

Explication de l'évaluation de la puissance du test pour un changement de GARCH

Louis Geist

20 février 2023

Table des matières

| | | |
|----------|--|----------|
| 1 | Rappel (Back)Test | 2 |
| 1.1 | L'hypothèse nulle | 2 |
| 1.2 | Test du Khi-deux | 2 |
| 2 | Représentation | 2 |
| 2.1 | Simulation | 2 |
| 2.2 | Représentation graphique | 2 |
| 2.2.1 | Exemple de graphiques | 2 |
| 2.2.2 | Légende de la représentation | 2 |
| 2.2.3 | Lecture | 3 |
| 3 | Résultats et interprétations | 3 |
| 3.1 | Variation du cut de changement de GARCH | 3 |
| 3.2 | Variation du nombre de jours de simulation | 4 |
| 3.2.1 | dans le cas favorable : cut=0.8 | 4 |
| 3.2.2 | dans le cas défavorable : cut=0.4 | 4 |
| 3.3 | Interprétation générale | 4 |
| 3.3.1 | Justification de la droite d'acceptation de la partie 3.2.1 | 4 |
| 3.3.2 | Justification de l'immense zone d'acceptation dans le domaine de la condition de stationnarité | 5 |

Introduction

But : tester la puissance du test pour un changement de GARCH(1,1).

On appelle **changement de GARCH(1,1)** une modification du paramètre θ du GARCH(1,1) à une date "cut" (exprimé en pourcentage de l'échantillon totale). En l'occurrence, nous nous concentrons sur la variation des paramètres α et β .

1 Rappel (Back)Test

1.1 L'hypothèse nulle

H_0 :

- les rendements suivent un modèle GARCH,
- $\eta_t \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$.

1.2 Test du Khi-deux

Tester si bien 95% rendements sont bien dans l'intervalle $[q_{0.025}\hat{\sigma}_t; q_{0.975}\hat{\sigma}_t]$.

On pose $Z_t := \mathbb{1}(\varepsilon_t \in \mathcal{J}_{t-1}(\alpha))$.

On a $Z_t \sim \mathcal{B}(\alpha)$ et par indépendance des Z_t , $\sum_{t=1}^N Z_t \sim \mathcal{B}(N, \alpha)$.

Un test d'adéquation du khi-deux à une $\mathcal{B}(0.95)$ est réalisé sur la statique de test afin d'obtenir une p-valeur sur l'hypothèse "Les IC contiennent 95% des réalisations".

On choisit comme niveau de rejet du test 0.05. Pour chaque "case" du graphique, on fait la moyenne d'acceptation du test sur un nombre n_path de trajectoires simulées (typiquement n_path vaut 10 à 25, pour avoir une significativité et un temps de calcul raisonnable).

2 Représentation

2.1 Simulation

On simule des $\eta_t \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$, ce qui correspond exactement à l'hypothèse du test. On est donc dans le cas le plus favorable¹.

On en simule n (qu'on interprété comme un nombre de jours). Ces n simulations sont séparées selon les séparateurs suivants :



FIGURE 1 – Schéma de simulation changement GARCH

Nous avons donc deux séparateurs des données, qu'on appellera cut. Le cut du back test correspond au changement entre données d'entraînement et données de test. Nous prendrons typiquement cette séparation à 80% des données pour l'ensemble des données d'entraînement, 20% des données pour l'ensemble de test.

Le "cut chgt" sur la figure 1 est le cut du changement de GARCH(1,1), comme expliqué en introduction à la page 2. Dans la suite, nous désignerons cette séparation uniquement par "cut".

2.2 Représentation graphique

2.2.1 Exemple de graphiques

2.2.2 Légende de la représentation

- abscisse : α du paramètre θ_2
- ordonnée : β du paramètre θ_2

1. la robustesse/souplesse du test pour des lois est testée autre part.

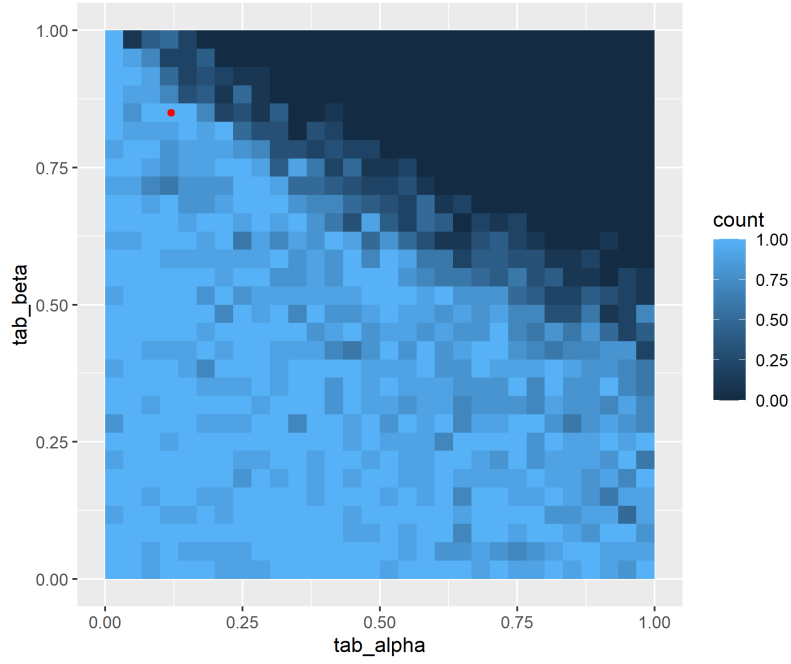


FIGURE 2 – Carte bleue - ($n_{\text{path}} = 10$, $n = 2000$, $\text{cut}=0.4$)

- point rouge : θ_1 ($\theta_1 = (0.0001, 0.12, 0.85)^T$, on le fait pas varier dans la suite)
- couleur bleue : le taux d'acceptation du test

2.2.3 Lecture

Les couples (α, β) pour θ_2 du coin supérieur droit du graphique mènent à un rejet à 100% du test.
Remarque : cela correspond au domaine où la condition de stationnarité n'est pas respectée.

3 Résultats et interprétations

3.1 Variation du cut de changement de GARCH

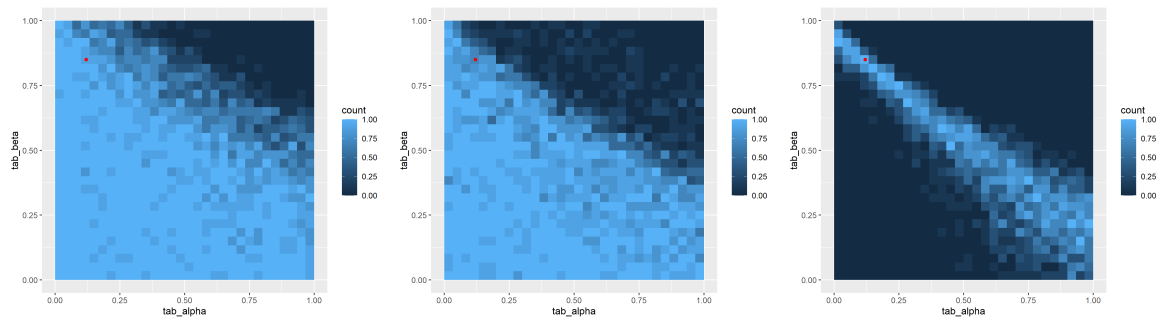


FIGURE 3 – Variation du cut de changement de GARCH (0.4 ; 0.6 ; 0.8) ; pour $n=1000$ et $n_{\text{path}}=10$

3.2 Variation du nombre de jours de simulation

3.2.1 dans le cas favorable : cut=0.8

Le cas cut = 0.8 est particulier, car le cut du changement de GARCH coïncide avec le cut du backtest.

Cela signifie que l'estimation² du paramètre θ est exactement réalisé sur l'échantillon qui n'est que simulé selon θ_1 . Quant à l'échantillon de test, il est exclusivement simulé par selon le paramètre θ_2 .

Lorsque les paramètres θ_1 et θ_2 sont trop distincts, le test devrait "facilement" pouvoir rejeter l'hypothèse nulle.

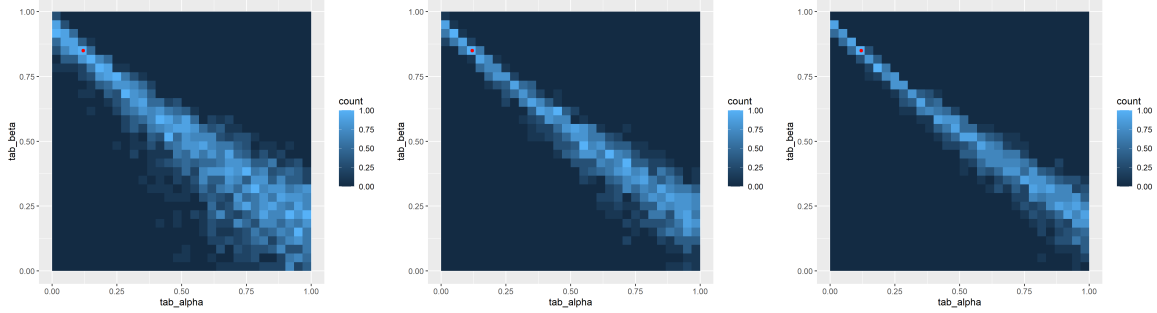


FIGURE 4 – Variation du nombre de jours (n=1000, 2000, 3000) pour cut=0.8, n_path=10

Nous constatons que le test ne parvient pas à rejeter l'hypothèse nulle sur la droite $\alpha_2 + \beta_2 = \alpha_1 + \beta_1$.

3.2.2 dans le cas défavorable : cut=0.4

Le cas cut=0.4 correspond à :

- training set :
 - 50% simulé par GARCH(1,1) de paramètre θ_1 ,
 - 50% simulé par GARCH(1,1) de paramètre θ_2 ,
- test set : 100% simulé par GARCH(1,1) de paramètre θ_2 .

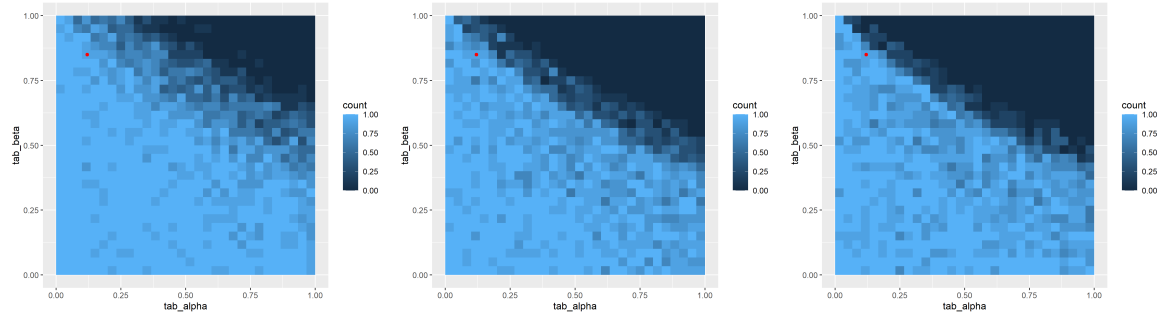


FIGURE 5 – Variation du nombre de jours (n=1000, 2000, 3000) pour cut=0.4, n_path=10

3.3 Interprétation générale

3.3.1 Justification de la droite d'acceptation de la partie 3.2.1

On a $V(\epsilon_t) = \mathbb{E}[\sigma_t^2] = \frac{\omega}{1 - \alpha - \beta}$ qui est constant pour $\alpha + \beta$ constant.

Or le test repose sur $Z_t = \mathbb{1}_{\epsilon_t \in [-1.96\hat{\sigma}_t; 1.96\hat{\sigma}_t]}$.

D'une part, $\hat{\sigma}_t$ est estimé par récurrence, avec comme première valeur arbitraire $\hat{\sigma}_0 = \frac{\omega}{1 - \alpha - \beta}$.

D'autre part, les valeurs estimées $\hat{\sigma}_t$ ne devraient jamais trop s'éloigner de leur espérance théorique $\mathbb{E}[\sigma_t] = \frac{\omega}{1 - \alpha - \beta}$.

2. notre fonction de backtest essaie d'estimer un unique paramètre θ pour toute la longueur, il ignore le changement de paramètre

3.3.2 Justification de l'immense zone d'acceptation dans le domaine de la condition de stationnarité

Nous ne l'expliquons pas.