Épreuve d'économétrie II

L3 Économétrie & L3 MASS – Prof. P. Polomé - Université Lyon 2

!! Ceci n'est qu'un échantillon de questions à titre d'exemple – les sujets réels sont plus longs !!

Rendez le sujet dans la double page en reportant un identifiant.
□ ⊠ Cochez les réponses correctes (0, 1 ou plusieurs réponses correctes).
Électronique (calculatrice, téléphone, dictionnaire...) interdite. Pas de points négatifs ; les questions ont toutes la même pondération. Vous pouvez ajouter des commentaires à côté de la question pour justifier votre réponse.

1. Soit le modèle théorique $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \epsilon_t$ avec $correlation\,(x_{1t}, \epsilon_t) > 0$

   (a) Ce modèle peut résulter d'un régresseur x_2 manquant

      i. □ Si x_2 présente de l'autocorrélation
      ii. □ Si x_2 est corrélé avec y
      iii. □ Si x_2 est corrélé avec x_1
      iv. □ Dans certains cas, mais pas dans ceux présentés
      v. □ Si on applique MCO (ou MCG) au lieu de VI
      vi. □ Si x_1 et x_2 présentent tout deux une tendance

   (b) La corrélation entre l'erreur et le régresseur est telle que

      i. □ À des valeurs élevées de x correspondent des valeurs de y au-dessus de la droite $\beta_0 + \beta_1 x$
      ii. □ À des valeurs élevées de x correspondent des valeurs de y en-dessous de la droite $\beta_0 + \beta_1 x$
      iii. □ Les erreurs tendront à être groupées (les positives ensembles, les négatives ensembles)
      iv. □ Les erreurs tendront à se répartir de part et d'autre de la droite $\beta_0 + \beta_1 x$
      v. □ Les erreurs présentent de l'autocorrélation
      vi. □ Les erreurs présentent de l'hétéroscédasticité

2. Conception d'une feuille de tableur pour montrer l'effet du **manque d'intercept** sur les coefficients estimés par MCO dans un modèle linéaire à deux variables x_1, x_2 et une constante. Répondez aux questions suivantes en gardant cet objectif à l'esprit.

   (a) x_1, x_2 et le terme d'erreur ϵ peuvent être générés comme

      i. □ Des normales standards $n\,(0, 1)$
      ii. □ Des uniformes $U\,(0, 1)$, c'est-à-dire : par la fonction alea( ) / rand( )
      iii. □ Des constantes, mais chacune de valeur différente
      iv. □ x_1 peut être une constante, x_2 une uniforme et ϵ une normale $n\,(0, 1)$
      v. □ On peut d'abord générer x_1 et x_2 comme des $n\,(0, 1)$, ϵ peut ensuite être généré comme la somme de x_1 et d'une $n\,(0, 1)$

   (b) Après avoir généré les variables x_1, x_2, ϵ, la variable endogène y pourrait être générée comme

      i. □ $y = 2x_1 - 3x_2 + \epsilon$
      ii. □ $y = 1 + x_1 + 4x_2 + \epsilon$
      iii. □ $y = 3 - x_1 + 2x_2$
      iv. □ $y = -2 - x_1 + \epsilon$
      v. □ $y = 1 + x_1 + 4x_2 + \epsilon^2$

   (c) Pour illustrer le fait que les MCO sont inconsistents ou non lorsque la constante n'est pas incluse, on pourrait :

      i. □ Multiplier le nombre d'échantillons, estimer $\hat{\beta}$ dans chacun d'eux et voir si la moyenne des $\hat{\beta}$ sur ces échantillons a tendance à se rapprocher de β lorsque le nombre d'échantillons croît
      ii. □ Multiplier le nombre d'échantillons, estimer $\hat{\sigma}^2 \left(X'X\right)^{-1}$ dans chacun d'eux et voir si la moyenne des $\hat{\sigma}^2 \left(X'X\right)^{-1}$ sur ces échantillons a tendance à diminuer lorsque le nombre d'échantillons croît
      iii. □ Accroître la taille de l'échantillon et voir si $\hat{\beta}$ a tendance à se rapprocher de β
      iv. □ Accroître la taille de l'échantillon et voir si $\hat{\sigma}^2 \left(X'X\right)^{-1}$ a tendance à se rapprocher de 0

3. Equation de salaire. Soit le modèle de capital humain $w_i = \delta X_i + \beta_2 S_i + \beta_3 E_i + \beta_4 E_i^2 + \epsilon_i$ où w est le salaire ; E est l'expérience, mesurée par $E = Age - S - 6$; S est le nombre d'année d'études ; X représente une série de variables explicatives additionnelles ; i indique les personnes.

   (a) Ce modèle présente classiquement de l'endogénéité parce que

      i. □ E est mesurée avec erreur

      ii. □ w est mesurée avec erreur

      iii. □ Des variables inobservables peuvent jouer un rôle à la fois dans S et dans w

      iv. □ E est corrélée avec S

      v. □ S est corrélée avec w

      vi. □ Le modèle est non-linéaire

4. La non-inclusion du carré d'un régresseur pertinent peut provoquer les conséquences suivantes

   (a) □ Endogénéité

   (b) □ Autocorrélation

   (c) □ Hétéroscédasticité

   (d) □ Baisse du R^2

   (e) □ La non-significativité de ce même régresseur

   (f) □ De l'utiliser comme instrument

5. Soit deux modèles concurrents $y = \beta X + \epsilon$ (modèle I) et $y = \delta \ln X + \nu$ (modèle II), avec $\ln X = \begin{pmatrix} 1 & \ln x_1 & \ldots & \ln x_k \end{pmatrix}$, et soit $\hat{y} = \hat{\beta} X$ et $\tilde{y} = \hat{\delta} \ln X$ les valeurs ajustées correspondantes selon MCO

   (a) □ Si $\tilde{y}$ n'est pas significative dans $y = \beta X + \alpha \tilde{y} + \epsilon$ alors I est validé

   (b) □ Si $\tilde{y}$ est significative dans $y = \beta X + \alpha \tilde{y} + \epsilon$ alors on ne peut conclure

   (c) □ Si $\tilde{y}$ est significative dans $y = \beta X + \alpha \tilde{y} + \epsilon$ alors II est validé

   (d) □ Si $\tilde{y}$ est significative dans $y = \beta X + \alpha \tilde{y} + \epsilon$ et $\hat{y}$ est significative dans $y = \delta \ln X + \gamma \hat{y} + \nu$ alors les deux modèles sont validés

   (e) □ Si $\tilde{y}$ est significative dans $y = \beta X + \alpha \tilde{y} + \epsilon$ et $\hat{y}$ n'est pas significative dans $y = \delta \ln X + \gamma \hat{y} + \nu$ alors I est validé mais on ne peut conclure sur II

   (f) □ Si $\tilde{y}$ est significative dans $y = \beta X + \alpha \tilde{y} + \epsilon$ et $\hat{y}$ n'est pas significative dans $y = \delta \ln X + \gamma \hat{y} + \nu$ alors II est validé mais on ne peut conclure sur I

6. Les conséquences de l'hétéroscédasticité sont

   (a) □ $\hat{\beta}_{MCO}$ est biaisé.

   (b) □ $\hat{\beta}_{MCO}$ est inconsistent.

   (c) □ La matrice de variance-coviarance de $\hat{\beta}_{MCO}$ est $\sigma^2 (X'X)^{-1}$.

   (d) □ Le bootstrap ne peut plus être utilisé.

   (e) □ Les t-stats tels que calculés par MCO peuvent être biaisés.

7. Soit le modèle conventionnel $Y = X\beta + \epsilon$ avec $var(\epsilon_i | X_i) = \sigma^2 h(X_i)$. L'estimateur moindre carrés pondérés (weighted least squares) consiste à

   (a) □ Diviser toutes les observations (Y_i, X_i) par $\sqrt{h(X_i)}$ et appliquer MCO.

   (b) □ Diviser toutes les observations (Y_i, X_i) par $h(X_i)$ et appliquer MCO.

   (c) □ Multiplier toutes les observations (Y_i, X_i) par $\sqrt{h(X_i)}$ et appliquer MCO.

   (d) □ Multiplier toutes les observations (Y_i, X_i) par $h(X_i)$ et appliquer MCO.

   (e) □ Calculer $\hat{\beta}_{MCG} = \left[X'\Psi^{-1}X\right]^{-1} X'\Psi^{-1}Y$ avec $\Psi = \begin{pmatrix} h_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & h_2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & \cdots & & h_N \end{pmatrix}$

8. Soit le modèle conventionnel $Y = X\beta + \epsilon$ avec

$$\Sigma_\epsilon = \begin{pmatrix} \sigma^2 & \rho_{12} & \cdots & \rho_{1N} \\ & \sigma^2 & & \rho_{2N} \\ & & \ddots & \vdots \\ sym & & & \sigma^2 \end{pmatrix}$$

   Une telle structure peut être révélatrice d'un problème

(a) □ d'hétéroscédasticité.
(b) □ d'autocorrélation quelconque.
(c) □ d'autocorrélation AR(1).
(d) □ d'endogénéité.
(e) □ de simultanéité.
(f) □ de spécification.

9. Considérer la régression du nombre des naissances en fonction des passages de cigognes à Copenhague dans la décennie qui suit la seconde Guerre Mondiale

$$N_t = \alpha + \beta C_t + \epsilon_t$$

(a) La statitisque t associée à $\hat{\beta}_{MCO}$ sera élevée
(b) La régression montre un importante corrélation entre les deux variables N et C
(c) La régression montre une relation causale de C vers N
(d) Ce modèle présente un sérieux problème d'endogénéité dû à un régresseur manquant
(e) Ce modèle présente un sérieux problème d'endogénéité dû à une hétérogénéité inobservée
(f) Ce modèle présente un sérieux problème d'endogénéité dû à la simultanéité de N et C

10. Soit y une variable dichotomique et soit le MRL $y = x\beta + \epsilon$. Dans ce modèle,

(a) □ β_j s'interprête comme le changement ceteris paribus en y étant donné un changement unitaire en x_j.
(b) □ β_j s'interprête comme le changement ceteris paribus en la proba de succès lorsque x_j augmente d'une unité.
(c) □ MCO présente toujours de l'hétéroscédasticité.
(d) □ MCO présente toujours de l'autocorrélation.
(e) □ MCO impose des effets marginaux constants quel que soit le niveau du régresseur.
(f) □ MCO peut prédire des valeurs de y plus petites que leur minimum possible.
(g) □ MCO peut prédire des effets marginaux plus grands que 1.