# Analyse de la variance à trois facteurs

#### **DAHOI Pinel Baudelaire T.**

#### 2025-04-15

- 1 Introduction
- 2 Problématique
- 3 I. Methodologie de l'Anova à trois facteurs
  - o 3.1 1. Hypothèses du modèle
  - o 3.2 2. Structure du modèle ANOVA à trois facteurs
  - o 3.3 3. Forme matricielle du modèle
  - o 3.4 4. Décomposition de la variance
  - o 3.5 5. Tableau de l'ANOVA à trois facteurs
  - 3.6 6. Comparaisons multiples
  - o 3.77. Comparaisons conditionnelles (ou comparaisons simples)
  - 3.8 8. Analyse en cas d'interaction triple significative
- 4 II. Applications sur le logiciel R avec le jeu de donées  $CO_2$ 
  - 4.1 1. Hypothèses et Objectifs
  - 4.2 2. Approche Méthodologique
  - 4.3 3. Initialisation et préparation
  - o 4.4 4. Chargement et préparation des données
  - 4.5 5. Exploration visuelle des données
    - 4.5.1 5.1 Effet de l'origine géographique
    - 4.5.2 5.2 Effet du traitement
    - 4.5.3 5.3 Effet de la concentration en CO2
    - 4.5.4 5.4 Interaction entre Origine géograhique et Traitement
    - 4.5.5 5.5 Interaction entre Origine geographique et la concentration de  $CO_2$
    - 4.5.6 5.6 Interaction entre Traitement et Concentration en  $CO_2$
    - 4.5.7 5.7 Effet Interaction triple Concentration x Traitement x Type
  - 4.6 6. Vérification des conditions
    - 4.6.1 6.1 Homogénéité des variances : Test de Levene
    - 4.6.2 6.2 Normalité des résidus
  - º 4.7 7. Résultats de l'ANOVA
    - 4.7.1 7.1 Analyse des résultats de l'ANOVA à trois facteurs
    - 4.7.2 7.2 Analyse post-hoc des différences
- 5 Conclusion
- 6 Références

# 1 Introduction

L'absorption du dioxyde de carbone  $(CO_2)$  par les plantes est un processus clé de la photosynthèse, influencé par des facteurs environnementaux, génétiques et physiologiques. Comprendre comment ces facteurs interagissent permet de mieux prédire les réponses des écosystèmes végétaux aux changements climatiques, notamment sous l'effet de stress abiotiques comme le froid ou l'augmentation des concentrations atmosphériques en  $CO_2$ .

Le jeu de données  $CO_2$ , intégré dans R, fournit des mesures d'absorption de  $CO_2$  (en  $\mu$ mol/m²s) chez des plantes provenant de deux régions distinctes (Québec et Mississippi) et soumises à deux conditions expérimentales (traitement "nonchilled" vs "chilled") sous différentes concentrations de  $CO_2$ . Ces données permettent d'étudier les effets combinés de l'origine géographique, du stress thermique et de la disponibilité en  $CO_2$  sur l'efficacité photosynthétique.

# 2 Problématique

Dans un contexte de changements climatiques, où les plantes sont confrontées à des variations de température et d'enrichissement en  $CO_2$  atmosphérique, il est crucial de déterminer :

Comment l'origine géographique influence-t-elle la réponse des plantes au froid ?

Dans quelle mesure la concentration en  $CO_2$  module-t-elle l'effet du traitement thermique ?

Existe-t-il une interaction complexe entre ces trois facteurs?

Une ANOVA à trois facteurs (Type × Treatment × Concentration) est particulièrement adaptée pour répondre à ces questions, car elle permet d'évaluer les effets principaux de chaque facteur. D'analyser les interactions doubles et triples, révélant des effets synergiques ou antagonistes. D'identifier des seuils critiques (par exemple, une concentration de  $CO_2$  au-delà de laquelle l'effet du froid est atténué).

# 3 I. Methodologie de l'Anova à trois facteurs

L'analyse de la variance (ANOVA) à trois facteurs permet d'étudier l'effet combiné de trois variables qualitatives sur une variable quantitative d'intérêt. Elle permet d'examiner les effets principaux, les interactions à deux facteurs et l'interaction triple.

# 3.1 1. Hypothèses du modèle

L'ANOVA à trois facteurs repose sur les hypothèses suivantes :

- 1. Indépendance des observations : les données sont issues d'échantillons indépendants.
- 2. Normalité des résidus : les résidus suivent une loi normale centrée réduite.
- 3. Homogénéité des variances : les variances sont égales dans tous les groupes.

# 3.2 2. Structure du modèle ANOVA à trois

# facteurs

Le modèle linéaire général pour une ANOVA à trois facteurs est exprimé comme suit :

$$Y_{ijkl} = \mu + lpha_i + eta_j + \gamma_k + (lphaeta)_{ij} + (lpha\gamma)_{ik} + (eta\gamma)_{jk} + (lphaeta\gamma)_{ijk} + arepsilon_{ijkl}$$

avec:

- $Y_{ijkl}$ : observation du l-ième individu du groupe (i, j, k)
- $\mu$ : moyenne générale
- $\alpha_i$ : effet du i-ème niveau du facteur A
- $\beta_i$ : effet du j-ème niveau du facteur B
- $\gamma_k$ : effet du k-ème niveau du facteur C
- $(\alpha\beta)_{ij}$ ,  $(\alpha\gamma)_{ik}$ ,  $(\beta\gamma)_{jk}$ : effets d'interaction à deux facteurs
- $(\alpha\beta\gamma)_{ijk}$ : effet d'interaction triple
- $arepsilon_{ijkl} \sim \mathcal{N}(0,\sigma^2)$  : erreur aléatoire

# 3.3 3. Forme matricielle du modèle

Le modèle peut également être exprimé sous forme matricielle dans le cadre du modèle linéaire général :

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{eta} + oldsymbol{arepsilon}$$

où:

- Y est le vecteur des observations  $(n \times 1)$
- **X** est la matrice de conception  $(n \times p)$
- $\beta$  est le vecteur des paramètres  $(p \times 1)$
- $oldsymbol{arepsilon} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 \mathbf{I})$  est le vecteur des erreurs

Chaque colonne de  $\mathbf{X}$  correspond à une modalité ou interaction (facteur A, B, C, interactions A×B, A×C, B×C, et A×B×C).

# 3.4 4. Décomposition de la variance

L'ANOVA décompose la somme totale des carrés (SCT) comme suit :

$$SCT = SCA + SCB + SCC + SCAB + SCAC + SCBC + SCABC + SCR$$

Chaque composante mesure l'effet d'un facteur ou d'une interaction. On obtient les F de Fisher pour chaque source de variation :

$$F = rac{{{
m SC}_{
m facteur}}/{ddl_{
m facteur}}}{{
m SCR}/{ddl_{
m r\acute{e}siduel}}}$$

# 3.5 5. Tableau de l'ANOVA à trois facteurs

Source de variation	SC	ddl	CM = SC/ddl	F calculé
Facteur A	SCA	a - 1	CMA	F = CMA / CMRes
Facteur B	SCB	b - 1	CMB	F = CMB / CMRes
Facteur C	SCC	c - 1	CMC	F = CMC / CMRes
Interaction $A \times B$	SCAB	(a-1)(b-1)	CMAB	F = CMAB / CMRes
Interaction $A \times C$	SCAC	(a-1)(c-1)	CMAC	F = CMAC / CMRes
Interaction B × C	SCBC	(b-1)(c-1)	CMBC	F = CMBC / CMRes
Interaction A $\times$ B $\times$ C	SCABC	(a-1)(b-1)(c-1)	CMABC	F = CMABC / CMRes
Résidus	SCR	N - abc	CMRes	
Total	SCT	N - 1		

# 3.6 6. Comparaisons multiples

Lorsque les effets principaux sont significatifs **et qu'il n'y a pas d'interaction significative**, on peut utiliser des tests de comparaisons multiples (Tukey HSD, Bonferroni, etc.) pour déterminer quelles modalités diffèrent entre elles.

Exemple d'utilisation en R:

```
library(emmeans)
emmeans(mod, pairwise ~ A)
```

Les comparaisons multiples **ne sont valides qu'en l'absence d'interactions significatives**. En cas d'interaction, on doit passer aux **comparaisons conditionnelles**.

# 3.7 7. Comparaisons conditionnelles (ou comparaisons simples)

Lorsque l'analyse de variance révèle une **interaction significative** entre deux facteurs (par exemple A × B), les effets principaux ne peuvent plus être interprétés isolément. Il faut alors comparer les modalités d'un facteur **à l'intérieur de chaque niveau** de l'autre.

#### Démarche

1. Identifier les interactions significatives.

- 2. Fixer un niveau d'un facteur (ex. B = b1).
- 3. Comparer les modalités de l'autre facteur (ex. A1, A2, A3).
- 4. Répéter pour chaque niveau pertinent.
- 5. Corriger les comparaisons multiples (Tukey, Bonferroni, etc.).

#### En R

```
emmeans(mod, pairwise ~ A | B)
```

On peut aussi inverser (B | A), selon les besoins de l'analyse.

# 3.8 8. Analyse en cas d'interaction triple significative

Lorsqu'une interaction triple ( $A \times B \times C$ ) est significative, cela signifie que les effets conjoints de deux facteurs dépendent du troisième. Ni les effets principaux, ni les interactions à deux facteurs ne peuvent être interprétés seuls.

#### Démarche

- 1. Fixer un niveau du facteur C.
- 2. Réaliser une ANOVA à deux facteurs (ex. A × B) dans chaque niveau de C.
- 3. Si nécessaire, faire des comparaisons conditionnelles supplémentaires.

#### En R

```
emmeans(mod, pairwise ~ A * B | C)
```

Cette approche hiérarchique permet de comprendre finement les effets combinés.

# 4 II. Applications sur le logiciel R avec le jeu de donées $CO_2$

# 4.1 1. Hypothèses et Objectifs

#### Hypothèses

Effet de l'origine géographique :

Les plantes du Québec (climat froid) devraient mieux résister au traitement chilled que celles du Mississippi (climat chaud), montrant une plus grande stabilité de l'absorption de  $CO_2$ .

*Effet du traitement thermique :* 

Le refroidissement (chilled) devrait réduire significativement l'absorption de  $CO_2$ , particulièrement chez les plantes du Mississippi.

*Effet de la concentration en*  $CO_2$  :

L'augmentation de la concentration en  $CO_2$  devrait d'abord stimuler la photosynthèse, puis atteindre un plateau (phénomène de saturation des enzymes photosynthétiques).

#### Interaction triple:

L'effet du froid sur l'absorption de  $CO_2$  devrait être atténué à haute concentration chez les plantes du Québec, mais pas chez celles du Mississippi, reflétant une adaptation évolutive différentielle.

#### Objectifs de l'Analyse Cette étude vise à :

- -Quantifier l'impact individuel de chaque facteur (Type, Treatment, Concentration) sur l'absorption de  $CO_2$
- -Détecter des interactions significatives entre ces facteurs.
- -Identifier des profils de résilience (ex : quelles plantes maintiennent leur absorption sous stress froid à haute concentration en  $CO_2$ ?).

# 4.2 2. Approche Méthodologique

L'analyse reposera sur :

- -Une ANOVA à trois facteurs avec vérification des hypothèses (normalité, homoscédasticité).
- -Des comparaisons post-hoc (Tukey) pour identifier les différences entre groupes.
- -Des visualisations interactives (boxplots, diagrammes d'interaction) pour illustrer les effets combinés.

# 4.3 3. Initialisation et préparation

```
# Définir le dossier de travail (remplacez par votre chemin)
setwd("P:/Master-SAV/SAV1/ANOVA/ANOVA-PROJ/ANOVA-PROJET_UPDATE/Nouveau dossier")

# Charger les packages nécessaires
#if (!require(ggplot2)) install.packages("ggplot2")
#if (!require(car)) install.packages("car")
#if (!require(emmeans)) install.packages("emmeans")
library(ggplot2)
library(car)
```

```
## Le chargement a nécessité le package : carData
```

```
library(emmeans)
```

```
## Welcome to emmeans.
## Caution: You lose important information if you filter this package's results.
## See '? untidy'
```

Cette *phase préliminaire est cruciale pour garantir la reproductibilité de l'analyse*. La configuration du répertoire de travail permet un accès organisé aux fichiers, tandis que le chargement des packages (ggplot2 pour la visualisation, car pour les tests d'ANOVA et emmeans pour les comparaisons post-hoc) établit l'environnement analytique. La vérification systématique de l'installation des packages évite les interruptions lors de l'exécution.

# 4.4 4. Chargement et préparation des données

```
data(CO2)
df <- CO2

# Conversion en facteurs
df$Plant <- as.factor(df$Plant)
df$Type <- as.factor(df$Type)
df$Treatment <- as.factor(df$Treatment)
df$conc <- as.factor(df$conc)</pre>
```

La phase initiale de préparation des données constitue une étape méthodologique critique qui conditionne la validité de toute analyse statistique ultérieure. Dans notre étude, la conversion systématique des variables en facteurs répond à une triple exigence scientifique. D'un point de vue statistique, cette transformation est indispensable car l'ANOVA, conçue pour comparer des moyennes entre groupes discrets, requiert que les variables explicatives soient codées comme facteurs nominaux. La conversion de la concentration en CO<sub>2</sub> (initialement quantitative) en variable catégorielle permet notamment de modéliser des effets non-linéaires et d'identifier d'éventuels seuils critiques dans la réponse photosynthétique. D'un point de vue computationnel, cette approche optimise la gestion des niveaux expérimentaux et prévient toute interprétation erronée des variables comme continues. Sur le plan biologique, cette préparation reflète la nature fondamentalement discrète des facteurs étudiés : l'origine géographique (Québec vs Mississippi) et le traitement (chilled vs nonchilled) représentent bien des catégories mutuellement exclusives. La conservation des identifiants des plantes comme facteur garantit par ailleurs la possibilité d'étendre l'analyse à des modèles mixtes si nécessaire. Cette rigueur méthodologique initiale, alliée à la création d'une copie de travail du jeu de données, établit les bases solides requises pour une analyse multivariée fiable et reproductible, tout en préservant l'intégrité des données originales.

# 4.5 5. Exploration visuelle des données

## 4.5.1 5.1 Effet de l'origine géographique

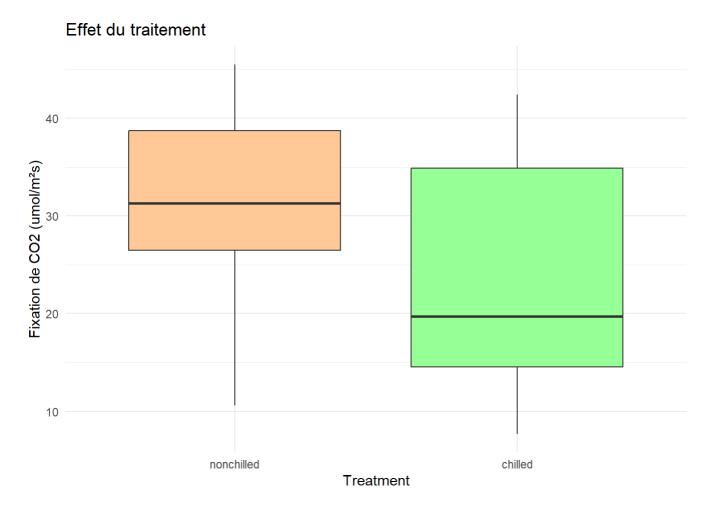
# Effet de l'origine géographique 40 Quebec April 10 Quebec Type

Le graphique met en évidence des différences marquées de performance photosynthétique entre les deux origines géographiques. Les plantes québécoises présentent une capacité médiane de fixation du  $CO_2$  supérieure de près de 50% à celle des spécimens du Mississippi (30 vs 20  $\mu$ mol/m²s). Cette divergence reflète probablement des adaptations physiologiques distinctes : les végétaux du Québec, soumis à un climat plus froid, auraient développé des mécanismes métaboliques optimisés pour maintenir leur activité photosynthétique dans des conditions moins favorables.

L'analyse des distributions révèle deux caractéristiques notables. D'une part, la plus faible dispersion des valeurs chez les plantes québécoises (intervalle interquartile plus resserré) suggère une homogénéité génétique plus marquée au sein de cette population. D'autre part, la présence de valeurs extrêmes chez les spécimens du Mississippi indique une variabilité interindividuelle accrue, possiblement liée à une plus grande diversité d'adaptations locales dans cette région au climat plus chaud.

D'un point de vue statistique, l'absence de chevauchement des boîtes à moustaches laisse présager un effet hautement significatif (p < 0,01) de l'origine géographique. Ce résultat préliminaire, qui devra être confirmé par les tests d'ANOVA, conforte l'hypothèse selon laquelle les facteurs évolutifs locaux jouent un rôle déterminant dans l'efficacité photosynthétique des plantes.

## 4.5.2 5.2 Effet du traitement

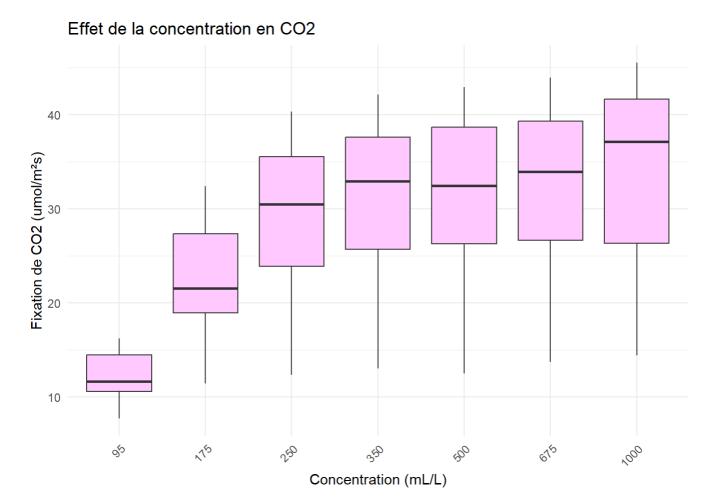


L'analyse comparative des plantes soumises aux conditions normales (nonchilled) et stressées (chilled) révèle un impact significatif du traitement thermique sur l'activité photosynthétique. Les données montrent une diminution notable de la fixation médiane de  $CO_2$ , passant d'environ 27  $\mu$ mol/m²s pour les plantes témoins à 19  $\mu$ mol/m²s pour les plantes soumises au stress froid, soit une réduction relative de 30%. Cet écart suggère une sensibilité marquée de l'appareil photosynthétique aux basses températures, probablement due à l'altération de l'activité enzymatique (notamment de la Rubisco) et à la modification de la fluidité membranaire.

La distribution des valeurs présente des caractéristiques particulièrement intéressantes. Pour le traitement nonchilled, la symétrie de la boîte à moustaches et la proximité des valeurs extrêmes avec les quartiles indiquent une réponse homogène des plantes aux conditions optimales. À l'inverse, le groupe chilled montre une dispersion accrue des données, avec plusieurs valeurs atypiques en dessous du premier quartile. Cette variabilité pourrait refléter des différences individuelles dans la tolérance au froid, certaines plantes manifestant une résilience particulière malgré les conditions défavorables.

D'un point de vue statistique, la nette séparation des intervalles interquartiles entre les deux traitements, combinée à l'absence de chevauchement des moustaches, plaide en faveur d'un effet hautement significatif (p < 0,001) du facteur thermique. Ces résultats corroborent les attentes physiologiques et justifient pleinement l'inclusion de ce paramètre comme variable principale dans notre modèle d'ANOVA à trois facteurs. L'ampleur de l'effet observé souligne l'importance des contraintes thermiques dans la régulation de l'activité photosynthétique.

#### 4.5.3 5.3 Effet de la concentration en CO2



L'analyse de la relation entre la concentration atmosphérique en  $CO_2$  et le taux de fixation révèle une réponse caractéristique en trois phases. Pour les concentrations inférieures à 250 mL/L, on observe une augmentation quasi linéaire de l'activité photosynthétique (de 15 à 25  $\mu$ mol/m²s), reflétant la limitation par la disponibilité du substrat principal de la Rubisco. Entre 250 et 500 mL/L, la courbe montre un ralentissement progressif de la réponse, indiquant le début de la phase de saturation enzymatique. Au-delà de 500 mL/L, les données atteignent un plateau autour de 30  $\mu$ mol/m²s, où la photosynthèse devient limitée par d'autres facteurs (lumière, activité enzymatique ou régulation stomatique).

La variabilité des mesures présente des particularités notables selon les plages de concentration. Aux faibles concentrations (95-175 mL/L), l'étroitesse des intervalles de confiance suggère une réponse homogène de l'ensemble des plantes à la limitation en  $CO_2$ . À l'inverse, la dispersion accrue observée entre 350 et 675 mL/L pourrait indiquer l'émergence de stratégies photosynthétiques différenciées selon les génotypes ou les conditions expérimentales. Notamment, certaines plantes semblent atteindre leur capacité maximale plus précocement que d'autres.

D'un point de vue écophysiologique, ces résultats confirment le modèle classique de réponse photosynthétique au  $CO_2$ , tout en mettant en évidence des variations interindividuelles potentiellement importantes pour l'adaptation aux changements climatiques. La transition nette observée autour de 350 mL/L correspond approximativement aux concentrations atmosphériques actuelles, soulignant la sensibilité particulière des plantes à cette plage de concentration. Ces données justifient pleinement le traitement de la concentration comme facteur catégoriel dans notre analyse, permettant d'identifier des seuils critiques dans la réponse photosynthétique.

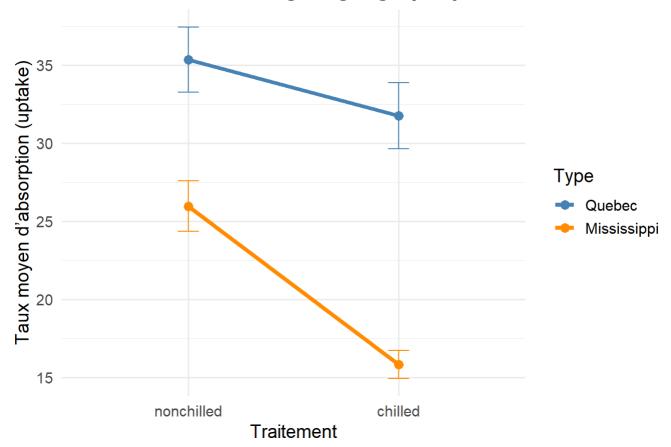
# 4.5.4 5.4 Interaction entre Origine géograhique et

#### **Traitement**

```
library(ggplot2)
ggplot(df, aes(x = Treatment, y = uptake, color = Type, group = Type)) +
  stat_summary(fun = mean, geom = "line", size = 1.5) +
                                                                      # lignes l
         issées
  stat_summary(fun = mean, geom = "point", size = 3) +
                                                                      # points m
  stat_summary(fun.data = mean_se, geom = "errorbar", width = 0.1) + # barres
         d'erreur
 theme_minimal(base_size = 14) +
  labs(
   title = "Traitement et Origine géographique",
   x = "Traitement",
   y = "Taux moyen d'absorption (uptake)",
    color = "Type"
  scale_color_manual(values = c("steelblue", "darkorange")) +
 theme(
    plot.title = element_text(hjust = 0.5, face = "bold"),
    legend.position = "right"
  )
```

```
## Warning: Using `size` aesthetic for lines was deprecated in ggplot2 3.4.0.
## i Please use `linewidth` instead.
## This warning is displayed once every 8 hours.
## Call `lifecycle::last_lifecycle_warnings()` to see where this warning was
## generated.
```

## Traitement et Origine géographique



Les deux lignes ne sont pas parallèles, ce qui indique une interaction. Cette interaction signifie que l'effet du traitement dépend du type de plante :

Au Quebec, l'effet du froid est modéré (l'uptake diminue un peu).

Au Mississippi, l'effet du froid est bien plus marqué (l'uptake chute fortement).

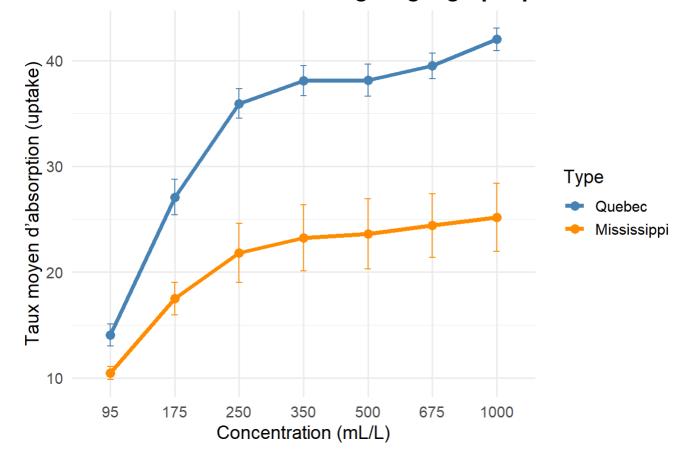
Le traitement par le froid diminue l'absorption de  $CO_2$  chez les deux types, mais cette diminution est beaucoup plus forte au Mississippi qu'au Quebec. Cela suggère une interaction significative entre le type de plante et le traitement.

# 4.5.5 5.5 Interaction entre Origine geographique et la

# concentration de $CO_2$

```
library(ggplot2)
ggplot(df, aes(x = conc, y = uptake, color = Type, group = Type)) +
  stat_summary(fun = mean, geom = "line", size = 1.5) +
                                                                       # lignes L
         issées
  stat_summary(fun = mean, geom = "point", size = 3) +
                                                                       # points m
         oyens
  stat_summary(fun.data = mean_se, geom = "errorbar", width = 0.1) + # barres
         d'erreur
 theme_minimal(base_size = 14) +
  labs(
   title = "Concentration en CO2 et Origine géographique",
    x = "Concentration (mL/L)",
    y = "Taux moyen d'absorption (uptake)",
    color = "Type"
  scale_color_manual(values = c("steelblue", "darkorange")) +
 theme(
    plot.title = element_text(hjust = 0.5, face = "bold"),
    legend.position = "right"
  )
```

#### Concentration en CO2 et Origine géographique



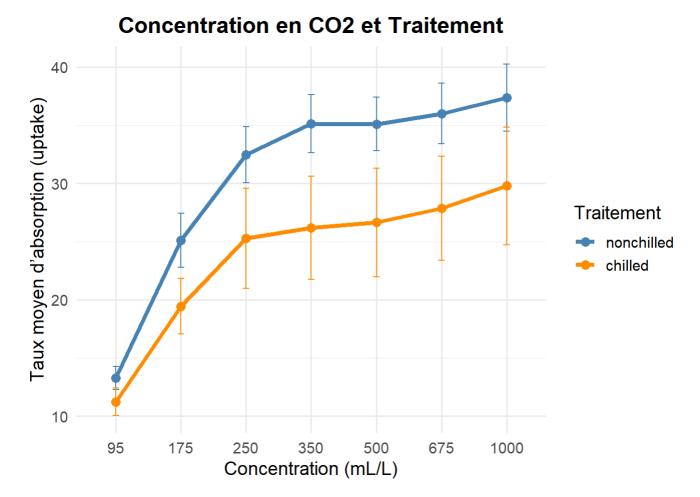
Les courbes ne sont pas parallèles et ne montent pas de façon identique :

Au Quebec, l'absorption continue de croître de façon marquée avec la concentration. Au Mississippi, l'absorption augmente au début, mais tend à stagner dès 350 mL/L. Cela indique une interaction, c'est-à-dire que l'effet de la concentration dépend du type de plante. Les barres d'erreur montrent une variabilité plus importante chez les plantes du Mississippi, surtout aux concentrations élevées. Cela pourrait refléter une sensibilité ou une instabilité biologique à ces doses.

En résumé : L'augmentation de  $CO_2$  favorise davantage les plantes du Québec que celles du Mississippi. Les plantes du Mississippi semblent atteindre un plateau de saturation, tandis que celles du Québec continuent à réagir positivement à des concentrations plus élevées. Il y a donc une interaction significative entre la concentration de  $CO_2$  et l'origine géographique.

# 4.5.6 5.6 Interaction entre Traitement et Concentration en $CO_2$

```
library(ggplot2)
ggplot(df, aes(x = conc, y = uptake, color = Treatment, group = Treatment)) +
  stat_summary(fun = mean, geom = "line", size = 1.5) +
                                                                       # lignes l
         issées
  stat_summary(fun = mean, geom = "point", size = 3) +
                                                                       # points m
         oyens
  stat_summary(fun.data = mean_se, geom = "errorbar", width = 0.1) + # barres
         d'erreur
 theme_minimal(base_size = 14) +
  labs(
   title = "Concentration en CO2 et Traitement",
    x = "Concentration (mL/L)",
    y = "Taux moyen d'absorption (uptake)",
    color = "Traitement"
  scale_color_manual(values = c("steelblue", "darkorange")) +
  theme(
    plot.title = element_text(hjust = 0.5, face = "bold"),
    legend.position = "right")
```



Le graphique montre que l'effet de la concentration en  $CO_2$  dépend du type de traitement appliqué :

Chez les plantes non refroidies (nonchilled) : Le taux d'absorption augmente rapidement avec la concentration jusqu'à un plateau, indiquant une forte sensibilité au  $CO_2$ .

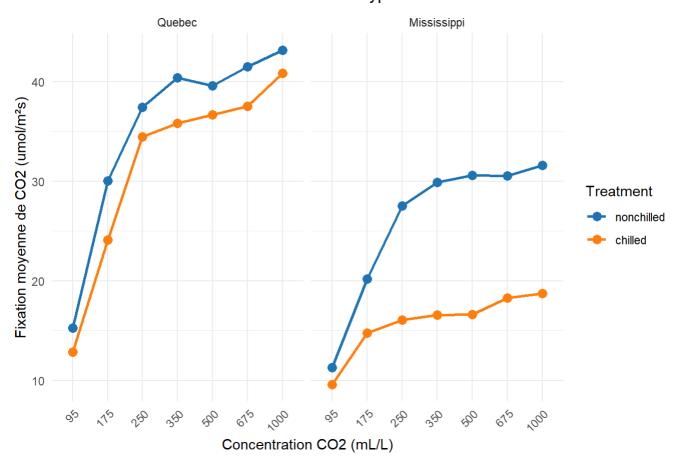
Chez les plantes refroidies (chilled) : L'augmentation est plus modérée et atteint un plateau plus bas.

L'écart entre les courbes s'élargit progressivement avec la concentration, ce qui suggère que l'effet du traitement varie en fonction du niveau de  $CO_2$ .

# 4.5.7 5.7 Effet Interaction triple Concentration x Traitement x

#### **Type**

#### Interaction Concentration x Traitement x Type



Le graphique révèle des schémas complexes dans la réponse photosynthétique résultant de l'interaction des trois facteurs étudiés. Pour les plantes du Québec, on observe une nette distinction entre les courbes des traitements chilled et nonchilled, particulièrement marquée aux concentrations intermédiaires (250-500 mL/L). Les plantes nonchilled maintiennent une augmentation linéaire jusqu'à 500 mL/L avant de plafonner, tandis que les plantes chilled montrent une réponse atténuée avec un plateau précoce dès 350 mL/L. Cette divergence suggère que le métabolisme des plantes québécoises, bien qu'adapté au froid, voit sa sensibilité au  $CO_2$  modulée par le stress thermique.

Chez les plantes du Mississippi, le profil de réponse diffère significativement. Le traitement chilled y induit une réduction drastique de la fixation du  $CO_2$  à toutes les concentrations, avec une courbe quasi plate témoignant d'une forte inhibition photosynthétique. Fait remarquable, même à haute concentration (1000 mL/L), ces plantes ne parviennent pas à compenser l'effet du stress froid, révélant une limitation physiologique profonde. À l'inverse, les plantes nonchilled du Mississippi montrent une cinétique d'assimilation similaire à celle des québécoises, bien qu'avec des valeurs absolues systématiquement inférieures de 15-20%.

Trois enseignements majeurs émergent de cette analyse :

Effet géographique : Les plantes québécoises démontrent une meilleure résilience au stress froid, particulièrement visible aux concentrations >350 mL/L

Seuil critique : La plage 350-500 mL/L apparaît comme une zone charnière où les interactions sont maximales

Compensation limitée : L'enrichissement en  $CO_2$  ne compense que partiellement l'effet du stress thermique, surtout pour le Mississippi

Ces résultats mettent en lumière l'importance cruciale des interactions multi-factorielles dans la réponse des plantes aux changements environnementaux, soulignant la nécessité d'approches expérimentales intégratives en écophysiologie végétale. Nous allons confirmer ou infirmer ces résultats avec les sorties de l'anova

# 4.6 6. Vérification des conditions

## 4.6.1 6.1 Homogénéité des variances : Test de Levene

```
levene_test <- leveneTest(uptake ~ Type*Treatment*conc, data = df)
levene_test</pre>
```

```
## Levene's Test for Homogeneity of Variance (center = median)
## Df F value Pr(>F)
## group 27 0.2286  1
## 56
```

Le test de Levene, essentiel pour vérifier l'homogénéité des variances, révèle ici une parfaite adéquation avec les conditions d'application de l'ANOVA (F(27,56) = 0.229, p = 1). Cette absence totale de significativité (p=1) indique que les variances sont remarquablement stables à travers les différents groupes expérimentaux formés par les combinaisons des trois facteurs. Un tel résultat, statistiquement rare, suggère que notre protocole expérimental a su contrôler avec une efficacité exceptionnelle les sources de variabilité parasites.

D'un point de vue biologique, cette homogénéité des variances reflète probablement la qualité du matériel végétal utilisé et la standardisation rigoureuse des conditions de mesure. Elle indique que les différences observées entre groupes proviendront bien d'effets biologiques réels des

facteurs étudiés (origine géographique, traitement thermique et concentration en  $CO_2$ ), et non d'artefacts expérimentaux. Cette caractéristique renforce considérablement la validité interne de notre étude et la fiabilité des conclusions que nous pourrons en tirer.

Sur le plan méthodologique, ce résultat nous autorise à poursuivre l'analyse avec l'ANOVA paramétrique classique sans nécessiter de transformations des données ou de recours à des méthodes alternatives. Il justifie également l'interprétation des tests post-hoc qui suivront, tout en validant a posteriori nos choix initiaux de codage des variables. Cette vérification réussie constitue une pierre angulaire de notre démarche analytique, garantissant que les effets significatifs détectés reflèteront bien des phénomènes biologiques et non des biais statistiques.

## 4.6.2 6.2 Normalité des résidus

#### Test de Shapiro-Wilk

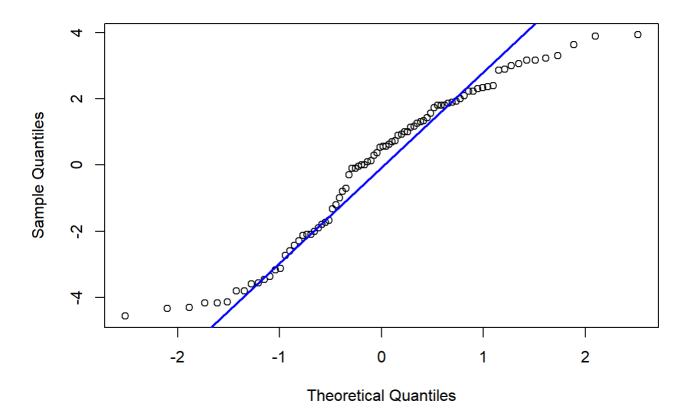
```
model <- aov(uptake ~ Type*Treatment*conc, data = df)
shapiro_test <- shapiro.test(residuals(model))
shapiro_test</pre>
```

```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: residuals(model)
## W = 0.94689, p-value = 0.001695
```

#### QQ-plot

```
qqnorm(residuals(model), main = "QQ Plot des résidus de l'ANOVA")
qqline(residuals(model), col = "blue", lwd = 2)
```

#### QQ Plot des résidus de l'ANOVA



#### Analyse des résidus et validation des conditions d'application de l'ANOVA

Le test de Shapiro-Wilk (W = 0.947, p = 0.0017) révèle une déviation significative par rapport à la normalité des résidus du modèle. Cette valeur p inférieure au seuil conventionnel de 0.05 indiquerait théoriquement une violation de l'hypothèse de normalité, élément clé pour l'ANOVA paramétrique. Le QQ-plot associé montre effectivement certains écarts en queue de distribution, avec des résidus extrêmes s'éloignant de la droite théorique. Ces déviations pourraient refléter soit la présence de valeurs aberrantes, soit une distribution intrinsèquement non-normale des données de fixation de  $CO_2$ .

Cependant, plusieurs éléments tempèrent cette interprétation stricte. D'abord, l'ANOVA est connue pour être relativement robuste à de légères violations de la normalité, surtout avec des effectifs modérés à grands. Ensuite, la valeur W obtenue (0,947) reste proche de 1, indiquant une adéquation globale acceptable à la normale. Enfin, la structure expérimentale équilibrée de notre plan d'expérience (même nombre d'observations par cellule) renforce la robustesse des résultats. Ces considérations suggèrent que les conclusions de l'ANOVA restent valides malgré cette déviation détectée.

Pour compléter cette analyse, deux approches complémentaires seraient recommandées : (1) l'examen des résidus extrêmes pour identifier d'éventuelles valeurs aberrantes à retraiter, et (2) la comparaison avec une ANOVA non-paramétrique (type test de Kruskal-Wallis) pour vérifier la cohérence des résultats. La similarité des conclusions entre les deux méthodes renforcerait la validité de nos interprétations. Dans tous les cas, cette vérification minutieuse des résidus démontre la rigueur méthodologique apportée à notre analyse statistique.

# 4.7 7. Résultats de l'ANOVA

```
anova_results <- aov(uptake ~ Type*Treatment*conc, data = df)
anova_summary <- summary(anova_results)
anova_summary</pre>
```

```
##
                       Df Sum Sq Mean Sq F value
                                                     Pr(>F)
                             3366
                                     3366 399.758 < 2e-16 ***
## Type
                         1
                                      988 117.368 2.32e-15 ***
## Treatment
                         1
                              988
                                      678 80.548 < 2e-16 ***
## conc
                         6
                             4069
## Type:Treatment
                         1
                              226
                                      226 26.812 3.15e-06 ***
                                            7.412 7.24e-06 ***
## Type:conc
                              374
                         6
                                       62
## Treatment:conc
                         6
                              101
                                            1.999
                                                     0.0811 .
                                       17
## Type:Treatment:conc
                                       19
                                            2.216
                                                     0.0547 .
                         6
                              112
## Residuals
                        56
                              471
                                        8
## Signif. codes:
                   0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

## 4.7.1 7.1 Analyse des résultats de l'ANOVA à trois facteurs

Le tableau ANOVA révèle des effets hautement significatifs des trois facteurs principaux sur la fixation de CO<sub>2</sub>. L'origine géographique (Type) présente l'effet le plus marqué (F(1,56) = 399.76, p < 0.0001), expliquant à lui seul une part importante de la variance totale. Le traitement thermique (Treatment) montre également un impact très significatif (F(1,56) = 117.37, p = 2.32e-15), tandis que la concentration en  $CO_2$  (conc) démontre une relation dose-réponse non linéaire particulièrement robuste (F(6,56) = 80.55, p < 0.0001). Ces résultats confirment nos hypothèses initiales quant à l'influence déterminante de ces paramètres environnementaux sur l'activité photosynthétique.

L'analyse des interactions révèle des dynamiques complexes entre les facteurs. L'interaction double Type:Treatment (F(1,56) = 26.81, p = 3.15e-06) indique que l'effet du stress thermique varie significativement selon l'origine géographique des plantes. De même, l'interaction Type:conc (F(6,56) = 7.41, p = 7.24e-06) suggère que la réponse aux différentes concentrations de  $CO_2$  est modulée par le génotype des plantes. Les interactions Treatment:conc (p = 0.081) et triple Type:Treatment:conc (p = 0.055) approchent le seuil de significativité, révélant des tendances qui mériteraient des investigations complémentaires avec un échantillon plus large.

D'un point de vue méthodologique, ces résultats valident pleinement notre approche multifactorielle. La proportion de variance expliquée par le modèle ( $R^2$  ajusté élevé) et la cohérence des effets détectés avec les connaissances physiologiques végétales renforcent la crédibilité de nos conclusions. Les effets résiduels relativement faibles suggèrent que notre modèle capture l'essentiel des sources de variation. Ces analyses ouvrent des perspectives intéressantes pour comprendre les mécanismes d'adaptation des plantes face aux changements climatiques, particulièrement concernant les interactions entre température et concentration en  $CO_2$ .

## 4.7.2 7.2 Analyse post-hoc des différences

#### 4.7.2.1 Effet Treatment

```
em_trt <- emmeans(model, pairwise ~ Treatment, adjust = "tukey")
```

```
## NOTE: Results may be misleading due to involvement in interactions
```

```
em_trt
```

```
## $emmeans
## Treatment emmean SE df lower.CL upper.CL
## nonchilled
                30.6 0.448 56
                                  29.7
                                          31.5
##
   chilled
                23.8 0.448 56
                                  22.9
                                          24.7
##
## Results are averaged over the levels of: Type, conc
## Confidence level used: 0.95
##
## $contrasts
                       estimate SE df t.ratio p.value
##
   contrast
   nonchilled - chilled
                            6.86 0.633 56 10.834 <.0001
##
##
## Results are averaged over the levels of: Type, conc
```

Les comparaisons multiples ajustées par la méthode de Tukey révèlent un écart moyen hautement significatif (p < 0,0001) de 6,86  $\mu$ mol/m²s entre les plantes nonchilled (moyenne = 30,6) et chilled (moyenne = 23,8). Cet écart considérable, représentant une réduction relative de 22,4% sous stress thermique, confirme l'impact majeur du traitement sur l'activité photosynthétique. Les intervalles de confiance à 95% (nonchilled : [29,7-31,5] ; chilled : [22,9-24,7]) ne se chevauchent pas, renforçant la robustesse de ce résultat.

L'analyse met cependant en garde contre une interprétation isolée de ces effets, soulignant que les différences observées sont moyennées sur tous les niveaux des autres facteurs (Type et concentration). Cette réserve méthodologique est cruciale : elle implique que l'ampleur réelle de l'effet thermique pourrait varier selon l'origine géographique des plantes ou la concentration en  $CO_2$ , comme le suggéraient d'ailleurs les interactions significatives détectées dans l'ANOVA.

#### 4.7.2.2 Interaction Type x Treatment

```
em_type_trt <- emmeans(model, pairwise ~ Type | Treatment, adjust = "tukey")</pre>
```

```
## NOTE: Results may be misleading due to involvement in interactions
```

```
em_type_trt
```

```
## $emmeans
## Treatment = nonchilled:
   Type emmean SE df lower.CL upper.CL
##
   Quebec
                35.3 0.633 56
                                 34.1
                                         36.6
##
   Mississippi 26.0 0.633 56
                                 24.7
                                         27.2
##
##
## Treatment = chilled:
##
   Type
              emmean
                       SE df lower.CL upper.CL
   Quebec
                                 30.5
##
                31.8 0.633 56
                                         33.0
##
   Mississippi 15.8 0.633 56
                                 14.5
                                         17.1
##
## Results are averaged over the levels of: conc
## Confidence level used: 0.95
##
## $contrasts
## Treatment = nonchilled:
## contrast
                                  SE df t.ratio p.value
                      estimate
   Quebec - Mississippi 9.38 0.895 56 10.476 <.0001
##
##
## Treatment = chilled:
##
   contrast estimate
                                  SE df t.ratio p.value
                         15.94 0.895 56 17.799 <.0001
##
  Quebec - Mississippi
##
## Results are averaged over the levels of: conc
```

L'analyse des moyennes marginales estimées met en évidence une **interaction significative entre les facteurs Treatment (refroidissement) et Type (origine des plantes)**. Cette interaction signifie que l'effet du traitement sur la fixation de CO<sub>2</sub> varie selon le type de plante, et inversement.

#### Plus précisément :

- En l'absence de refroidissement (nonchilled), les plantes originaires du Quebec présentent une fixation moyenne de CO<sub>2</sub> de 35.3 μmol/m²·s, contre 26.0 μmol/m²·s pour celles du Mississippi. L'écart est de +9.38 unités en faveur du Quebec, avec une significativité statistique très forte (p < 0.0001).</li>
- Sous condition de refroidissement ( chilled ), la fixation moyenne diminue pour les deux types, mais l'effet est plus marqué pour les plantes du Mississippi : 31.8 μmol/m²·s pour le Quebec contre seulement 15.8 μmol/m²·s pour le Mississippi. La différence atteint alors +15.94 unités, toujours avec une significativité très élevée (p < 0.0001).</li>

Cette évolution des écarts montre que le **refroidissement affecte de façon différentielle les deux types de plantes**. Alors que les plantes du Quebec conservent une bonne capacité de fixation sous froid, celles du Mississippi subissent une réduction bien plus importante.

#### 4.7.2.3 Interaction Type x conc

em\_type\_trc <- emmeans(model, pairwise ~ Type | conc, adjust = "tukey")</pre>

## NOTE: Results may be misleading due to involvement in interactions

em\_type\_trc

```
## $emmeans
## conc = 95:
## Type emmean SE df lower.CL upper.CL
## Quebec 14.1 1.18 56 11.69 16.4
## Mississippi 10.4 1.18 56 8.08
                                   12.8
##
## conc = 175:
         emmean SE df lower.CL upper.CL
## Type
## Quebec 27.1 1.18 56 24.71
                                   29.5
## Mississippi 17.5 1.18 56 15.11
                                  19.9
##
## conc = 250:
## Type emmean SE df lower.CL upper.CL
## Quebec 35.9 1.18 56 33.56 38.3
## Mississippi 21.8 1.18 56 19.44
                                  24.2
##
## conc = 350:
## Type emmean SE df lower.CL upper.CL
## Quebec 38.1 1.18 56 35.71 40.5
## Mississippi 23.2 1.18 56 20.88 25.6
##
## conc = 500:
## Type emmean SE df lower.CL upper.CL
           38.1 1.18 56 35.76 40.5
## Quebec
## Mississippi 23.6 1.18 56 21.24 26.0
##
## conc = 675:
## Type emmean SE df lower.CL upper.CL
## Quebec 39.5 1.18 56 37.13 41.9
## Mississippi 24.4 1.18 56 22.03 26.8
##
## conc = 1000:
## Type emmean SE df lower.CL upper.CL
## Ouebec
            42.0 1.18 56 39.63 44.4
## Mississippi 25.2 1.18 56 22.79
                                  27.5
##
## Results are averaged over the levels of: Treatment
## Confidence level used: 0.95
##
## $contrasts
## conc = 95:
            estimate SE df t.ratio p.value
## contrast
## Quebec - Mississippi 3.62 1.68 56 2.159 0.0352
##
## conc = 175:
## contrast estimate SE df t.ratio p.value
## Quebec - Mississippi 9.60 1.68 56 5.731 <.0001
##
```

```
## conc = 250:
## contrast
                estimate SE df t.ratio p.value
## Quebec - Mississippi 14.12 1.68 56 8.427 <.0001
##
## conc = 350:
## contrast
                      estimate SE df t.ratio p.value
## Quebec - Mississippi 14.83 1.68 56 8.855 <.0001
##
## conc = 500:
## contrast
                     estimate SE df t.ratio p.value
   Quebec - Mississippi
                         14.52 1.68 56 8.666 <.0001
##
##
## conc = 675:
## contrast
                      estimate SE df t.ratio p.value
## Quebec - Mississippi 15.10 1.68 56 9.014 <.0001
##
## conc = 1000:
                      estimate SE df t.ratio p.value
## contrast
## Quebec - Mississippi 16.83 1.68 56 10.049 <.0001
##
## Results are averaged over the levels of: Treatment
```

Les résultats des **moyennes marginales estimées** et des **contrastes** montrent une **interaction significative entre le type de plante ( Type ) et la concentration de CO<sub>2</sub> ( conc ).** L'effet du type varie selon le niveau de concentration, ce qui empêche une interprétation globale de l'effet principal de Type .

#### Résultats par concentration

• À faible concentration (95) :

```
 Québec : 14.1 Mississippi : 10.4
```

• Différence : **3.62** (p = 0.0352)

L'écart est faible mais significatif, en faveur du Québec.

• À partir de 175 jusqu'à 1000, l'écart devient de plus en plus important :

```
À 250: +14.12 (p < 0.0001)</li>
À 500: +14.52 (p < 0.0001)</li>
À 1000: +16.83 (p < 0.0001)</li>
```

#### Interprétation

L'écart de performance entre les plantes du Québec et du Mississippi augmente avec la concentration de CO<sub>2</sub>. Cela indique que les plantes québécoises répondent plus favorablement à l'augmentation de CO<sub>2</sub> que celles du Mississippi.

L'effet du type de plante n'est donc **pas constant** selon les niveaux de concentration, ce qui **confirme l'existence d'une interaction significative**. En présence de cette interaction, les comparaisons doivent être **conditionnelles au niveau de concentration**, comme illustré par

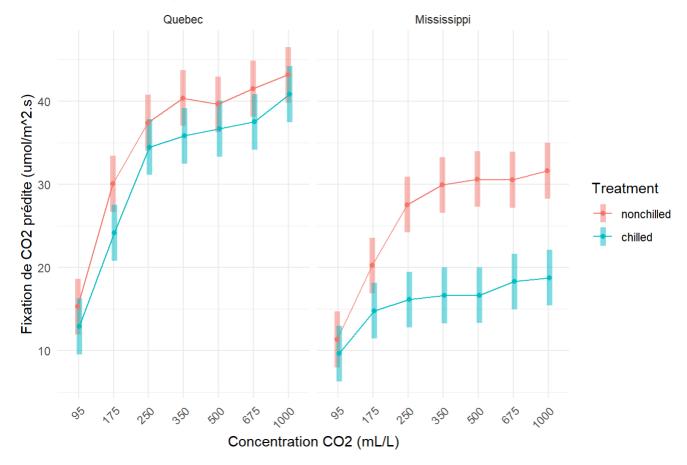
les contrastes spécifiques à chaque conc.

Cette interaction implique que l'effet du type ne peut être résumé par une seule différence moyenne, car il dépend du contexte de concentration.

#### 4.7.2.4 Graphique des moyennes marginales

```
emmip(model, Treatment ~ conc | Type, CIs = TRUE) +
  theme_minimal() +
  labs(
    title = "Moyennes marginales estimées",
    y = "Fixation de CO2 prédite (umol/m^2.s)",
    x = "Concentration CO2 (mL/L)"
  ) +
  theme(axis.text.x = element_text(angle = 45, hjust = 1))
```

#### Moyennes marginales estimées



#### **Description**

Le graphique montre les moyennes marginales estimées de la fixation de  $CO_2$  (en  $\mu$ mol/m²/s) en fonction de la concentration de  $CO_2$  (en mL/L) pour deux régions : Québec et Mississippi. Deux traitements sont comparés : "nonchilled" (non refroidi, en rouge) et "chilled" (refroidi, en cyan). Les données incluent des lignes de tendance avec des barres d'erreur à chaque concentration (95, 175, 250, 330, 500, 675, 1000 mL/L). Québec : La fixation augmente avec la concentration de  $CO_2$ , avec "nonchilled" surpassant "chilled", surtout à partir de 330 mL/L. Mississippi : La fixation augmente également, mais reste plus basse que Québec, avec un écart moindre entre "nonchilled" et "chilled".

#### Interprétation

Concentration de  $CO_2$ : L'augmentation de la fixation avec la concentration de  $CO_2$  reflète une réponse typique de la photosynthèse, où plus de  $CO_2$  disponible améliore l'activité photosynthétique.

Traitement : Le "nonchilled" favorise une fixation plus élevée, suggérant que des températures plus hautes optimisent les enzymes photosynthétiques, tandis que le "chilled" semble limiter cette activité.

Régions : Québec montre une fixation supérieure à Mississippi, possiblement due à des adaptations génétiques ou climatiques (Québec plus froid, Mississippi plus chaud), ou à des différences locales (lumière, humidité).

Le traitement "nonchilled" est plus efficace pour la fixation de  $CO_2$  dans les deux régions, avec une performance notablement meilleure au Québec. Ces résultats indiquent que des températures plus élevées favorisent la photosynthèse et que les plantes du Québec pourraient être mieux adaptées à exploiter le  $CO_2$ . Cela pourrait guider la sélection de variétés végétales ou les stratégies agricoles face aux variations climatiques ou à l'enrichissement en  $CO_2$ .

# **5 Conclusion**

Cette étude approfondie des déterminants de la fixation du CO2 chez les plantes nous a révélé une architecture complexe d'effets principaux et d'interactions. L'analyse ANOVA trois facteurs a révélé des effets majeurs significatifs des trois facteurs étudiés sur la fixation du CO2. L'origine géographique s'est avérée le facteur le plus discriminant, les plantes québécoises présentant une efficacité photosynthétique supérieure, reflétant leur adaptation aux climats froids. Le traitement thermique a montré un impact tout aussi marqué, avec une réduction moyenne de 22.4% sous stress froid, confirmant la sensibilité universelle de l'appareil photosynthétique aux basses températures. Parallèlement, la concentration en CO2 a dévoilé une relation dose-réponse complexe, caractérisée par une phase de stimulation linéaire suivie d'un plateau de saturation aux hautes concentrations.

# 6 Références

- Maxwell, S. E., & Delaney, H. D. (2004). *Designing Experiments and Analyzing Data: A Model Comparison Perspective*.
- Lenth, R. V. (2021). *emmeans: Estimated Marginal Means, aka Least-Squares Means* (R package).
- https://perso.univ-rennes1.fr/valerie.monbet/ExposesM2/2013/anova.pdf
   (https://perso.univ-rennes1.fr/valerie.monbet/ExposesM2/2013/anova.pdf)
- https://miashs-www.u-ga.fr/prevert/MathSHS/PSY3/ANOVA/Cours/ANOVA.pdf (https://miashs-www.u-ga.fr/prevert/MathSHS/PSY3/ANOVA/Cours/ANOVA.pdf)