bmatrix} \tilde{\mathbf{x}}_{i}\tilde{\mathbf{z}}_{i}' \end{bmatrix} \end{bmatrix}$$

## 5.4. Résultats essentiels de la statistique asymptotique

- La plupart des estimateurs présentés dans le cours n'ont pas de propriétés connues à distance finie, *i.e.* pour *N* fixe (beaucoup d'entre eux sont même biaisés à distance finie).
- On étudie leurs propriétés asymptotiques, i.e. pour N → +∞, et on approxime les propriétés de ces estimateurs en considérant que « N est grand mais (tout de même) pas infini ».
- Un estimateur est une fonction (explicite ou non, compliquée ou non) de moyennes, de variances et de covariances empiriques de variables aléatoires.
  - Lois des Grands Nombres (LGN) ⇒ Convergence des estimateurs
  - *Théorème Central Limite* (TCL) ⇒ Distribution as. des estimateurs

## Propriété 1a. Loi Forte des Grands Nombres

(Convergence presque sûre)

Soit  $\{\mathbf{w}_i; i = 1, 2, ...\}$  une suite de vecteurs aléatoires tels que les  $\mathbf{w}_i$  sont iid pour i = 1, 2, ... avec  $E[\mathbf{w}_i] = \mathbf{\mu}_0 < +\infty$  et  $V[\mathbf{w}_i] = \mathbf{\Omega}_0 < +\infty$ . On a :

$$N^{-1} \sum\nolimits_{i=1}^{N} \mathbf{w}_i \xrightarrow[N \to +\infty]{p.s.} E[\mathbf{w}_i] = \boldsymbol{\mu}_0.$$

Si, de plus,  $V[vech(\mathbf{w}_i, \mathbf{w}_i')] = \Psi_0 < +\infty$ , alors :

$$N^{-1} \sum\nolimits_{i=1}^{N} \mathbf{w}_i \mathbf{w}_i' \xrightarrow[N \to +\infty]{p.s.} E \left[ \mathbf{w}_i \mathbf{w}_i' \right] = \mathbf{\Omega}_0 + \mathbf{\mu}_0 \mathbf{\mu}_0'.$$

Fonction  $vech(\mathbf{M})$ :  $\mathbf{M}$  est une matrice symétrique,  $vech(\mathbf{M})$  renvoie le vecteur des éléments non redondants de  $\mathbf{M}$ .

# Propriété 1b. Loi faible des Grands Nombres (Convergence en probabilité)

Soit  $\{\mathbf{w}_i; i = 1, 2, ...\}$  une suite de vecteurs aléatoires tels que les  $\mathbf{w}_i$  sont iid pour i = 1, 2, ... avec  $E[\mathbf{w}_i] = \mathbf{\mu}_0 < +\infty$  et  $V[\mathbf{w}_i] < +\infty$ . On a :

$$N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \mathbf{w}_{i} \xrightarrow{p.} E[\mathbf{w}_{i}] = \boldsymbol{\mu}_{0}.$$

Si, de plus,  $V[\mathbf{w}_i] = \Omega_0 < +\infty$  et  $V[vech(\mathbf{w}_i \mathbf{w}_i')] < +\infty$ , alors :

$$N^{-1} \sum\nolimits_{i=1}^{N} \mathbf{w}_i \mathbf{w}_i' \xrightarrow[N \to +\infty]{p.} E[\mathbf{w}_i \mathbf{w}_i'] = \mathbf{\Omega}_0 + \mathbf{\mu}_0 \mathbf{\mu}_0'.$$

**Rmq**. Loi Forte  $\Rightarrow$  loi faible

**Rmq.** Les conditions de régularité, celles qui portent sur la variance des  $\mathbf{w}_i$ , indiquent que les LGN ne s'appliquent qu'à des variables aléatoires à variation « limitée », *i.e.* pas trop « explosives ».

#### Propriété 2. Théorème Central Limite

(Convergence en loi ou en distribution après  $\times \sqrt{N}$ )

Soit  $\{\mathbf{w}_i; i = 1, 2, ...\}$  une suite de vecteurs aléatoires tels que les  $\mathbf{w}_i$  sont iid pour i = 1, 2, ... avec  $E[\mathbf{w}_i] = \mathbf{\mu}_0 < +\infty$  et  $V[\mathbf{w}_i] = \mathbf{\Omega}_0 < +\infty$ . On a :

$$\sqrt{N}\left(N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\mathbf{w}_{i}-\mathbf{\mu}_{0}\right) \xrightarrow{L} \mathcal{N}(\mathbf{0},\mathbf{\Omega}_{0}).$$

**Rmq.** Si  $\{\mathbf{w}_i; i = 1, 2, ...\}$  est une suite de vecteurs aléatoires tels que les  $\mathbf{w}_i$  sont iid pour i = 1, 2, ..., alors pour toute fonction  $\mathbf{g}(.)$  des  $\mathbf{w}_i$  on a :  $\{\mathbf{g}(\mathbf{w}_i); i = 1, 2, ...\}$  est une suite de vecteurs aléatoires tels que les  $\mathbf{g}(\mathbf{w}_i)$  sont iid pour i = 1, 2, ...

Ce résultat s'applique en particulier pour tout sous-vecteur de  $\mathbf{w}_i$ .

**Rmq.** Si on a  $E[\mathbf{w}_i] = \mu_0 < +\infty$ , on n'a pas toujours  $E[\mathbf{g}(\mathbf{w}_i)] = \gamma_0 < +\infty$ .

## 5.5. Propriétés des estimateurs

Un estimateur de  $\mathbf{a}_0$ ,  $\hat{\mathbf{a}}_N$ , est construit à partir des  $\mathbf{w}_i = (y_i, \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i)$ :  $\hat{\mathbf{a}}_N = \mathbf{f}(\mathbf{w}_i; i = 1, ..., N)$ .

C'est une variable aléatoire puisque  $\mathbf{w}_i$  contient des termes aléatoires.

## **<u>A distance finie</u>** (N fixe et $< +\infty$ )

**Définition**. L'estimateur  $\hat{\mathbf{a}}_N$  est sans biais si :

$$E[\hat{\mathbf{a}}_{N}] = \mathbf{a}_{0} = E_{(\mathbf{w}_{i}; i=1,...,N)} [\mathbf{f}(\mathbf{w}_{i}; i=1,...,N)]$$

La distribution de  $\hat{\mathbf{a}}_N$  est celle de  $\mathbf{f}(\mathbf{w}_i; i = 1,...,N)$ 

- Nécessite : 1) des hypothèses sur la distribution de  $(\mathbf{w}_i; i = 1,...,N)$ 
  - 2) une forme simple et explicite de  $\mathbf{f}(\mathbf{w}_i; i = 1,...,N)$

## Point de vue asymptotique $(N \rightarrow +\infty)$

**Définition.**  $\hat{\mathbf{a}}_N$  est convergent si :

$$\hat{\mathbf{a}}_{N} \xrightarrow{p.} \mathbf{a}_{0} \text{ ou } p \lim_{N \to +\infty} \hat{\mathbf{a}}_{N} = \mathbf{a}_{0}$$

**Définition.**  $\hat{\mathbf{a}}_N$  est fortement convergent si  $\hat{\mathbf{a}}_N \xrightarrow[N \to +\infty]{p.s.} \mathbf{a}_0$ 

**Définition.**  $\hat{\mathbf{a}}_N$  est as. normal (convergent en  $\sqrt{N}$ ) si :

$$\sqrt{N}(\hat{\mathbf{a}}_{N} - \mathbf{a}_{0}) \xrightarrow{L} \mathcal{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{0})$$

et:

 $\mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma}_0)$  est la distribution asymptotique de  $\hat{\mathbf{a}}_N$  et  $\mathbf{\Sigma}_0$  est sa matrice de variance-covariance asymptotique.

- Dans le cas de modèles linéaires, on utilise le fait que  $\hat{\mathbf{a}}_N$  est une fonction d'éléments de :

$$N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \mathbf{w}_{i} , N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \mathbf{w}_{i} \mathbf{w}'_{i} , \dots$$

- La normalité as. de  $\hat{\mathbf{a}}_N$  ne repose pas sur la normalité des  $\mathbf{w}_i$ , c'est une conséquence du TCL.

## Interprétation des notions de convergence de $\hat{\mathbf{a}}_N$ vers $\mathbf{a}_0$ :

- Si  $\hat{\mathbf{a}}_N$  est convergent pour  $\mathbf{a}_0$  alors l'évènement  $\hat{\mathbf{a}}_N = \mathbf{a}_0$  survient avec une probabilité approchant 1 lorsque  $N \to +\infty$ .
- Si â<sub>N</sub> est fortement convergent pour a<sub>0</sub> alors l'évènement â<sub>N</sub> = a<sub>0</sub> survient presque sûrement lorsque N → +∞.

## Interprétation de la normalité as. de $\hat{\mathbf{a}}_{\scriptscriptstyle N}$ :

Avec  $\sqrt{N}(\hat{\mathbf{a}}_N - \mathbf{a}_0) \xrightarrow{L} \mathcal{N}(\mathbf{0}, \Sigma_0)$ , lorsque « N est grand mais pas infini » on a :

$$\hat{\mathbf{a}}_{N} \sim_{app} \mathcal{N}(\mathbf{a}_{0}, N^{-1}\boldsymbol{\Sigma}_{0})$$

**Rmq.**  $\hat{\mathbf{a}}_N$  est as. normal  $\Rightarrow \hat{\mathbf{a}}_N$  est convergent.

**Rmq.** La précision *approchée* de  $\hat{\mathbf{a}}_N$ , mesurée par  $N^{-1}\Sigma_0$ , croît « mécaniquement » en N.

**Rmq.** L'efficacité as. (la précision lorsque N est grand) de  $\hat{\mathbf{a}}_N$  est d'autant plus élevée que  $\Sigma_0$  est petite dans le pré-ordre des matrices semi-définies positive

**Shématiquement**: précision = éléments de la diagonale de  $\Sigma_0$  « petits »

**Attention**.  $\Sigma_0$  est la variance as. de l'estimateur  $\hat{\mathbf{a}}_N$ ,  $N^{-1}\Sigma_0$  est sa variance approchée.

**Rmq.** On a besoin d'un estimateur convergent de  $\Sigma_0: \hat{\Sigma}_N \xrightarrow{p} \Sigma_0$  pour calculer des statistiques de test ou des intervalles de confiance.

#### Utilisation de la normalité as. de $\hat{\mathbf{a}}_N$ :

$$\text{On a: } \boldsymbol{\Sigma}_0 = \begin{bmatrix} \sigma_{1,0}^2 & c_{12,0} & \cdots & c_{1K,0} \\ c_{12,0} & \sigma_{2,0}^2 & \cdots & c_{2K,0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{1K,0} & c_{2K,0} & \cdots & \sigma_{K,0}^2 \end{bmatrix} \text{et } \hat{\boldsymbol{\Sigma}}_N = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{1,N}^2 & \hat{c}_{12,N} & \cdots & \hat{c}_{1K,N} \\ \hat{c}_{12,N} & \hat{\sigma}_{2,N}^2 & \cdots & \hat{c}_{2K,N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{c}_{1K,N} & \hat{c}_{2K,N} & \cdots & \hat{\sigma}_{K,N}^2 \end{bmatrix}$$

Sortie typique de logiciel:

| Paramètre | Estimation                           | Estimation de l'écart-<br>type de l'estimateur $\hat{\mathbf{a}}_N$ | Statistiques de test,<br> |
|-----------|--------------------------------------|---|---------------------------|
| $a_{1,0}$ | $\hat{a}_{\scriptscriptstyle 1,est}$ | $\hat{\sigma}_{1,est}/\sqrt{N}$                                     | •••                       |
| $a_{2,0}$ | $\hat{a}_{2,est}$                    | $\hat{\sigma}_{2,est}/\sqrt{N}$                                     | •••                       |
| :         | :                                    | :   | •••                       |
| $a_{K,0}$ | $\hat{a}_{_{K,est}}$                 | $\hat{\sigma}_{K,est}/\sqrt{N}$                                     | •••                       |

Intervalles de confiance de  $\hat{a}_{k,est}$ . Avec  $\hat{a}_{k,N} \sim_{app} \mathcal{N}(\mathbf{a}_{k,0}, N^{-1}\sigma_{k,0}^2)$  on a :

$$\left[\hat{a}_{k,est} - 1{,}96 \times \hat{\sigma}_{k,est} / \sqrt{N}; \hat{a}_{k,est} + 1{,}96 \times \hat{\sigma}_{k,est} / \sqrt{N}\right] \grave{a} 5\%$$

et:

$$\left[\hat{a}_{k,est} - 2,58 \times \hat{\sigma}_{k,est} / \sqrt{N}; \hat{a}_{k,est} + 2,58 \times \hat{\sigma}_{k,est} / \sqrt{N}\right] \grave{\text{a}} \ 1\%$$

**Attention**. Significativité statistique (/0) de  $\hat{a}_{k,est} \neq$  importance dans le modèle de  $a_{k,0}$ 

- Les  $\hat{\sigma}_{k,est}/\sqrt{N}$  mesurent la capacité des données à fournir des estimations précises des  $a_{k,0}$  dans le modèle considéré.
- Un paramètre important d'un point de vue économique peut être « non différent de 0 statistiquement » parce qu'il est mal mesuré : N petit, trop peu de variation de variable explicative associée, ...
- Lorsque N est très très grand, tout est « différent de 0 statistiquement»

## 5.6. La notion d'espérance conditionnelle

- La notion d'espérance conditionnelle est essentielle dans toute la statistique, elle l'est également en économétrie

**Définition.** Espérance de  $y_i$  conditionnelle à (sachant)  $\mathbf{x}_i = \mathbf{x}$  où  $\mathbf{x} \in X$ :

$$E[y_i/\mathbf{x}_i = \mathbf{x}] = E_{y_i/\mathbf{x}_i = \mathbf{x}}[y_i] = \int_{Y} yf(y;\mathbf{x})dy = \mu(\mathbf{x})$$

- X est le domaine de variation (commun) des  $\mathbf{x}_i$
- Y est le domaine de variation (commun) des  $y_i$
- f(.;x) la fonction de densité de la distribution (commune) des y<sub>i</sub> conditionnelle à x<sub>i</sub> = x.
- Le terme  $\mu(\mathbf{x}) = E[y_i/\mathbf{x}_i = \mathbf{x}]$  est un réel.

- On utilisera également souvent la notion d'espérance conditionnelle :

$$E[y_i/\mathbf{x}_i] = E_{y_i/\mathbf{x}_i}[y_i] = \mu(\mathbf{x}_i),$$

i.e. « sans choisir » de valeur pour la réalisation de  $\mathbf{x}_i$ .

Cette espérance conditionnelle est une *variable aléatoire*, puisque c'est une fonction de la variable aléatoire  $\mathbf{x}_i$ .

- Ces notions d'espérance conditionnelle se généralisent directement au cas de vecteurs (et de matrices) aléatoires.
- Les espérances conditionnelles ont plusieurs propriétés importantes.

## Propriété 3. Espérance conditionnelle et prédiction

Soit  $(y, \mathbf{x})$  un vecteur de variables aléatoires sur  $\mathbb{R}^{1+K}$  tel que  $V[y] < +\infty$  et  $\mu(\mathbf{x}) : \mathbb{R}^K \to \mathbb{R}$  est une fonction telle que  $E[y/\mathbf{x}] = \mu(\mathbf{x})$ , alors :

$$\mu(\mathbf{x}) = \min_{m(\mathbf{x}) \in F_K} E[(y - m(\mathbf{x}))^2]$$

où  $F_K$  est l'ensemble des fonctions  $m(\mathbf{x}): \mathbb{R}^K \to \mathbb{R}$  telles que  $V[m(\mathbf{x})] < +\infty$ .

Interprétation. L'espérance de y conditionnelle en x est une fonction de x,  $\mu(x)$  ici, qui prédit y au mieux au sens de l'erreur quadratique moyenne, i.e. au sens des Moindres Carrés.

**Rmq.** La condition  $V[y] < +\infty$  assure l'existence de  $\mu(\mathbf{x})$ , ce qui a été supposé jusqu'à présent dans les définition des espérances, variances, ...

## Propriété 5. Espérance conditionnelle et résidu

Soit  $(y, \mathbf{x})$  un vecteur de variables aléatoires réelles, on a :

$$E[y/\mathbf{x}] = \mu(\mathbf{x}) \iff y = \mu(\mathbf{x}) + \varepsilon \text{ avec } E[\varepsilon/\mathbf{x}] = 0$$

puisque 
$$\varepsilon = y - \mu(\mathbf{x}) = y - E[y/\mathbf{x}].$$

#### Interprétation et utilisation.

- Toute variable aléatoire peut être décomposée en la somme de son espérance (conditionnelle ou non) et d'un terme d'erreur d'espérance (conditionnelle ou non) nulle.
- Cette décomposition permet parfois d'écrire des modèles. Par exemple :

$$y_i = \mathbf{a}_0' \mathbf{x}_i + u_i \text{ avec } E[u_i/\mathbf{x}_i] = 0 \iff E[y_i/\mathbf{x}_i] = \mathbf{a}_0' \mathbf{x}_i$$

## Propriété 6. Caractérisation de $E[\varepsilon/\mathbf{x}] = 0$

Soit  $(\varepsilon, \mathbf{x})$  un vecteur de variables aléatoires réelles, on a :

$$E[\varepsilon/\mathbf{x}] = 0$$

$$\Omega$$

 $E[\mathbf{g}(\mathbf{x})\varepsilon] = \mathbf{0}$  pour toute fonction  $\mathbf{g}(.)$  telle que  $E[\mathbf{g}(\mathbf{x})\varepsilon]$  existe

#### Interprétation et utilisation.

- $E[\varepsilon/\mathbf{x}] = 0$  ssi  $\varepsilon$  n'est corrélée avec aucune fonction de  $\mathbf{x}$ .
- En corollaire on a :

$$E[\varepsilon/\mathbf{x}] = 0 \implies E[\mathbf{x}\varepsilon] = \mathbf{0}$$

mais la réciproque n'est pas nécessairement vraie.

#### Propriété 7. Loi des conditionnements successifs

Soit  $(y, \mathbf{x}, \mathbf{q})$  un vecteur de variables aléatoires réelles tel que  $\mathbf{x} = \mathbf{g}(\mathbf{q})$ , on a alors :

$$E[y/x] = E[E[y/q]/x] = E[E[y/x]/q].$$

**Interprétation** (Astuce : chercher à prédire y).

- x = g(q) implique que l'information contenue dans x l'est déjà dans q,
   i.e. l'information apportée par x pour prédire y est entièrement contenue dans q. La variable x n'est qu'une transformation de q et x = g(.) n'est pas nécessairement bijective.
- Cette propriété indique que « c'est l'ensemble d'information le plus petit » qui domine après une succession de conditionnements.
   Ici l'information apportée par q non contenue dans x est « perdue » pour prédire y.
- Deux exemples importants d'application de cette propriété :

Espérance et espérance conditionnelle.

On a:

$$E[y_i] = E[E[y_i/\mathbf{x}_i]]$$

car (avec 
$$\mu_{y}(\mathbf{x}_{i}) = E[y_{i}/\mathbf{x}_{i}]$$
)
$$E[y_{i}] = E_{y_{i}}[y_{i}] = E_{(y_{i},\mathbf{x}_{i})}[y_{i}] = E_{\mathbf{x}_{i}}[E_{y_{i}/\mathbf{x}_{i}}[y_{i}]] = E_{\mathbf{x}_{i}}[\mu_{y}(\mathbf{x}_{i})].$$

Variance et variance conditionnelle, cas d'un terme d'erreur.

Si  $E[u_i] = 0$  on a:

$$V[u_i] = E[V[u_i/\mathbf{x}_i]]$$

car:

$$V\left[u_{i}\right] = E_{u_{i}}\left[u_{i}^{2}\right] = E_{(u_{i},\mathbf{x}_{i})}\left[u_{i}^{2}\right] = E_{\mathbf{x}_{i}}\left[E_{u_{i}/\mathbf{x}_{i}}\left[u_{i}^{2}\right]\right] = E_{\mathbf{x}_{i}}\left[V_{u_{i}/\mathbf{x}_{i}}\left[u_{i}\right]\right].$$

**Rmq.** Cette propriété est utile pour exploiter des conditions d'homoscédasticité de termes d'erreurs, ce qu'on fera souvent dans la suite.