3. Thèmes d'économétrie :

3.1. Les modèles de régression avec données de panel

3.2. L'économétrie des séries chronologiques

3.3. Les modèles de régression à variable dépendante qualitative.

3.1. Les modèles de régression avec des données de panel

Il existe ≠ types de données :

i) Séries temporelles

ii) Coupes instantanées

iii) Panels

Séries temporelles : on observe les valeurs d'une ou de plusieurs variables sur une certaine période de temps (ex : PIB)

Coupes instantanées : valeurs d'une ou de plusieurs variables sont observées pour plusieurs unités d'un échantillon à un même moment dans le temps (ex : tx de criminalité en 2007 ds ttes les communes de Belgique)

Données de panel : une même unité de coupe instantanée (ex : famille, firme, pays) est enquêtée à plusieurs moments dans le temps. Dimension spaciale & temporelle. Aussi appelées : données groupées, données de micro-panel ou de cohortes.

Données de panel de + en + utilisées en recherche économique. Exemples :

→ L'étude sur panel de la dynamique du revenu (EPDR)

→ Le Panel communautaire des ménages (PMC)

3.1.1. Pourquoi des données de panel ?

Avantages des données de panel // à celles en cross-section et en séries chronologiques ?

1) Données de panel portent sur des individus, des firmes, des pays, ... dans le temps. Or ces unités sont hétérogènes et techniques d'estimation des données de panel peuvent prendre en compte cette hétérogénéité (à l'aide de variables spécifiques pour ces unités).

2) Données de panel fournissent + de données informatives, + de variabilité, − de colinéarité let les variables, + de degrés de liberté et + d'efficience.

3) Données de panel permettent de mieux étudier la « dynamique du changement » (ex : périodes de chô, tx de renouvellmt de la m-d'o, mobilité du travail).

4) Données de panel permettent de mieux détecter et de mesurer certains effets qui peuvent que difficilmt l'être avec des séries chronologiques ou des données en coupe instantanée (ex : effet de la hausse du salaire minimum sur l'emploi)

5) Données de panel permettent d'étudier des modèles + complexes de comportement (ex : économies d'échelle, progrès technologique).

6) En disposant de données sur + eurs milliers d'unités, données de panel peuvent minimiser le biais d'agrégation.

3.1.2. Les données de panel : un exemple

- Théorie de l'investissmt proposée par Grunfeld.

  Comment l'investissement brut réel (Y) dépend de la valeur réelle de l'entreprise (X_2) et du stock de capital réel (X_3) ?

- Hyp : données relatives à 4 firmes,
  General Electric (GE)
  General Motor (GM)
  US Steel (US)
  Westinghouse (WEST)

- Période : 1935 – 1954 (4 unités en cross-section, 20 périodes ⇒ 80 observations)

- Différentes possibilités d'estimation :
  a) 4 régressions de série chronolog. (1 par firme)
  b) 20 régressions de coupe instantanée (1 par année ! df !)
  c) 1 régression sur les 80 observations groupées

- Régression sur données groupées :

$$\boxed{Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + u_{it}} \qquad (16.2.1)$$

  $i = 1, 2, 3, 4$ (coupe instant.)
  $t = 1, \ldots, 20$ (tmps)

  Hyp : max. N unités / observations en coupe instantanée.
  max. T périodes de tmps.

Panel (de données) est „ équilibré " si chaque unité de coupe instantanée possède le même nbre d'observations temporelles („ balanced " panel)

Sinon il est dit „ déséquilibré " („ unbalanced " panel).

On s'intéresse aux panels „ équilibrés " et on suppose que les X ne sont pas stochastiques et que terme d'erreur est conforme aux hypothèses classiques

$\Rightarrow \quad E(u_{it}) \sim N(0, \sigma^2)$

3.1.3. <u>L'estimation des modèles de régression à partir de données de panel : l'approche par les effets de fixité</u>

Comment estimer notre modèle ?
Dépend des hyp. // valeur en ordonnée à l'origine, les coeff. de pente et le terme d'erreur.

<u>Plusieurs possibilités</u> :

1) Interceptes et coeff. de pente csts ds le tmps et l'espace (terme d'erreur absorbe ≠ les individus et ds le tmps)
2) Coeff. de pente csts mais interceptes varient selon les individus.
3) Coeff. de pente csts mais interceptes varient selon les individus et ds le tmps.
4) Ts les coeff. (interceptes et coeff. de pente) varient selon les individus.
5) Ts les coeff (interceptes et coeff. de pente) varient selon les individus et ds le tmps.

A. La constance de tous les coefficients dans le tmps et pour ts les individus

Approche la + simple = négliger dimension spaciale et temporelle des données groupées et utiliser les MCO (20 obs. pour chque firme ⟶ 80 obs. pour chque variable du modèle).

$$\hat{Y} = -63,3041 + 0,1101\ X_2 + 0,3034\ X_3$$
$$es = (29,6124) \quad (0,0137) \quad (0,0493)$$
$$t = (-2,1376) \quad (8,0188) \quad (6,1545)$$

$R^2 = 0,7565$ Durbin-Watson $= 0,2187$

$n = 80$ $dl = 77$

Seul souci DW assez faible ⟶ autocorrélat° du terme d'erreur ou erreurs de spécification. Modèle estimé suppose intercepte / coeff identiques pour les 4 firmes : hyp. fort restrictives.

Malgré sa simplicité, régression sur données groupées peut déformer la forme de la relation lel Y et les X pour les 4 entreprises ⟶ trouver 1 moyen qui prenne en cpte la nature spécifique des 4 firmes.

B. Les effets de fixité ou modèle de regression des moindres carrés à variable muette (MCVM)

On prend en compte l'„individualité" de chaque entreprise en permettant à chaque intercepte d'être ≠ pour chaque firme (mais coeff. de pente restent identiques pour chaque firme).

$$\boxed{Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + u_{it}} \qquad (16.3.2)$$

L'indice i signifie que les valeurs prises par l'ordonnée à l'origine peuvent différer pour les 4 firmes.

La différence ds les intercepte peut provenir de traits spécifiques à chaque firme, comme p.ex. le style de direction ou la philosophie des relations sociales.

Modèle à „effets de fixité" car si interceptes peuvent varier tel individus, ils ne varient pas ds le temps (invariabilité temporelle).

En pratique ; utiliser des variable muettes :

$$\boxed{Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 M_{2i} + \alpha_3 M_{3i} + \alpha_4 M_{4i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + u_{it}}$$

où $M_{2i} = 1$ si obs. appartient à GM (16.3.3)
$= 0$ sinon

$M_{3i} = 1$ si obs. appartient à US
$= 0$ sinon

$M_{4i} = 1$ si obs. appartient à WEST
$= 0$ sinon

(3 variables dummy → GE = cat. de référence)

Comme on utilise des variables muettes, modèle à effets de fixité aussi appelé modèle des moindres carrés à variable muette (MCVM). On parle aussi du modèle de covariance (X_2 et X_3 = covariants).

Résultats :

$$\hat{Y}_{it} = -245,7924 + 161,5722\, M_{2i} + 339,6328\, M_{3i} + 186,5666\, M_{4i}$$
$$es = (35,8112) \quad (46,4563) \quad (23,9863) \quad (31,5068)$$
$$t = (-6,8635) \quad (3,4779) \quad (14,1594) \quad (5,9214)$$

$$+ 0,1079\, X_{2it} + 0,3461\, X_{3it}$$
$$(0,0175) \quad (0,0266)$$
$$(6,1653) \quad (12,9821)$$

$R^2 = 0,9345$ $\quad d = 1,1076$ $\quad dl = 74$

Intercepts statistqmt ≠ pour 4 firmes :

- $-245,7924$ pour GE.
- $-84,220$ $(= -245,7924 + 161,5722)$ pour GM.
- $93,8774$ $(= -245,7924 + 339,6328)$ pour US.
- $-59,2258$ $(= -245,7924 + 186,5666)$ pour WEST.

Ces ≠ peut refléter des traits propres à chque firme, p. ex. ≠ ds les talents du management.

Quel est le meilleur modèle (données groupées vs. effets fixes) ?

Modèle à effets fixes car :
- ts le coeff sont significatifs,
- R^2 + élevé (mais logique),
- DW est + élevée.

Test formel ? F-test contraint car modèle sur données groupées = version contrainte du modèle à effets fixes (car il impose le m̂ intercepte pour ttes les firmes).

$$F = \frac{(R^2_{NC} - R^2_{C}) / m}{(1 - R^2_{NC}) / (n-k)} \qquad \left(H_0 : \begin{array}{l} \alpha_2 = \alpha_1 \\ \alpha_3 = \alpha_1 \\ \alpha_4 = \alpha_1 \end{array} \right)$$

où R^2_{NC} et R^2_{C} sont les coeff. de dét. des modèles contraint et non contraint ; m = nbre de contraintes linéaires ; k = nbre de paramètres ds la rég. non contrainte ; n = nbre d'obs.

$$F = \frac{(0,9345 - 0,7565) / 3}{(1 - 0,9345) / (80-6)} = 66,9980$$

Valeur htmt significative $\longrightarrow$ RH₀ : regression contrainte ne semble pas valable, préférer modèle à effets fixes.

C. Intercepte varie selon les individus et dans le tmps (coeff. de pente sont constants)

Modèle mal spécifié car valeur en ordonnée à l'origine ne varie pas uniq. en fct° des individus mais églmt ds le tmps ?

20 années (1935 – 1954) → on inclut 19 dummy temporelles.

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 M_{2i} + \alpha_3 M_{3i} + \alpha_4 M_{4i} + \lambda_1 \text{Dum}35 + \dots + \lambda_{19} \text{Dum}53 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + u_{it} \qquad (16.3.7)$$

où $\begin{cases} \text{Dum } 35 = 1 \text{ si obs appartient à l'année 1935} \\ \quad\quad\quad\; = 0 \text{ sinon} \\ \text{année de réf.} = 1954 \end{cases}$

D. Tous les coeff. varient parmi les individus

Interceptes et coeff. de pente pt. varier pour ttes les firmes → fct° d'investismt des entrep. sont ttes ≠.

→ inclure des variab. muettes de façon additive & multiplicative

$$\boxed{\begin{aligned} Y_{it} = \; & \alpha_1 + \alpha_2 M_{2i} + \alpha_3 M_{3i} + \alpha_4 M_{4i} + \beta_2 X_{2it} \\ & + \gamma_1 (M_{2i} X_{2it}) + \gamma_2 (M_{2i} X_{3it}) \\ & + \gamma_3 (M_{3i} X_{2it}) + \gamma_4 (M_{3i} X_{3it}) \\ & + \gamma_5 (M_{4i} X_{2it}) + \gamma_6 (M_{4i} X_{3it}) \end{aligned}} \qquad (16.3.8)$$

où $\begin{cases} \gamma_{1-6} = \text{coeff. de pente différentiels} \\ \alpha_{2,3,4} = \text{différentiels d'intercepte} \end{cases}$

si β_2 et γ_1 stat. sign., alors $(\beta_2 + \gamma_1)$ = coeff de pente de X_2 pour entreprise GM.

Tableau 16.2
Résultats de la régression (16.3.8)

Variable	Coefficient	Écart type	Valeur t	Valeur p
Valeur en ordonnée à l'origine	−9,9563	76,3518	−0,1304	0,8966
M_{2i}	−139,5104	109,2808	−1,2766	0,2061
M_{3i}	−40,1217	129,2343	−0,3104	0,7572
M_{4i}	9,3759	93,1172	0,1006	0,9201
X_{2i}	0,0926	0,0424	2,1844	0,0324
X_{3i}	0,1516	0,0625	2,4250	0,0180
$M_{2i}X_{2i}$	0,0925	0,0424	2,1844	0,0324
$M_{2i}X_{3i}$	0,2198	0,0682	3,2190	0,0020
$M_{3i}X_{2i}$	0,1448	0,0646	2,2409	0,0283
$M_{3i}X_{3i}$	0,2570	0,1204	2,1333	0,0365
$M_{4i}X_{2i}$	0,0265	0,1114	0,2384	0,8122
$M_{4i}X_{3i}$	−0,0600	0,3785	−0,1584	0,8745

$R^2 = 0,9511$ $\quad d = 1,0896$

- Interpretation :

  - X_2 et X_3 ont une influence positive et sign. sur Y
  - Heurs coeff. de pente différentiels sont stat. sign.

    (ex : coeff. de pente de GE (cat. de réf.) pour X_2 = 0,0926

    et $\hat{m}$ coeff pour GM = 0,1852 (= 0,0926 + 0,0926)).
  - aucun intercepte n'est ≠ .

- Au total, on pourrait avoir l'impression que les fctions d'invest. des 4 entreprises sont ≠. Ceci pourrait suggérer que les données sur les 4 firmes ne peuvent être groupées. On devrait estimer des fctions d'invest. pour chque firme séparément.

  Modèles de régression sur panel ne sont p-être pas appropriés ds ttes les situations et ce malgré la disponibilité de données en série chronologiques et en coupes instantanées.

<u>Modèles à effets fixes</u>, bien que faciles à utiliser, <u>posent des problèmes spécifiques</u> :

1. Si on introduit trop de variables muettes, on accumule les problèmes relatifs aux degrés de liberté.
   <u>Exemple</u> : modèle 16.3.7 (dummy pour diff. d'intercepte et le tmps)
   80 obs $\longrightarrow$ 55 dl
   (3 dummies pour les firmes, 19 pour les années, 1 intercepte, 2 coeff. de pente)

2. Avec autant de variables ds le modèle, la multicolinéarité est tjs possible. Cela peut rendre difficile l'estimation des paramètres.

3. Modèle à effets fixes équivalent à modèle estimé en différences premières. Dès lors, il est incapable d'estimer l'effet de variables qui ne changent pas ds le tmps (ex : sexe, ethnie, couleur de la peau).

4. Attention au terme d'erreur. Jusqu'ici, on a supposé qu'il satisfait les hyp. classiques : $u_{it} \sim N(0, \sigma^2)$.
   Cpdt, comme „i" se réfère aux obs. en coupe et „t" aux séries tmporelles, il est possible que les hyp. classiques ne soient pas vérifiées.
   Plusieurs possibilités :
   a) Variance du terme d'erreur la m̂ pour toutes les unités en coupe instantanée (ou variance du terme d'erreur peut être hétéroscédastique).
   b) Pour une période donnée, terme d'erreur de la firme GM peut être corrélé avec terme d'erreur de la firme US

→ Il faut utiliser une modélisation
SURE (seemingly unrelated regression) ou
RASR (modélisat° par régression apparemment
sans rapport).

c) Pour chaque firme, on peut supposer l'absence d'autocorrélation du terme d'erreur ds le tmps ou l'inverse.

d) Autres permutations et combinaisons du terme d'erreur demandant des solutions spécifiques.

3.1.4. L'estimation des modèles de régression sur panel : l'approche par les effets aléatoires

Kmenta (1986) :

" Une question manifeste en relation avec le modèle à effets fixes est de savoir si l'inclusion de variables muettes, et la perte du nbre de degrés de liberté qui en résulte est bien nécessaire. Le raisonnement qui sous-tend le modèle à effets fixes est qu'en spécifiant le modèle de régression, on n'a pas réussi à introduire les variables explicatives adéquates qui ne varient pas ds le tmps, et que l'introduction de variables muettes est une dissimulation de notre ignorance."

Si les variables dummies sont la traduction d'un défaut de connaissance sur le vrai modèle, pq ne pas exprimer cette ignorance à travers le terme d'erreur u_{it} ?

⇒ C'est l'approche suggérée par les partisans du
Modèle de composantes d'erreur (MCE) - modèle d'effets aléatoires (MEA)

<u>Idée centrale</u> :

$$\boxed{Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + u_{it}} \qquad (16.4.1)$$

Au lieu de considérer β_{1i} comme fixe, on suppose que c'est une variable aléatoire dont la valeur moyenne $= \beta_1$.

Valeur en ordonnée à l'origine pour firme "i" :

$$\boxed{\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i} \qquad i = 1, 2, \dots, N \qquad (16.4.2)$$

où ε_i est un terme aléatoire de moyenne 0 et de variance σ_ε^2.

<u>Intuition</u> : les 4 firmes ds notre échantillon sont issues d'une population bcp + vaste de firmes et les ≠ dans les valeurs en ordonnée à l'origine de chaque entreprise se reflètent ds le terme ε_i.

En substituant (16.4.2) dans (16.4.1) :

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_i + u_{it} \qquad \Longrightarrow$$

$$\boxed{Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + w_{it}} \qquad (16.4.3)$$

où $\boxed{w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}}$

Terme d'erreur w_{it} présent 2 éléments :

a) ε_i = élément d'erreur de coupe instantanée, spécifique à l'individu

b) u_{it} = élément d'erreur combiné (série chronolog. et coupe instantanée)

- Hypothèses habituelles sur MCE :

$$\boxed{\begin{array}{l} \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2) \\ E(\varepsilon_i u_{it}) = 0 \qquad E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \qquad (i \neq j) \\ E(u_{it} u_{is}) = E(u_{it} u_{jt}) = E(u_{it} u_{js}) = 0 \quad (i \neq j \, ; t \neq s) \end{array}} \qquad (16.4.5)$$

⇒ Composants individuels d'erreur ne sont pas corrélés ltel eux et ne sont pas autocorrélés à la fois aux unités en coupes instantanées et aux séries chronologiques.

- Différence ltel MEF et MCE :
  > MEF : chque unité en coupe instantanée a sa propre valeur (fixe) en ordonnée à l'origine.
  > MCE : valeur en ordonnée à l'origine β_1 représente la valeur moyenne de ttes les valeurs (en coupe instant.) en ordonnée à l'origine et ε_i représente l'écart (aléatoire) de la valeur en ordonnée par rapport à sa moyenne. ε_i n'est pas directmt observable → variable inobservable / latente.

- Etant donné (16.4.5) :

$$\boxed{\begin{array}{l} E(w_{it}) = 0 \\ var(w_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 \end{array}} \qquad \begin{array}{r} (16.4.6) \\ (16.4.7) \end{array}$$

Si $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ ⇒ pas de ≠ ltel modèle de rég. sur données groupées (16.2.1) et MCE (16.4.3) ⇒ faire tourner regr. sur données groupées.

- Formule $\text{var}(w_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$ montre bien que terme d'erreur w_{it} est homoscédastique.

- Cpdt, on peut montrer que w_{it} et w_{is} $(t \neq s)$ sont corrélés. Coeff. de corrélation :

$$\boxed{\text{corr}(w_{it}, w_{is}) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2}} \qquad (16.4.8)$$

Propriétés :

i) Pour une unité donnée en coupe instantanée, la valeur de la corrélation reste identique quel que soit l'écart [?] les 2 périodes.

ii) La structure de la corrélation est la m̂ pour ttes les unités en coupe instantanée. Elle est identique pour ts les individus.

Si on néglige cette structure de corrélation et on estime par MCO → estimateurs non efficients.
Il faut appliquer les moindres carrés généralisés (MCG)

Tableau 16.3

Estimation MCE de la fonction d'investissement de Grunfeld

Variable	Coefficient	Écart type	Valeur t	Valeur p
Valeur en ordonnée à l'origine	−73,0353	83,9495	−0,8699	0,3870
X_2	0,1076	0,0168	6,4016	0,0000
X_3	0,3457	0,0168	13,0235	0,0000
Effet aléatoire :				
GE	−169,9282			
GM	−9,5078			
US	165,5613			
Westinghouse	13,87475			
		$R^2 = 0,9323$ (MCG)		

Principaux résultats :

1) La somme des effets aléatoires (ε_i) des quatre firmes est égale à zéro.

2) La valeur moyenne de la composante d'erreur aléatoire (β_{1i}) est la valeur en ordonnée à l'origine (=-73,0353).

3) La valeur de l'effet aléatoire de GE (−169,9282) indique de combien l'élément d'erreur aléatoire de GE diffère de la valeur courante de la valeur en ordonnée à l'origine. (Idem pour ô effets aléatoires)

4) R^2 obtenu à partir de la regr. estimée par MCG.

5) Les valeurs des coeff. des 2 variables X diffèrent peu de ceux obtenus par MEF (sauf en admettant que coeff. de pente pvt varier d'une firme à l'autre)

3.1.5. Les effets de fixité (MEVM) versus le modèle des effets aléatoires (MEA)

Quel modèle choisir ?

1) Dépend de la corrélation lel composante d'erreur individuelle (spécifique à la coupe instantanée, ε_i) et les régresseurs X.

Si ε_i et X pas corrélés → modèle à composantes d'erreur (MCE

Si ε_i et X corrélés → modèle à effets de fixité (MEF)

Pq ε_i et X pourraient-ils être corrélés ?

Hyp : { on dispose d'éch. aléat. d'un gd nbre d'individus
on veut estimer une éq. de salaire / de gains.
gains dpdt notmt de l'éducation et de l'exp. prof.

Si ε_i représent talents innés ou environmt familial, lorsqu'on modélise la fct° de gains incluant ε_i, il est très probable que ε_i sera corrélé avec l'éducation car talents innés et environmt familial sont svt des déterminants majeurs de l'éducation.

2) Hyp. sous-jacente au modèle à effets aléatoires (MEA) est que les unités en coupe instantanée sont un tirage aléatoire d'une pop. bcp + vaste. Cette hyp. n'est pas tjs satisfaite.

Exemple : étude du tx de criminalité ds 50 Etats US → il n'est pas réaliste de faire hyp. que 50 Etats soient un tirage aléat. d'une pop. + vaste → MEF.

Que dire de plus quant au choix lel MCE et MEF ?

1) Si T (longueur des séries temporelles) est grand et N (nbre d'unités en coupe instantanée) est petit, probablmt peu de différence dans la valeur des paramètres estimés par MEF et MCE. Dans ce cas, par facilité (de calculs), on utilise wt MEF.

2) Si N est grand et T petit, les estimations obtenues par MEF et MCE peuvent différer significativmt.

Rappel :

Dans MCE : $\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i$; où ε_i = comp. aléatoire de coupe.
Dans MEF : β_{1i} est un effet fixe, non aléatoire $\rightarrow$ l'inférence statistique est donc conditionnée sur les unités de l'échant. observées en coupe instantanée $\rightarrow$ procédure appropriée si les unités individuelles de l'échant. ne sont pas des tirages aléatoires d'une plus vaste population.

Si unités en coupe instantanée de l'échantillon sont vues comme des tirages aléatoires d'une + gde pop, alors MCE convient d'être appliqué car, dans ce cas, l'inférence stat. n'est pas conditionnée.

3) Si l'élément individuel d'erreur ε_i est corrélé à un ou plusieurs régresseurs, les estimateurs du MCE sont biaisés et ceux du MEF ne le sont pas.

4) Si N est grand et T petit, et si hyp. du MCE sont valables, les estimateurs du MCE sont + efficients que ceux du MEF.

Test pour choisir lel MCE et MEF ?

Test de Hausman (1978). Statistique de test suit asympt. une distribution de χ^2 sous hyp. nulle que la composante d'erreur individuelle (spécifique à la coupe instantanée, ε_i) n'est pas corrélée aux régresseurs X.

Si RH_0 ⟶ MCE n'est pas approprié, mieux vaut utiliser MEF. Dans ce cas, inférence statistique sera conditionnée par les β_{1i} de l'échantillon.

Remarque:

Désavantage du MEF : forte consommat° de degrés de liberté lorsque nbre d'unités en coupe instantanée (N) est très grand (on devra alors introduire N-1 variables dummy). Si on applique le MCE, on suppose que la valeur en ordonnée à l'origine d'un individu est un tirage aléatoire d'une pop. + imp. avec une moyenne constante. La valeur en ordonnée à l'origine est alors exprimée comme un écart à sa valeur moyenne : Le MCE est parcimonieux en consommation de degrés de liberté car il ne faut estimer que la valeur moyenne de la valeur en ordonnée à l'origine et la variance.