Hétéroscédasticité et Tests diagnostiques (Séance 5)

GSF-6053: Économétrie Financière

Simon-Pierre Boucher¹

¹Département de finance, assurance et immobilier Faculté des sciences de l'administration Université Laval

11 février 2025



SP. Boucher Hiver 2025 1 / 32

Références

Obligatoires:

► Woolridge: chapitres 3, 8, 12.

Complémentaires:

▶ Gujarati et Porter: chapitres 10, 11, 12, 13 et appendice C.

► **Greene:** chapitres 2, 3, 4, 5, 9, 14, 20 C et D



SP. Boucher Hiver 2025 2 / 32

Plan de la séance

Hétéroscédasticité

Tests diagnostiques d'hétéroscédasticité



SP. Boucher Hiver 2025 3 / 32

Tests diagnostiques d'hétéroscédasticité



SP. Boucher Hiver 2025 4 / 32

Homoscédasticité

▶ OLS makes the assumption that the variance of the error term is constant.

$$V(u_i) = \sigma^2$$

Hétéroscédasticité

► Si les résidus n'ont pas une variance constante, on dit qu'ils sont hétéroscédastiques.

$$V(u_i) = \sigma_i^2$$



SP. Boucher

Forme de Ω

- ightharpoonup On connaît rarement Ω , il faut spécifier une forme pour cette matrice qui est gérable.
- **E**stimation de tous les σ_i^2 pour chaque observations.

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_T^2 \end{bmatrix}$$

- N'est pas une forme estimable, car le nombre de paramètres à estimer T + K > T.
- ightharpoonup Il faut donc spécifier un modèle (une paramétrisation) pour la forme de matrice Ω pour réduire le nombre de paramètres inconnus.

SP. Boucher Hiver 2025 6 / 32



Hétéroscédasticité groupée

- ▶ On a une variance hétéroscédastique, mais en sous-groupe.
- ▶ À l'intérieur du sous-groupe, la variance est constante.

$$\sigma_t^2 = \sigma_{10}^2, \quad t = 1, ..., T_1$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_{20}^2, \quad t = T_{1+1}, ..., T$$



SP. Boucher Hiver 2025 7 / 32

Hétéroscédasticité groupée

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{10}^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{10}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{10}^2 \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} \sigma_{20}^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{20}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{20}^2 \end{bmatrix}$$

SP. Boucher Hiver 2025 8 / 32



Hétéroscédasticité groupée

On peut réécrire la matrice Ω , avec hétéroscédasticité groupée comme suit:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{10}^2 I_{\mathcal{T}_1} & 0 \\ 0 & \sigma_{20}^2 I_{\mathcal{T}_2} \end{bmatrix}$$

Sachant:

$$\sigma_{10}^{2}I_{\mathcal{T}_{1}} = \begin{bmatrix} \sigma_{10}^{2} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{10}^{2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{10}^{2} \end{bmatrix} \mathbf{et} \ \sigma_{20}^{2}I_{\mathcal{T}_{2}} = \begin{bmatrix} \sigma_{20}^{2} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{20}^{2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{20}^{2} \end{bmatrix}$$

SP. Boucher Hiver 2025 9 / 32



Hétéroscédasticité groupée

Dans un cadre plus général:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{10}^2 I_{T_1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{20}^2 I_{T_2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{G0}^2 I_{T_G} \end{bmatrix}$$

$$\Omega^{-1} = egin{bmatrix} rac{1}{\sigma_{10}^2 I_{\mathcal{T}_1}} & 0 & \cdots & 0 \ 0 & rac{1}{\sigma_{20}^2 I_{\mathcal{T}_2}} & \cdots & 0 \ dots & dots & \ddots & dots \ 0 & 0 & \cdots & rac{1}{\sigma_{G0}^2 I_{\mathcal{T}_G}} \end{bmatrix}$$

Hiver 2025 10 / 32



Hétéroscédasticité groupée

Dans un cadre plus général:

$$P^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma_{10}I_{T_1}} & 0 & \cdots & 0\\ 0 & \frac{1}{\sigma_{20}I_{T_2}} & \cdots & 0\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{\sigma_{G0}I_{T_G}} \end{bmatrix}$$

Les moindres carrés sont donc pondérés par la matrice P^{-1} , ce qui revient à pondérer par l'écart type qui est hétéroscédastique par groupe G.

SP. Boucher Hiver 2025 11 / 32



Hétéroscédasticité groupée

Modèle transformé:

$$\begin{bmatrix} \frac{Y_1}{\sqrt{Z_1}} \\ \frac{Y_2}{\sqrt{Z_2}} \\ \vdots \\ \frac{Y_T}{\sqrt{Z_T}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{Z_1}} \\ \frac{1}{\sqrt{Z_2}} \\ \vdots \\ \frac{1}{\sqrt{Z_T}} \end{bmatrix} \beta_0 + \begin{bmatrix} \frac{X_{11}}{\sqrt{Z_1}} \\ \frac{X_{12}}{\sqrt{Z_2}} \\ \vdots \\ \frac{X_{1T}}{\sqrt{Z_T}} \end{bmatrix} \beta_1 + \dots + \begin{bmatrix} \frac{X_{\kappa-11}}{\sqrt{Z_1}} \\ \frac{X_{\kappa-12}}{\sqrt{Z_2}} \\ \vdots \\ \frac{X_{\kappa-1T}}{\sqrt{Z_T}} \end{bmatrix} \beta_K + \begin{bmatrix} \frac{u_1}{\sqrt{Z_1}} \\ \frac{u_2}{\sqrt{Z_2}} \\ \vdots \\ \frac{u_T}{\sqrt{Z_T}} \end{bmatrix}$$

▶ Remarquez que le modèle devient sans constante. Ceci a des implications entre autres pour le R^2 du modèle.

SP. Boucher Hiver 2025 12 / 32



Variance varie en fonction de plusieurs variables exogènes

Soit le modèle suivant:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_{K-1} X_{k-1t} + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1t} + \dots + \alpha_H Z_{Ht} + \epsilon_t$$



SP. Boucher Hiver 2025 13 / 32

Variance varie en fonction de plusieurs variables exogènes

- ► Cette paramétrisation de la variance demande d'estimer $\hat{\sigma}_t^2$ par une régression artificielle.
 - On utilise les résidus au carré, \hat{u}^2 , pour avoir une proxy de σ_t^1 .
 - ▶ On régresse les \hat{u}^2 sur les variables exogènes pour trouver les paramètres α_h définissant la variance.
 - ▶ On trouve les valeurs des $\hat{\sigma}_t^2$ estimés par le modèle avec les résultats de la régression auxiliaire :

$$\hat{\sigma}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 Z_{1t} + \dots + \hat{\alpha}_H Z_{Ht}$$

► Cette technique demande des données supplémentaires sur les exogènes.

SP. Boucher Hiver 2025 14 / 32



Variance varie en fonction de plusieurs variables exogènes

Le modèle transformé sera:

$$\frac{Y_t}{\hat{\sigma}_T} = \beta_0 \frac{1}{\hat{\sigma}_t} + \beta_1 \frac{X_{1t}}{\hat{\sigma}_t} + \dots + \beta_{K-1} \frac{X_{K-1t}}{\hat{\sigma}_t} + \frac{u_t}{\hat{\sigma}_t}$$

Où

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 Z_{1t} + \dots + \hat{\alpha}_H Z_{Ht}}$$

En estimant par OLS

ightharpoonup Contrairement au cas à une seule variable exogène, les estimateurs des eta_K sont obtenus par FGLS et nom par GLS, car nous avons estimé la matrice Ω à partir de variable exogène.

SP. Boucher Hiver 2025 15 / 32



Tests diagnostiques d'hétéroscédasticité



SP. Boucher Hiver 2025 16 / 32

- Nous introduisons des tests pour savoir si les régressions considérées souffrent de problème d'hétéroscédasticité des erreurs (et résidus).
- ► Une approche intuitive serait de regarder un graphique des résidus de régression dans le but de trouver des anomalies.
- ► Une approche par analyse de graphique n'est pas un test statistique formel de la présence d'hétéroscédasticité.

SP. Boucher Hiver 2025 17 / 32



Test de Goldfeld-Quandt (GQ)

Modèle:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_{K-1} X_{K-1i} + u_i$$

- ▶ On teste l'hypothèse nulle d'une variance constante dans le temps contre l'alternative que la variance augmente de manière monotone selon un exogène Z_{1i} .
- ► Hypothèse nulle:

$$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 \forall i$$

► Hypothèse alternative:

 $H_A: \sigma_i^2$ augmente de manière monotone selon Z_{1i}

SP. Boucher Hiver 2025 18 / 32



Test de Goldfeld-Quandt (GQ)

Marche à suivre:

- 1. Ordonner les observations selon la variable Z.
- 2. Omettre c observation centrale
- 3. Effectuer deux régressions séparées sur les $\frac{N-c}{2}$ premières et les $\frac{N-c}{2}$ dernières observations et calculer $\hat{\sigma}_1^2$ et $\hat{\sigma}_2^2$
- 4. La statistique de test est:

$$GQ = \frac{\hat{\sigma}_2^2}{\hat{\sigma}_1^2} \sim F\left(\frac{N-c-2K}{2}, \frac{N-c-2K}{2}\right)$$

SP. Boucher Hiver 2025 19 / 32



Test de Goldfeld-Quandt (GQ)

- les estimateurs de $\hat{\sigma}_1^2$ et de $\hat{\sigma}_2^2$ sont calculés à partir des deux régressions en sous-groupe.
- ► Le nombre d'observations sera $\frac{N-c}{2}$ et le nombre de degrés de liberté sera $\frac{N-c}{2-k}$.
- ► Ceci est équivalent à

$$\frac{N-c-2K}{2}$$

qui représente les degrés de liberté du numérateur et du dénominateur de la statistique.

SP. Boucher Hiver 2025 20 / 32



Test de Goldfeld-Quandt (GQ)

- ► Le test est exact et non asymptotique.
- ► On perd les observations du centre, car on veut voir ce qui se passe aux extrémités.
- ➤ Si les erreurs sont normales, le test suit exactement une loi F et non asymptotiquement.
- ► On n'a donc pas besoin d'une grande taille d'échantillon pour ce test.

SP. Boucher Hiver 2025 21 / 32



Test de Breusch-Pagan (BP)

- Le test est plus général que le précédent et plus utilisé
- ► En présence d'exogènes:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_{K-1} X_{K-1t} + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1t} + \dots + \alpha_H Z_{Ht} + \epsilon_t$$

$$H_0: \alpha_1 = \cdots = \alpha_H = 0 \forall h$$

$$H_{\Delta}: \exists \alpha_h \neq 0$$

SP. Boucher

Test de Breusch-Pagan (BP)

Le test est basé sur une régression artificielle suivante :

$$u_t^2 = \hat{\alpha_0} + \hat{\alpha_1} Z_{1t} + \dots + \hat{\alpha_H} Z_{Ht}$$

- ► Le test porte sur tous les coefficients de la régression, sauf la constante.
- ► Il est donc naturel qu'il soit basé sur le R2 de la régression artificielle.

SP. Boucher Hiver 2025 23 / 32



Test de Breusch-Pagan (BP)

Statistique de test:

$$BP = T \times R_{regartificielle}^2$$

$$BP^{asy} \sim X^2(H)$$

▶ Le R^2 de la régression artificielle sera petit, mais cela ne veut pas dire qu'il n'y a pas d'hétéroscédasticité, car le test est basé sur $(T \times R^2)$.

SP. Boucher Hiver 2025 24 / 32



Test d'effet ARCH sur les résidus de régression.

- ► ARCH: autoregressive conditionnal heteroscedasticity
- ► On veut tester l'hypothèse de volatility clostering, la variabilité d'aujourd'hui est reliée à la variabilité d'hier.

$$u_t = \epsilon_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2}$$

Sachant

$$\epsilon_t \sim N(0,1)$$

SP. Boucher Hiver 2025 25 / 32

Test d'effet ARCH sur les résidus de régression.

► Variance conditionnelle au passé:

$$E(u_t^2 \mid u_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

- ► La variance conditionnelle au passé est hétéroscédastique (varie dans le temps ici)
- $ightharpoonup V(u_t)$ (la variance inconditionnelle) est invariante dans le temps si $\mid \alpha_1 \mid < 1$

SP. Boucher Hiver 2025 26 / 32



Test d'effet ARCH sur les résidus de régression.

▶ Variance inconditionnelle:

$$E(u_t^2) = E(\epsilon_t^2) \times E(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2) + cov(\epsilon_t, u_{t-1})$$

$$V(u_t) = V(u) = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$$

Pour évaluer cette hypothèse, on peut appliquer un test de Breusch-Pagan basé sur une régression artificielle des \hat{u}_t^2 sur une constante et \hat{u}_{t-1}^2

SP. Boucher Hiver 2025 27 / 32



Test de White

- ► Ce test s'applique pour tester l'hétéroscédasticité de forme générale.
- ► On ne spécifie pas de forme pour la variance.
- L'hypothèse nulle est que la variance est homoscédastique contre une alternative hétéroscédastique générale.

Soit le modèle:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + u_t$$

Le test est basé sur une régression artificielle:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_{11} X_{1t}^2 + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_{22} X_{2t}^2 + \alpha_{12} X_{1t} X_{2t} + \epsilon_t$$

SP. Boucher Hiver 2025 28 / 32



Test de White

Statistique de test:

$$WHITE = T \times R_{reg.art}^2$$

WHITE^{asy}
$$\sim X^2(H)$$

- L'avantage du test de White est qu'il est très général.
- Par contre, on perd des degrés de liberté de la régression artificielle, car on doit estimer les produits croisés et les régresseurs au carré.

SP. Boucher Hiver 2025 29 / 32



Le Correction de White

- ► Lorsque q'on ne peut spécifier une forme paramétrique pour la variance hétéroscédastique des erreurs, on ne peut pas utiliser les estimateurs GLS et FGLS définis plus haut.
- ▶ Une approche alternative est d'utiliser l'estimateur de $\hat{\beta}_{OLS}$, mais de corriger l'estimateur de sa variance pour tenir compte de l'hétéroscédasticité.
- ▶ On se souvient que $\hat{\beta}_{OLS}$ était toujours sans biais pour les cas hétéroscédastiques, mais que sa variance était fausse. On trouve donc une correction pour la variance des OLS.

SP. Boucher Hiver 2025 30 / 32



Estimateur de la variance suggéré

$$\hat{V}(\hat{\beta}_{OLS}) = T(X'X)^{-1}\hat{\Lambda}(X'X)^{-1}$$

Où

$$\hat{\Lambda} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{I} \hat{u}_t^2 (x_t' x_t)$$

Où x_t est la $t^{i\grave{e}me}$ ligne de la matrice X. Cet estimateur est difficile à visualiser.

$$Var(\hat{eta}_j) = rac{\sum \hat{w}_{ji}^2 \hat{u}_i^2}{(\sum \hat{w}_{ii}^2)^2}$$

SP. Boucher Hiver 2025 31 / 32

Estimateur de la variance suggéré

- Les \hat{u}_i sont les résidus de la régression originale et les \hat{w}_j sont les résidus obtenus d'une régression auxiliaire du régresseur j sur tous les autres.
- ► Le correcteur de White est donc une approximation de la variance qui pondère les observations des résidus en fonction des régresseurs dans le calcul de la variance.
- En général, si on a des indices sur la structure de la matrice Ω, il est préférable de passer par l'estimateur FGLS si la qualité de l'information ajoutée est bonne.
- Le correcteur de White est très utile lorsqu'on n'a aucune idée de la forme fonctionnelle à donner à Ω.

SP. Boucher Hiver 2025 32 / 32

