



HAL
open science

Rapport d'activité: Bilan de la deuxième année d'alternance

Adrien Debas

► **To cite this version:**

Adrien Debas. Rapport d'activité: Bilan de la deuxième année d'alternance. Sylviculture, foresterie. 2024. hal-04718313

HAL Id: hal-04718313

<https://hal.inrae.fr/hal-04718313v1>

Submitted on 2 Oct 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Rapport d'activité

Bilan de la deuxième année d'alternance

Août
2024

DEBAS Adrien – UMR BioForA (INRAE-ONF) – 2A Apprenti AgroParisTech – 2022-2025

Maître d'apprentissage : BOUTTIER Valentin

Tutrice-Enseignante : LEGAY Myriam

RESUME

Les changements globaux ont conduit l'Office National des Forêts (ONF) à s'intéresser à des espèces exogènes comme *Pinus brutia*, dont l'aire de répartition correspond à l'Est méditerranéen. Des dispositifs implantés dans les années 1990 permettent de tirer aujourd'hui les premières conclusions sur l'adaptation de l'essence au climat français. La question soulevée dans cette étude est notamment l'adaptation aux sécheresses, qui a nécessité une définition plus claire de ce terme. Une analyse dendroécologique, s'appuyant sur les indices de Lloret (2011) et de Schwarz (2020), a donc été menée afin d'étudier les liens entre la croissance, approchée par les largeurs de cernes, et les variables climatiques. Cette analyse a nécessité en amont une standardisation des séries de largeurs de cernes, afin notamment d'en retirer l'effet de l'âge cambial. Les résultats indiquent que l'essence est adaptée aux sécheresses puisqu'elle présente dans l'ensemble une résilience proche de 1. Néanmoins, certaines provenances ont une meilleure réponse (POSK, MARM, ALEX), tandis que d'autres montrent une résistance plus faible (ANAM, BUCA) ou une moins bonne capacité de récupération (ULUC). La provenance SILI est intermédiaire avec davantage de variations entre individus. De plus, des différences sont observées entre individus. Elles semblent davantage expliquées par leur statut social et par l'effet des sites. Ces résultats concordent avec ceux avancés en termes de taux de survie par Bariteau et Pommery (1992) dans le Sud de la France et confirment la pertinence de l'approche dendroécologique pour estimer des résistances à la sécheresse.

ABSTRACT

Global changes led the French national forest office (ONF) to take an interest into foreign species, such as *Pinus brutia*, which distribution range corresponds to the Eastern Mediterranean region. Experimental plots were installed in the 1990's and allow today to draw first conclusions on the adaptation of this forest species to the French climate. This study aims at studying its response to droughts, which required an accurate definition of this concept. A dendroecological analysis, leaning on Lloret's (2011) and Schwarz' (2020) indices, was thus led in order to study links between growth, approached by ring width series, and climate variables. This analysis first required a detrending step, mainly to get rid of the effect of cambial age. The results show that the species is adapted to the climate conditions where *Pinus brutia* was introduced, since resilience is overall near 1. Nonetheless, some provenances show good performances (POSK, MARM, ALEX), whereas others have a lower resistance (ANAM, BUCA) or a lower recovery (ULUC). The SILI provenance is intermediate with more variation between individuals. Besides, differences were observed between individuals. They seem to be explained mainly by social status and by site effects. These results are similar to those of Bariteau and Pommery (1992) for southern France in terms of survival rates and confirm the relevance of dendroecology studies to assess drought resistances.



TABLE DES MATIERES

Résumé	1
Remerciements.....	1
Introduction.....	2
Contexte et problématisation	2
1.1. Contexte de l’alternance : l’UMR BioForA et ses composantes INRAE-ONF	3
1.2. Intégration de l’apprenti et missions	5
Présentation de <i>Pinus brutia</i>	6
Définition des années de sécheresse.....	7
2.1. Sécheresses, indicateurs et indices : état de l’art et réflexion préliminaire	7
2.2. Sélection des années de sécheresse	10
Datation des cernes de croissance.....	13
3.1. Datation des cernes : état de l’art et réflexion préliminaire	13
3.2. Application	15
Analyse dendroécologique de la réponse au stress hydrique.....	18
4.1. Méthodes d’analyse dendroécologique : état de l’art et réflexion préliminaire	18
4.2. Application	21
Conclusion	33
BIBLIOGRAPHIE	34
ANNEXES	37

Photographies de couverture :

Gauche : Forêt domaniale de la Caïnée, Alpes-Maritimes, 2022 (©Odilon MONNIER – ONF)

*Droite : Radiographies de carottes de *Pinus brutia*, 2024 (©Adrien DEBAS – ONF)*

LISTE DES FIGURES

Figure 1 : Carte des aires de répartition du pin d'Alep (vert) et du pin de Brutie (bleu).....	6
Figure 2 : Schéma de la caractérisation d'une sécheresse selon une variable d'intérêt.....	8
Figure 3 : Histogramme représentant la variable scPDSI pour le site de la Caïnée.....	10
Figure 4 : Histogramme de la variable scPDSI pour le site CAIR-PIBR2.....	10
Figure 5 : Histogramme de la variable SPEI étalonnée sur 12 mois pour le site CAIR-PIBR2.....	10
Figure 6 : Graphique des années de sécheresse.....	11
Figure 7 : Cycles de croissance annuels de <i>Pinus halepensis</i>	13
Figure 8 : Années caractéristiques calculées pour le site PRIE.....	16
Figure 9 : Profil densitométrique de l'individu n°719 (PRIE-MARM).....	16
Figure 10 : Comparaison de la série 719 (bleu) à la moyenne (noir) des séries du site PRIE.....	17
Figure 11 : Scan de la planchette PRIE-MARM-27.....	17
Figure 12 : Représentation des indices de Lloret <i>et al.</i> (2011).....	19
Figure 13 : Représentation des indices de Schwarz <i>et al.</i> (2020).....	19
Figure 14 : Graphique des largeurs de cernes standardisées moyennes pour la période de sécheresse (Dr) et celles qui la précède (PreDr) et la suit (PostDr). Cas où la valeur pendant l'épisode est plus faible que les deux autres.....	23
Figure 15 : Graphique des largeurs de cernes standardisées moyennes pour la période de sécheresse (Dr) et celles qui la précède (PreDr) et la suit (PostDr). Cas où la valeur après l'épisode est plus faible que celle de l'épisode de sécheresse.....	23
Figure 16 : Graphique des largeurs de cernes standardisées moyennes pour la période de sécheresse (Dr) et celles qui la précède (PreDr) et la suit (PostDr). Cas où la valeur après l'épisode est supérieure à celle qui précède l'épisode de sécheresse.....	23
Figure 17 : Boxplots des valeurs de résilience pour l'ensemble des sites et des provenances de <i>Pinus brutia</i>	24
Figure 18 : Analyse en composantes principales (PCA) du jeu de données composé des valeurs de scPDSI moyennées annuellement.....	24
Figure 19 : Analyse en composantes principales (PCA) du jeu de données composé des valeurs de scPDSI moyennées par saisons.....	24
Figure 20 : Moyennes ajustées des indices de résilience (Rs) par site et par provenance.....	25
Figure 21 : Moyennes ajustées des indices de résistance (Rt) par site et par provenance.....	25
Figure 22 : Moyennes ajustées des indices de récupération (Rc) par site et par provenance.....	25
Figure 23 : Histogramme des périodes de récupération en nombre d'individus, en fonction des provenances.....	26

Figure 24 : Histogramme des pertes totales de croissance en nombre d'individus, en fonction des provenances.....	26
Figure 25 : Sortie du test ANOVA de type II pour le modèle Total_loss ~ Prov + Site.....	26
Figure 26 : Diagramme en violon de la perte totale de croissance en fonction de la provenance et du site.....	26
Figure 27 : Boxplots des valeurs de résilience pour les sites CAIN, PAR2, PRIE et pour les provenances ALEX et ANAM.....	27
Figure 28 : Boxplots des valeurs de résistance pour les sites CAIN, PAR2, PRIE et pour les provenances ALEX et ANAM.....	27
Figure 29 : Boxplots des valeurs de récupération pour les sites CAIN, PAR2, PRIE et pour les provenances ALEX et ANAM.....	27
Figure 30 : Sortie de l'ANOVA pour le modèle Rt ~ Site + Prov + Site:Prov.....	28
Figure 31 : Sortie du modèle d'ANOVA à un facteur pour le modèle Rt ~ Site.....	28
Figure 32. Représentation de la spline 2/3S et de la spline âge dépendante ADS.....	29
Figure 33 : Matrice des corrélations partielles du jeu de données pour les sites CAIN, PAR2 et PRIE.....	31



LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Classification des indices de sécheresse SPI, SPEI et PDSI.....	8
Tableau 2 : Variables climatiques retenues pour le calcul du scPDSI.....	11
Tableau 3 : Années ou périodes de sécheresses définies pour chaque site.....	11
Tableau 4 : Coordonnées des sites échantillonnés et détail des années d'installation et des provenances par site.....	15
Tableau 5 : Écarts relatifs et pourcentage d'individus concernés par la variation entre la largeur de cernes de l'année k et celle de l'année $k-1$	16
Tableau 6 : Réserves utiles des différents blocs sur les deux sites de Parlatges.....	17
Tableau 7 : Répartition des individus analysés selon les Sites et Provenances.....	17
Tableau 8 : Périodes couvertes par les séries des profils densitométriques.....	22
Tableau 9 : Groupement des modalités (Sites et Provenances) pour la réalisation des tests statistiques.....	22

REMERCIEMENTS

Ce rapport est le résultat du travail mené en alternance durant ma deuxième année du cursus ingénieur AgroParisTech. Je tiens à remercier nos enseignants des sites de Saclay et de Nancy, qui m'ont permis d'acquérir des bases scientifiques, mobilisées dans cette étude.

Ces remerciements s'adressent également aux équipes de l'UMR BioForA, INRAE comme ONF, qui ont su répondre à mes questions et m'orienter dans la réflexion qui a abouti à ce rapport. Merci particulièrement à Valentin Bouttier et à Myriam Legay pour leur accompagnement en entreprise ainsi qu'à l'école.



INTRODUCTION

Dans le cadre de ma formation d'ingénieur en alternance à AgroParisTech, j'ai intégré le 31 octobre 2022 l'Office National des Forêts, au sein de l'Unité Mixte de Recherche (UMR) Biologie intégrée pour la valorisation des Arbres et de la Forêt (BioForA), à Ardon (45). Cette unité, portée par le département Recherche, Développement et Innovation (RDI) de l'Office National des Forêts (ONF) et le département Écologie et Biodiversité (ECODIV) de l'Institut National de Recherche pour l'Agriculture, l'Alimentation et l'Environnement (INRAE), s'intéresse à la valorisation et à la conservation des ressources forestières pour faire face aux défis de la production ligneuse en contexte de changements climatiques.

Ce rapport d'activité est rédigé à la fin de ma deuxième année d'apprentissage. Il permet de rendre compte du travail réalisé en entreprise et de le valoriser, en présentant notamment la valeur ajoutée de celui-ci dans l'entreprise d'accueil. Il visera également à convaincre le maître d'apprentissage et le tuteur enseignant de l'acquisition des compétences attendues d'un assistant ingénieur (AgroParisTech, 2024).

Après avoir terminé les activités de première année (sciage des échantillons prélevés), l'année s'est articulée autour de deux activités principales liées à un projet de dendroécologie appliqué à l'espèce *Pinus brutia* (Debas, 2023). La première consiste à définir les événements de sécheresse pour chaque site échantillonné, étape préalable à l'étude de la réponse de l'espèce à ceux-ci. La seconde consiste à analyser cette réponse, d'abord en vérifiant la datation des cerne, puis en se basant sur les indices de Lloret (2011) et de Schwarz (2020).

Les parties seront divisées en un point démarche et bibliographie, un point application, puis un point concernant les limites de l'exercices et permettant une discussion au regard de la bibliographie existante.

CONTEXTE ET PROBLEMATISATION

L'UMR BioForA a été créée en 2018. L'INRAE et l'ONF y travaillent en partenariat, dans le cadre des thématiques de recherche du département ECODIV et du département RDI, respectivement. À l'aide de la génétique, de la génomique et de la physiologie, l'UMR cherche à conserver et à valoriser les ressources forestières en vue d'une production durable en contexte de changements climatiques, ainsi qu'à mieux comprendre les mécanismes impliqués dans la formation du bois et dans l'adaptation des essences à leur environnement.

1.1. Contexte de l’alternance : l’UMR BioForA et ses composantes INRAE-ONF



L’Office National des Forêts (ONF)

Le rôle de l’ONF est de mettre en œuvre le Code Forestier dans les forêts domaniales et des collectivités. Celui-ci fixe la stratégie de conservation et de mise en valeur du patrimoine forestier public, notamment à travers quatre axes (économique, environnemental, social et protection face aux risques naturels) qui illustrent son caractère multifonctionnel.

La composante ONF de l’UMR BioForA dépend du département RDI (Recherche, Développement et Innovation) et participe à son axe D : « Conserver et valoriser les ressources génétiques forestières » (Poittevin *et al.*, 2020 ; Sanchez, 2022).

Les membres de l’ONF à BioForA forment une des cinq équipes rattachées à la direction générale (DG), en raison de leurs missions de portée nationale : RENECOFOR (suivi à long terme des écosystèmes forestiers, basé à Fontainebleau), l’équipe RENFOR de l’UMR Silva (renouvellement des peuplements, à Nancy), deux pôles accueillant des agents évaluant le bilan carbone des itinéraires sylvicoles (à Avignon et à Dole) et l’équipe CGAF (Conservation et Gestion des Arbres Forestiers) au sein de l’UMR BioForA (équipe CORE, à Ardon).

L’Institut National de Recherche pour l’Agriculture, l’Alimentation et l’Environnement (INRAE)

L’INRAE a pour missions de mener tous travaux de recherches qui ont traités à l’agriculture, l’alimentation, la forêt, l’environnement, l’eau, la biodiversité, la bioéconomie, l’économie circulaire, la gestion durable des territoires, ainsi qu’aux risques liés à ces domaines (Philippe *et al.*, 2019).

La composante INRAE de l’UMR dépend du département Ecologie et Biodiversité (ECODIV) et s’inscrit dans sa thématique numéro 3 : « Adaptation des organismes et des populations à leur environnement » (Sanchez, 2022).

Le département Écologie et Biodiversité (ECODIV) a pour mission d’étudier le fonctionnement et l’évolution des milieux forestiers, prairiaux et aquatiques. Il s’intéresse notamment aux enjeux de la résilience et de l’adaptation de ces milieux dans un contexte de changements globaux (INRAE, 2021). Les membres de l’INRAE à BioForA font ainsi partie des 37 unités, réparties sur 18 sites et 11 centres, que compte le département ECODIV (ECODIV, 2021).



Le partenariat INRAE-ONF

Le pôle Conservation et Gestion des Arbres Forestiers (CGAF) est un pôle de l'ONF implanté à Ardon depuis 1995. L'équipe était alors composée d'une chargée responsable de pôle et de deux assistants de R&D. En 2018, l'équipe du département ECODIV (INRAE) et le CGAF se rassemblent en Unité Mixte de Recherche (UMR) et forment l'UMR BioForA.

Les deux composantes travaillent ensemble dans le cadre des projets de recherche et des animations scientifiques, organisées par les équipes et accessibles à tous les membres de l'UMR. L'élaboration d'un projet d'unité commun permet de réfléchir aux thématiques propices à la collaboration (génotypage, étude et conservation des graines), ainsi qu'aux pratiques à adopter (circulation des fiches de postes lors de recrutements, concertation lors de l'élaboration de projets, partage d'équipements) (BioForA, 2023).

L'UMR rassemble 35 agents permanents (6 ONF et 29 INRAE), répartis en deux équipes (Sanchez, 2022) : Equipe Amélioration, Adaptation, Conservation, Reproduction (ACORE) ; Equipe Génomique Fonctionnelle des Populations et Prédiction (GFP2).

L'unité accueille également des agents non permanents (stagiaires en BTS et masters, CDD de techniciens de recherche, ingénieurs-apprentis et surtout doctorants et post-doctorants). Sur la période 2016-2021, ils sont 67 à avoir renforcé les équipes de l'unité.


Le projet d'unité

Le projet scientifique de l'UMR BioForA s'articule autour de 3 axes de recherche : comprendre la construction de phénotypes complexes, analyser les réponses des populations dans un environnement changeant via l'approche de la biologie intégrative, et optimiser la gestion de la diversité génétique dans les populations naturelles et d'amélioration.

Défis

L'UMR est forte de son approche multiscalaire (individus, populations, unités de gestion) et transversale (génétique quantitative et génétique des populations, biologie moléculaire, conservation et reproduction), entre science fondamentale et appliquée.

Néanmoins, elle doit faire face à des défis comme l'actualisation de ses thématiques de recherche au regard des attentes des acteurs économiques et sociaux, ainsi que des nouveaux enjeux auxquels fait face la forêt. En tête de ces enjeux, l'augmentation de la température



moyenne globale et l'altération de la répartition des précipitations, qui engendrent l'altération d'autres régimes de perturbations comme les incendies, les ravageurs ou les maladies (Allen *et al.*, 2015 ; GIEC, 1992, 2022 ; McLauchland *et al.*, 2020 ; de Vries *et al.*, 2015).

Dans le même temps, l'unité doit gérer au mieux les pressions en ressources humaines, qui peuvent mettre à mal la poursuite des recherches sur certaines thématiques. Ainsi l'embryogénèse somatique et l'écologie des ripisylves ligériennes ont-elles été abandonnées à la suite de trois départs à la retraite.

La dépendance à des décisions et budgets publics ainsi que la politique en termes d'effectifs à l'INRAE expliquent ce phénomène, puisqu'un poste est ouvert pour un concours mais n'est pas maintenu pour être à nouveau pourvu, lorsque l'agent quitte ses fonctions.

La transmission des savoir-faire est donc un enjeu majeur de l'UMR BioForA, tout comme l'adaptation de son organisation à la fluctuation des moyens financiers et humains (BioForA, 2023).

1.2. Intégration de l'apprenti et missions

Mon encadrement dans l'équipe

J'ai intégré l'équipe CORE en tant qu'apprenti chargé de recherche et développement (R&D). Mon maître d'apprentissage est chargé de R&D et animateur du réseau Arboretums de l'ONF.

Mes interlocuteurs et mes missions sont principalement liés à la composante ONF de l'UMR, en raison des projets sur lesquels je suis amené à travailler. Je suis également amené à échanger avec les collègues de l'INRAE utilisant le même matériel (perceuse et embouts pour réaliser des carottes de bois par exemple). Une partie de la réflexion sur les méthodes de dendroécologie (datation ou prise en compte du stress hydrique par exemple) m'a conduit à échanger avec Philippe Rozenberg et Luc Pâques, chercheurs INRAE de l'unité ayant recours à ces méthodes pour étudier les processus physiologiques.

Mes activités s'inscrivent dans l'axe B du projet d'unité : Analyser les réponses des populations dans un environnement changeant via l'approche de la biologie intégrative.

J'ai commencé en appuyant l'équipe sur le projet REFER (Réseau Expérimental Forestier d'Essences de diversification pour le Renouvellement des Forêts). J'ai participé à la rédaction de fiches de comptes-rendus de mesures terrain réalisées dans le cadre de ce projet. Les essences concernées ont été sélectionnées en raison de leur potentielle résistance aux changements climatiques et de leur capacité à produire du bois d'œuvre (Berthelot *et al.*, 2021).

J'ai ensuite mis en place un projet d'étude dendroécologique sur les pins de Brutie (*Pinus brutia* Ten.) des dispositifs de l'ONF (dispositifs expérimentaux et essences atypiques). Cette activité et la précédente seront détaillées plus bas.

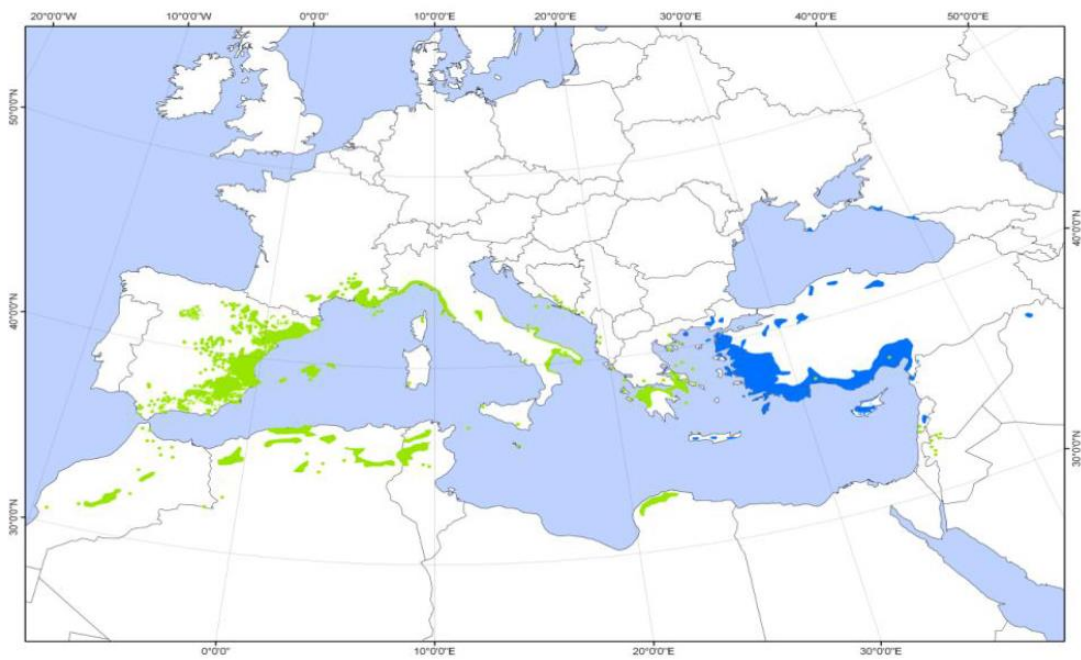


Figure 1. Carte des aires de répartition du pin d'Alep (vert) et du pin de Brutie (bleu). Ghougali, 2011. D'après Euforgen.

Projet de dendroécologie : objectifs et méthode

L'objectif du projet de dendroécologie précédemment cité est d'étudier la réponse de l'espèce *Pinus brutia* aux événements de sécheresses extrêmes, tout en s'intéressant aux différences de réponses entre provenances. Le projet visait également à étudier les différences de réponse entre *Pinus brutia* et *Pinus halepensis*, question qui n'a pas pu être traitée faute de temps, mais qui explique une partie de l'échantillonnage. Les individus échantillonnés se situent sur des dispositifs du département RDI de l'ONF, ayant pour objectif de départ d'établir des référentiels de production (modalités qualitatives et quantitatives) et d'adaptation pour les stations concernées (Delon, 1995).

Deux étapes sont nécessaires avant de procéder à l'étude : déterminer les années de sécheresse et dater les cernes annuels. Ces deux étapes ont été réalisées au cours de la période d'apprentissage de 2024 après que l'activité de sciage ait été réalisée. Après avoir présenté l'espèce *Pinus brutia*, la détermination des années de sécheresse et la datation des cernes de croissance seront abordées. La dernière partie comporte la présentation des résultats, les analyses descriptives et statistiques, et une discussion autour de ces résultats.


PRESENTATION DE *PINUS BRUTIA*

L'espèce est décrite pour la première fois dans une flore du Royaume de Naples en 1811 (Tenore, 1811-1815). Il est admis que le nom *Pinus brutia* fait référence à « Brutium », le nom antique de l'actuelle Calabre (Sud-Ouest de l'Italie), où Tenore fit ses observations (Frankis, 1999 ; Akkemik *et al.*, 2010).

Son aire de distribution naturelle couvre près de quatre millions d'hectares de l'Est méditerranéen (Figure 1). Des introductions en-dehors de l'aire naturelle ont été réussies en Iran et en Afghanistan (Nouals & Bariteau, 1993). Des tests de provenance sont menés en France, en Italie et en Espagne dans le cadre des travaux du Comité des questions forestières méditerranéennes Silva Mediterranea de la FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations), et un verger à graines a été implanté en Italie (Chambel *et al.*, 2013).

On rencontre le pin de Brutie dans des conditions stationnelles variées, à des altitudes partant du niveau de la mer à 1700 mètres, sous des régimes de précipitations couvrant 350 à 1300 mm/an (Nouals et Bariteau, 1993, Ricodeau *et al.*, 2019). L'essence est donc autant associée à une végétation thermophile de basse altitude qu'à une végétation de moyenne montagne. Elle tolère de plus des substrats variés : calcaires et marnes, mais également substrats acides.

Bien que légèrement moins résistant aux sécheresses que *Pinus halepensis*, le pin de Brutie bénéficie d'une grande plasticité qui lui permet de coloniser des sites plus élevés en latitude comme en altitude (Bariteau & Pommery, 1992 ; Fady, 2011). Un test de provenance réalisé en Turquie a permis de montrer que l'espèce pouvait résister à des températures minimales atteignant les -16°C (Semerci *et al.*, 2021).



L'espèce est par ailleurs valorisée en bois de construction, en bois de chauffage dans l'industrie papetière ou autres productions biosourcées (Frankis, 1999 ; Semerci *et al.*, 2021). Elle est par ailleurs utilisée pour lutter contre l'érosion et protéger les sols. Il s'agit d'une essence majeure de la filière forestière turque.

L'espèce présente un intérêt d'introduction en France en raison de sa conformation (Nouals & Bariteau, 1993) et est aujourd'hui considérée pour sa plasticité. Elle pourrait être une solution de reboisement dans des régions où la survie du pin d'Alep est encore contrainte par les froids hivernaux. Le recul existant sur son utilisation industrielle représente également un intérêt pour la filière bois. Après des premiers essais en dispositifs d'élimination et de comparaison (entre provenance et avec *P. halepensis*) de l'INRAE en 1977 (Allemand *et al.*, 1985), *Pinus brutia* est présent sur des dispositifs de l'ONF depuis les années 1990 afin d'établir des modèles de croissance pour la Direction Territoriale (DT) Midi-Méditerranée.

DEFINITION DES ANNEES DE SECHERESSE

Une étape nécessaire pour l'analyse de la réponse d'une espèce à un événement extrême comme une sécheresse consiste tout d'abord à identifier l'année de sécheresse ou la période caractérisée par l'événement. Cette étape est délicate, car elle doit se baser sur des indicateurs objectifs qui résultent de choix, et qui peuvent biaiser les mécanismes édaphiques réellement à l'œuvre. Cette partie présentera d'abord un état de l'art et une partie de la réflexion en amont sur les indices de sécheresse, les choix qui ont été faits dans le cadre de l'étude dendroécologique, et enfin une discussion sur les limites de l'approche réalisée.

1.3. Sécheresses, indicateurs et indices : état de l'art et réflexion préliminaire

Définition des sécheresses

La première difficulté concerne la définition même de ce que l'on entend par « sécheresse ». Une approche scientifique implique en effet de formuler des définitions claires et sans ambiguïté des concepts mobilisés, or une définition unique et objective du concept de sécheresse est difficile. En effet, cette définition varie selon le point de vue de celui qui l'utilise : l'hydrologue s'intéresse aux périodes d'étiage, le météorologue aux périodes de précipitations inférieures aux normales, l'agriculteur aux périodes durant lesquelles la sécheresse du sol ne permet plus aux cultures de se développer, et l'économiste aux périodes durant lesquelles des réserves d'eau basses affectent les activités de production et de consommation (Dracup *et al.*, 1980). Les trois premiers exemples peuvent être caractérisés d'indicateurs environnementaux, le dernier d'indicateur relatif aux ressources en eau.

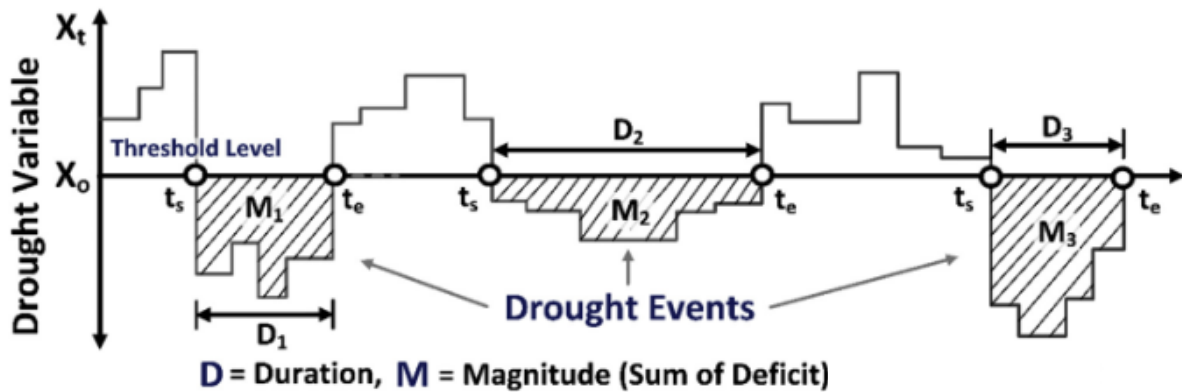



Figure 2. Schéma de la caractérisation d'une sécheresse selon une variable d'intérêt. Le seuil (« threshold level ») est déterminé arbitrairement et renseigne le plus souvent sur un écart à la normale. D'après Dracup *et al.*, 1980.

Tableau 1. Classification des indices de sécheresse SPI, SPEI et PDSI.

Valeurs de SPI et SPEI	Valeurs de PDSI	Classe
> 2,00	> 4,00	Extrêmement humide
1,50 à 1,99	3,00 à 3,99	Sévèrement humide
1,00 à 1,49	2,00 à 2,99	Modérément humide
0,50 à 0,99	1,00 à 1,99	Légèrement humide
-- 0,49 à 0,49	-- 0,99 à 0,99	Proche de la normale
-- 0,99 à - 0,50	-- 1,99 à - 1,00	Légèrement sec
-- 1,49 à - 1	-- 2,99 à - 2,00	Modérément sec
-- 1,99 à - 1,50	-- 3,99 à - 3,00	Sévèrement sec
< 2,00	< 4,00	Extrêmement sec



Les normales elles-mêmes influencent ce que le concept de sécheresse sous-tend : l'événement ne désignera pas la même réalité en zone tropicale ou dans le bassin méditerranéen par exemple (Dracup *et al.*, 1980 ; Hisdal & Tallaksen, 2000).

Une fois cette première définition établie, une variable permet de quantifier la sécheresse (voir partie suivante). Celle-ci permet de caractériser la sécheresse par une durée (D), entre la date de début et de fin de l'événement, et une magnitude (M), qui correspond au déficit cumulé – zones rayées de la Figure 2 – (Dracup *et al.*, 1980 ; Nam *et al.*, 2015).

Le seuil qui symbolise le passage à des valeurs négatives de la variable d'intérêt – donc qui initie le déficit – est déterminé de manière arbitraire, selon le type de sécheresse à caractériser. Dans le cas des sécheresses environnementales, il s'agit de la normale. Ainsi, tout écart à la normale n'implique pas une sécheresse au sens strict, mais renseigne sur un degré de sécheresse ou d'humidité. Certaines valeurs standardisées, indiquées en ordonnée, permettent d'identifier des zones critiques, comme des sécheresses sévères à extrêmes (Tableau 1).


La notion de sévérité (S) peut ainsi prendre plusieurs définitions, c'est-à-dire i) $S = \frac{M}{D}$, soit la magnitude moyenne sur la période de sécheresse (Nam *et al.*, 2015), ou ii) une valeur standardisée.

Enfin, il convient de distinguer les sécheresses de court et de long terme. Les sécheresses de court terme sont caractérisées par des déficits de précipitations qui peuvent durer de quelques semaines à quelques mois, tandis que celles de long terme durent plus de six mois. Dans le cas où l'impact de la sécheresse sur la physiologie et la croissance des arbres est étudié, il semble plus pertinent de s'intéresser aux sécheresses de long terme. Certaines sécheresses très intenses et de court terme (« flash droughts ») peuvent également impacter les essences forestières, en particulier celles qui ne régulent pas leur activité stomatique.

En effet, les sécheresses de court terme impactent principalement les réserves de surface et occasionnent des dommages aux grandes cultures ainsi qu'aux plantes aux racines fines (NIDIS, 2024). Lors des sécheresses de long terme, les branches des espèces ligneuses commencent à dépérir. La récupération après la fermeture des stomates est lente, ce qui impacte les processus photosynthétiques. De plus, la production de cytokinines et d'acide gibbérellique, promoteurs de la croissance, baisse (Kujawski, 2011).

Indicateurs et indices de sécheresse

Les indicateurs sont les variables qui caractérisent la sécheresse, comme les précipitations, la température, le niveau des nappes, l'humidité du sol, le débit des cours d'eau ou le manteau neigeux (Svoboda & Fuchs, 2016).



Les indices sont des représentations numériques de l'intensité des sécheresses se basant sur des indicateurs. L'intensité représente quant à elle l'écart d'une valeur de l'indice par rapport à la normale.

Étant données les multiples définitions données au concept de sécheresse, il n'existe pas de méthode unique pour quantifier la sévérité de celles-ci (Keyantash & Dracup, 2002). Différentes classes peuvent ainsi être appliquées aux indices selon les données d'entrée : indices météorologiques, hydrologiques, par télédétection ou par modélisation. Les indices de sécheresse agricole existent également, la classe étant ici liée au contexte d'utilisation, qui implique des méthodes d'acquisition des données particulières.

Les conditions forestières impliquent l'acquisition de données à l'échelle du peuplement ou du massif, ce qui exclut les indices reposant sur des indicateurs précis, comme l'humidité des différents horizons du sol, la température de rosée, ou les eaux souterraines. Ces indices sont principalement hydrologiques (Svoboda & Fuchs, 2016). Les moyens disponibles peuvent également mener à exclure des indices reposant sur des données satellitaires (indices par télédétection). En revanche, les indices météorologiques reposent sur des indicateurs relativement accessibles, c'est pourquoi le Standardized Precipitation Index – SPI (Mckee *et al.*, 1993), le Standardized Precipitation Evapotranspiration Index – SPEI (Vicente-Serrano *et al.*, 2010), le Palmer Drought Severity Index – PDSI (Palmer, 1965 ; Wells *et al.*, 2004) ou le De Martonne Aridity Index – DMI (de Martonne, 1926) sont principalement utilisés dans les études dendroécologiques (Bhuyan *et al.*, 2017).

Le SPI a l'avantage de ne reposer que sur les données de précipitations. L'indice utilise l'historique des précipitations mensuelles pour calculer la probabilité de précipitations à des échelles temporelles comprises entre 1 et 48 mois. Sa simplicité d'utilisation présente cependant l'inconvénient de négliger les températures, qui conditionnent le bilan hydrique (Svoboda & Fuchs, 2016).

Le SPEI reprend les principes du SPI, en intégrant l'évapotranspiration pour estimer un bilan hydrique, dont le calcul intègre les températures en valeur d'entrée.

Les deux indices précédents ne prennent pas en compte la réserve utile maximale (RUM), et l'on peut arguer que la seule formule $P - ETP$ (précipitations moins évapotranspiration) ne traduit pas le bilan hydrique édaphique (Zang *et al.*, 2020). Or, ce paramètre peut être déterminant dans la résilience de certaines essences soumises à des stress hydriques (Grigoryan *et al.*, 2010 ; Hember *et al.*, 2017).

Le PDSI prend en compte la capacité de rétention en eau du sol, en plus des précipitations et des températures. Il requiert davantage de données d'entrée, mais qui restent relativement aisées

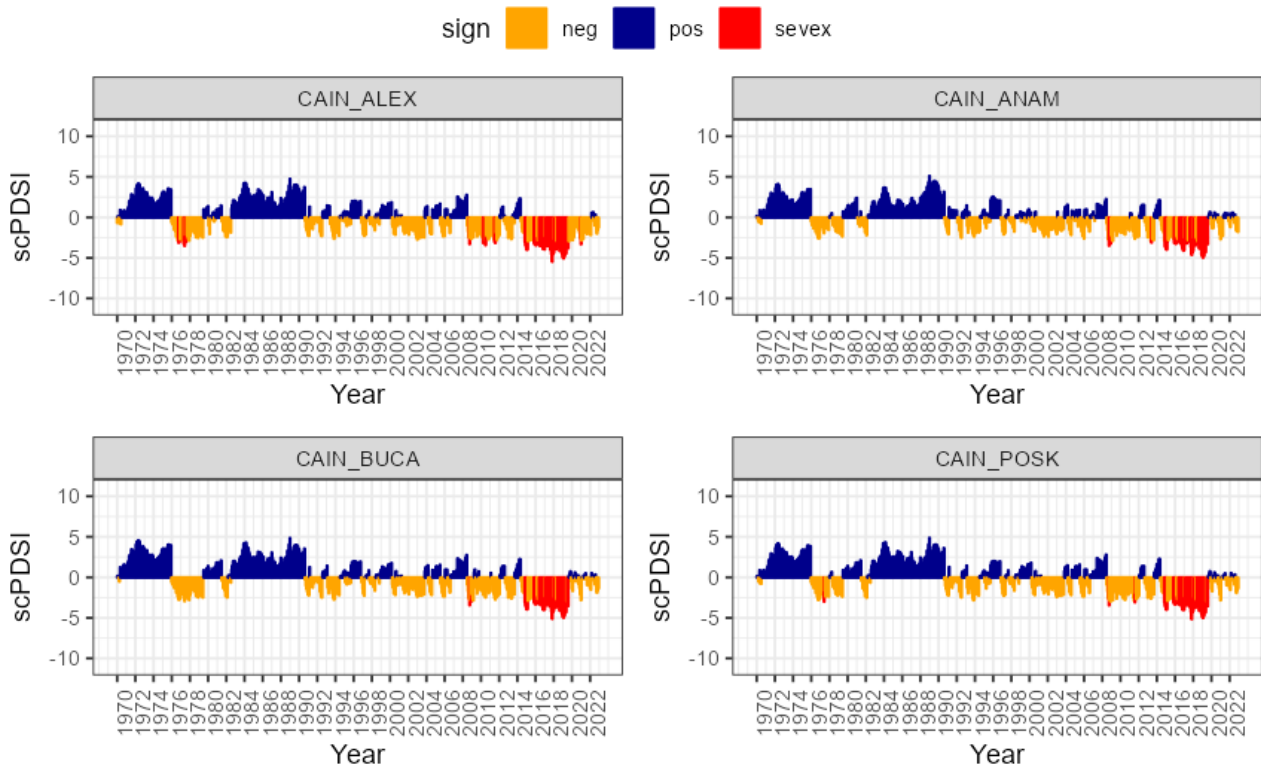


Figure 3. Histogramme représentant la variable scPDSI pour le site de la Caïnée (CAIN), pour quatre blocs correspondant chacun à une provenance (Alexandropolis – ALEX, Anamur – ANAM, Bucak-Meli – BUCA et Pos-Karsanti – POSK). Les écarts positifs à la moyenne (« pos », bleu), inférieurs à la moyenne mais dont l'indice est supérieur à -3 (« neg », orange), et inférieurs à -2,99 (« sevox », rouge) sont représentés. Les zones en rouge correspondent aux sécheresses sévères à extrêmes d'après la classification du scPDSI. Les variations inter-blocs restent relativement faibles.

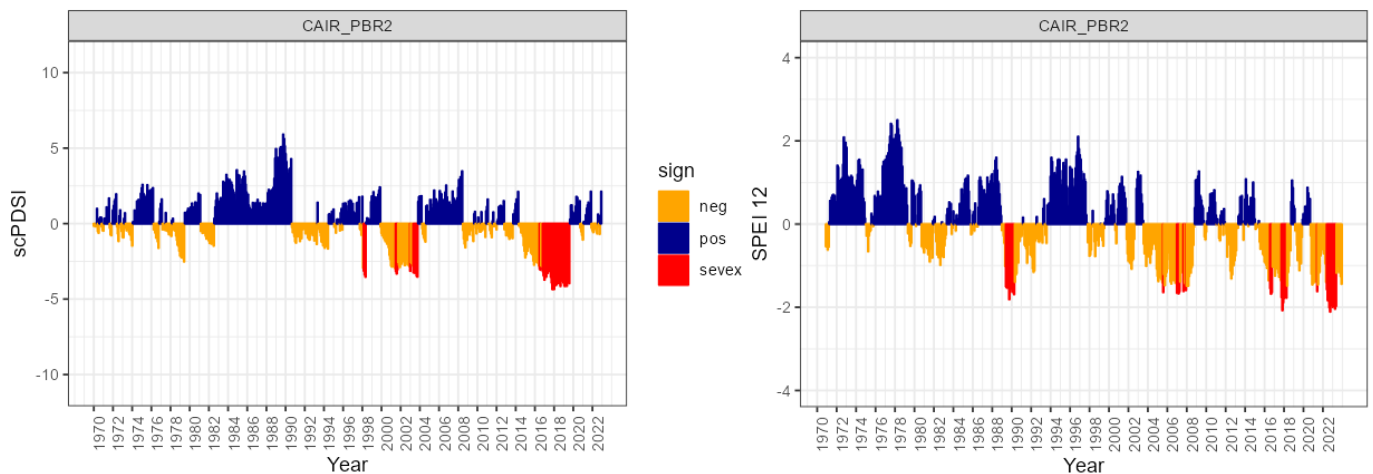


Figure 4. Histogramme représentant la variable scPDSI pour le site CAIR-PIBR2. Les écarts positifs à la moyenne (« pos », bleu), inférieurs à la moyenne mais dont l'indice est supérieur à -3 (« neg », orange), et inférieurs à -2,99 (« sevox », rouge) sont représentés. Les zones en rouge correspondent aux sécheresses sévères à extrêmes d'après la classification du scPDSI.

Figure 5. Histogramme représentant la variable SPEI étalonée sur 12 mois pour le site CAIR-PIBR2. Les écarts positifs à la moyenne (« pos », bleu), inférieurs à la moyenne mais dont l'indice est supérieur à -1,50 (« neg », orange), et inférieurs à -1,49 (« sevox », rouge) sont représentés.

à obtenir. Il émet sur la base de la réserve utile des hypothèses sur les départs latéraux d'eau. Son échelle temporelle est d'environ 9 mois, ce qui peut retarder la détection de sécheresses.

Néanmoins, la comparaison à des cernes de croissance annuels nuance cette limite. Le self-calibrated-PDSI (scPDSI), ou PDSI auto-étalonné, permet de s'affranchir des paramètres définis par Palmer, dont l'étude se concentre sur l'Iowa et le Kansas (Palmer, 1965). L'indice est ainsi propre à la station, ce qui permet des comparaisons géographiques plus précises à l'échelle régionale (Svoboda & Fuchs, 2016), ce qui est moins intéressant à l'échelle du bloc où les variations restent faibles en raison de paramètres climatiques communs (Figure 3).

La comparaison des épisodes de sécheresse identifiés pour le site de Caireval, sur le second bloc de *Pinus brutia*, d'après le scPDSI (Figure 4) puis d'après le SPEI étalonné sur 12 mois (Figure 5), montre que négliger la réserve utile – même faible, estimée à 20 mm ici, et sûrement sous-estimée en raison de contraintes de prospection – et les départs latéraux conduit à des identifications parfois très différentes. Les années 1989-1990 sont ainsi identifiées comme sévèrement à extrêmement sèches d'après le SPEI, mais plus d'après le scPDSI. Par ailleurs, le scPDSI prend en compte le fait qu'il n'y ait pas de stock d'eau dans le sol et engendre un décalage du fait du restockage, tandis que le SPEI considère que toutes les précipitations sont mobilisées.

La caractérisation des intensités des sécheresses sur la base de l'indice de Palmer est arbitraire ; elle répond à des estimations empiriques et n'a pas de base scientifique à proprement parler, ce qui peut présenter une limite (Hisdal & Tallaksen, 2000). Cela peut poser question pour les valeurs autour des normales, mais se concentrer sur des périodes de plus de 6 mois avec des indices inférieurs ou égaux à - 3,00 pour définir une sécheresse nuance cette limite (Diaz, 1983 ; Goodrich & Ellis, 2006).

1.4. Sélection des années de sécheresse

Démarche

La sélection des années de sécheresse a été réalisée à l'aide du logiciel R (R Development Core Team, 2024). Le scPDSI a été calculé à l'aide du package scPDSI (Zhong *et al.*, 2018). Les années de référence servant à la calibration sont toutes celles concernées par les calculs (1970 à 2023). Cette période est fixée afin de prendre en compte la date d'installation des peuplements étudiés les plus anciens.

Les données climatiques utilisées sont issues de la base SAFRAN pour la période 1970-2023 (Durand *et al.*, 1993 ; Habets *et al.*, 2008). D'abord journalières, elles ont été agrégées mensuellement, sommées ou moyennées selon leur nature (Tableau 2). La somme des précipitations prend en compte les précipitations solides de manière simplifiée. Elles sont agrégées aux précipitations liquides, puisque le scPDSI ne permet pas d'estimer de fonte.

Sécheresses de long terme par site et par bloc

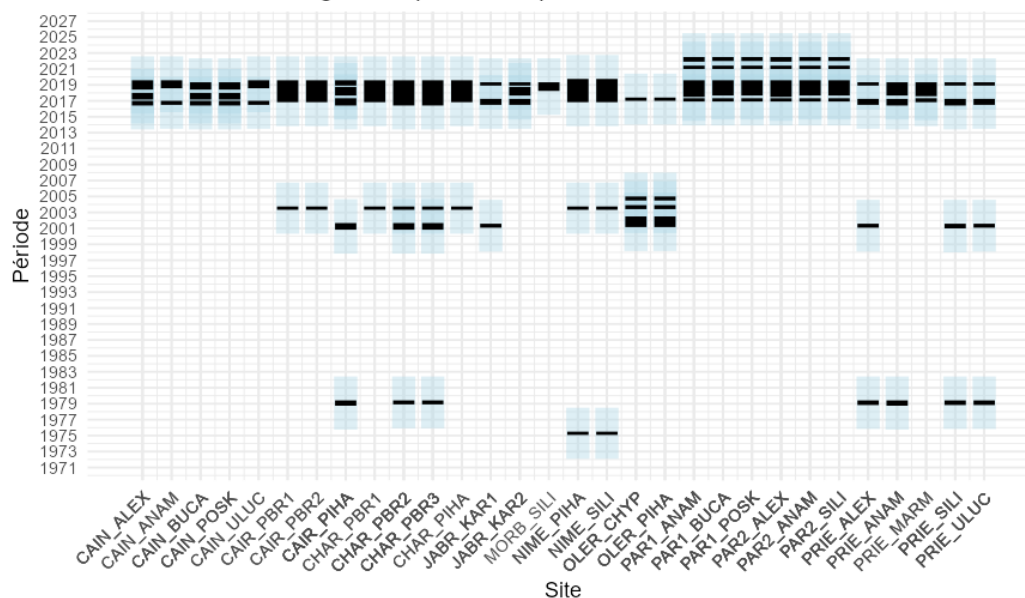


Figure 6. Graphique des années de sécheresse, pour lesquelles l'indice scPDSI est inférieur ou égal à -3,00 pendant 6 mois ou plus. Les zones bleues représentent les trois années précédant et suivant les épisodes de sécheresse, nécessaires à l'utilisation des indices de Lloret et de Schwarz.

Tableau 3. Années ou périodes de sécheresses définies pour chaque site.

Site (SITE_PROVENANCE)	Période de sécheresse
CAIN_ALEX	2016 – 2017 – 2018 – 2019
CAIN_ANAM	2016 – 2017 – 2018 – 2019
CAIN_BUCA	2016 – 2017 – 2018 – 2019
CAIN_POSK	2016 – 2017 – 2018 – 2019
CAIN_ULUC	2016 – 2017 – 2018 – 2019
CAIR_PBR1	2017 – 2018 – 2019
CAIR_PBR2	2017 – 2018 – 2019
CAIR_PIHA	2016 – 2017 – 2018 – 2019
CHAR_PBR1	2017 – 2018 – 2019
CHAR_PBR2	2016 – 2017 – 2018 – 2019
CHAR_PBR3	2016 – 2017 – 2018 – 2019
CHAR_PIHA	2017 – 2018 – 2019
JABR_KAR1	2016 – 2017 – 2018 – 2019
JABR_KAR2	2016 – 2017 – 2018 – 2019
MORB_SILI	2018 – 2019
NIME_PIHA	2017 – 2018 – 2019
NIME_SILI	2017 – 2018 – 2019
OLER_CHYP	2017
OLER_PIHA	2017
PAR1_ANAM	2017 – 2018 – 2019
PAR1_BUCA	2017 – 2018 – 2019
PAR1_POSK	2017 – 2018 – 2019
PAR2_ALEX	2017 – 2018 – 2019
PAR2_ANAM	2017 – 2018 – 2019
PAR2_SILI	2017 – 2018 – 2019
PRIE_ALEX	2016 – 2017 – 2018 – 2019
PRIE_ANAM	2016 – 2017 – 2018 – 2019
PRIE_MARM	2016 – 2017 – 2018 – 2019
PRIE_SILI	2016 – 2017 – 2018 – 2019
PRIE_ULUC	2016 – 2017 – 2018 – 2019

Tableau 2. Variables climatiques retenues pour le calcul du scPDSI. Ces variables font partie du jeu de données SAFRAN (Météo-France).

Variable	Unité	Méthode de calcul
Précipitations (P)	mm	Somme mensuelle des précipitations liquides et solides.
Évapotranspiration potentielle (ETP)	mm	Somme mensuelle de l'évapotranspiration potentielle quotidienne.
Réserve utile maximale (RUM)	mm	Fosse à la pelle sur site et données renseignées dans l'application ForEval.

Le scPDSI a été utilisé pour identifier les écarts aux normales pour chaque site et chaque bloc par site. Les périodes retenues sont celles où les indices sont inférieurs ou égaux à $-3,00$ pour des périodes de 6 mois ou plus. Elles sont représentées en noir sur la [Figure 6](#).

Ces périodes ont parfois dû être réunies en un événement plus long. En effet, l'utilisation des indices de Lloret (2011) et de Schwarz (2020) dans la partie d'analyse de la réponse au stress hydrique implique des moyennes de référence sur trois ans encadrant l'épisode de sécheresse. Elles apparaissent en bleu sur la [Figure 6](#).

La partie « Matériel » de la page 15 apporte plus d'informations quant aux prélèvements réalisés sur les sites et provenances cités dans le [Tableau 3](#).

Résultats


Le [Tableau 3](#) reprend les années de sécheresse sélectionnées. La signification des codes utilisés pour les sites et les provenances figure en [Annexe 1](#).

Les périodes de sécheresse par site durent d'un à quatre ans. Des différences entre blocs d'un même site existent également, comme entre CAIR_PBR2 et CAIR_PIIHA, ou entre CHAR_PBR3 et CHAR_PIIHA. Cela s'explique par la prise en compte de la RUM, puisque les données climatiques d'entrée sont identiques.

Toutes les périodes identifiées se situent dans la période récente. La [Figure 6](#) indique que, dans certains cas comme à Oléron, Caireval ou Charleval, des périodes antérieures peuvent être sélectionnées entre 2001 et 2005. Les périodes couvertes par les séries de cernes de croissance ont poussé à ne pas conserver ces années, pour garder un échantillonnage représentatif dans l'analyse.

Discussion

La distinction par bloc effectuée lors de l'identification des périodes de sécheresse peut être discutée. En effet, certains blocs ont des périodes plus courtes que leurs voisins, ce qui traduit une discontinuité dans le régime de sécheresse subi. Or, ce régime est estimé d'après un indice relatif, dont l'utilisation est plus pertinente à l'échelle régionale qu'à l'échelle locale. Par



ailleurs, l'estimation de la RUM – probablement sous-estimée dans beaucoup de cas en raison de la contrainte de prospection – introduit un biais dans les différences entre blocs.

Les années les plus représentées par des indices scPDSI sévères à extrêmes sont proches de la période récente, c'est-à-dire autour de 2016-2019 (Figure 6). Cette surreprésentation traduit d'une part une augmentation de l'intensité des sécheresses sur la dernière décennie par rapport aux normales de la période 1970-2023.

D'autre part, elle met en lumière l'enjeu de la caractérisation des sécheresses dans un climat changeant. En effet, en raison de la standardisation des données, les valeurs représentent des écarts à la moyenne de la période de calibration. Des valeurs négatives ne traduisent donc pas un stress réel (Zang *et al.*, 2020). En ce sens, dans un contexte d'augmentation de la température moyenne globale et de baisse des précipitations estivales, il est cohérent que les années les plus récentes soient surreprésentées dans le calcul du scPDSI.

Cette problématique soulève la question des biais introduits lorsque la période de calibration est fixée, qui peuvent être conséquents si la période est mal définie (Mukherjee & Mishra, 2018). Dans cette étude, la période de référence est identique à la période étudiée pour éviter tout biais. Néanmoins, il pourrait être pertinent de scinder l'analyse en deux périodes distinctes, c'est-à-dire 1970-1990 puis 1990-2023. Cette solution est difficilement applicable au sens où les indices n'indiqueraient pas les mêmes intensités de sécheresses, ce qui renvoie à la limite de la comparaison temporelle des indices soulignée par Zang *et al.* (2020).

Une surreprésentation des années les plus récentes entraîne une contrainte pour l'utilisation des indices de Lloret (2011) et de Schwarz (2020). En effet, ces indices mesurent l'impact des sécheresses sur une variable de production (largeur de cernes ou surface terrière), à la fois en termes de perte de production lorsque survient l'événement (résistance) et en termes de retour à la normale (résilience). Il est ainsi nécessaire de moyenniser ces valeurs sur au moins trois ans avant et après l'épisode étudié (Gazol *et al.*, 2017 ; Schwarz *et al.*, 2020). Or, pour le site de Parlatges (PAR1 et PAR2, Figure 6), ces années correspondent de nouveau à des épisodes de sécheresse sévères à extrêmes par rapport aux normales du site. L'estimation d'un retour à la normale est donc compromise.

Utiliser le scPDSI permet de prendre en compte la RUM, et d'estimer plus précisément la sécheresse qu'en se basant sur la seule formule $P - ETP$ (pris annuellement). Stephenson & Das (2011) suggèrent cependant qu'il est préférable de se baser sur la différence entre ETP et évapotranspiration réelle pour prendre en compte le stress réellement subi par la végétation. Cette formule n'a pas été utilisée dans la détermination des années de sécheresse. En effet, les variables climatiques sont ici mensuelles, contrairement aux variables annuelles, pour lesquelles Stephenson & Das émettent des réserves, au sens où davantage de précipitations sur l'année, selon leur répartition, ne traduisent pas nécessairement moins de sécheresses. Néanmoins, une comparaison avec la méthode utilisée ici permettrait peut-être d'identifier davantage de périodes, que la calibration invisibilise en raison de l'influence des conditions récentes.

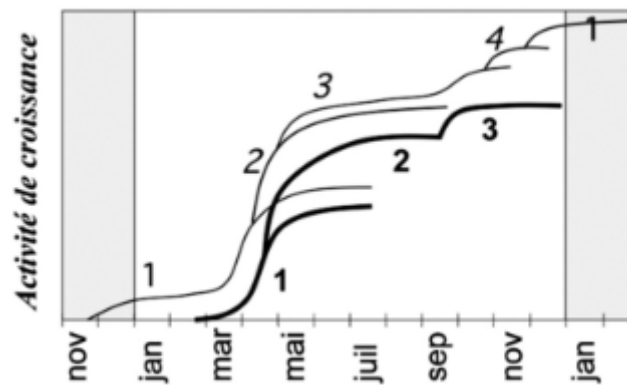


Figure 7. D'après Vennetier *et al.* (2011). Cycles de croissance annuels de *Pinus halepensis*. En gras, développement classique : bicyclisme de printemps et troisième cycle en automne. En trait fin, développement observé en 2009 et 2010, où les hivers et les automnes étaient particulièrement chauds. Les numéros de cycles de croissance sont indiqués par les chiffres.

DATATION DES CERNES DE CROISSANCE

2.1. Datation des cernes : état de l'art et réflexion préliminaire

Phénologie de *Pinus brutia* Ten. et *Pinus halepensis* Mill.

Saison de végétation

Avant toute tentative de datation, une meilleure connaissance de l'espèce et de sa phénologie est nécessaire. Un des critères fondamentaux est l'étendue de la saison de végétation. Elle permet d'anticiper l'analyse de la réponse à la sécheresse, dont on peut attendre qu'elle soit différente si la saison de végétation est restreinte ou si elle court sur une majeure partie de l'année.

Une des limites rencontrées dans la détermination de la phénologie de *Pinus brutia* en France est géographique. L'hétérochronie, soit l'adaptation de la durée et de la vitesse de croissance des individus par rapport à leurs ancêtres, peut en effet être un levier d'adaptation du genre *Pinus* (Climent *et al.*, 2011). Par ailleurs, les stratégies d'adaptation et de survie aux sécheresses des espèces du genre *Pinus* impliquent des modifications de taux de croissance, en particulier en termes de surface foliaire spécifique – *specific leaf area, SLA* – (Galmés *et al.*, 2005).

Ainsi, les connaissances acquises pour *Pinus brutia* dans les pays de l'Est méditerranéen ne sont probablement pas applicables en France.

Les caractères morphologiques et physiologiques de *Pinus brutia* et *Pinus halepensis* sont relativement proches en raison de leur proximité génétique (Houminer *et al.*, 2022). Faute de données sur *Pinus brutia* en France, l'hypothèse a été faite que leur saison de végétation et leur dynamique de croissance pour une même zone géographique étaient proches.

D'après les données antérieures à 2011, la croissance annuelle de *Pinus halepensis* est polycyclique. Le premier cycle commence en février-mars et le troisième cycle – en cas de printemps arrosés – apparaît à l'automne et se termine en décembre (Figure 7 ; Vennetier *et al.*, 2011).

Or, la fin du XX^e siècle est marquée par un allongement de la saison de végétation des ligneux tempérés européens et nord-américains (Morin & Chuine, 2007). Ainsi, le premier cycle de croissance annuel a été observé dès l'année précédente en 2009 et 2010, entre fin novembre et mi-décembre (Figure 7 ; Vennetier *et al.*, 2011). Vennetier *et al.* (2011) rapportent également des cas de quadricyclisme tardif, rendant la croissance continue d'une année sur l'autre. Ainsi, il est plus prudent d'estimer que la saison de végétation actuelle de *Pinus halepensis* s'étend sur une année civile, ou presque.

Croissance radiale et densité

La méthode de datation des cernes mobilise par ailleurs des connaissances en croissance radiale, notamment pour ce qui concerne les densités de bois initial et final, ainsi que leurs proportions respectives. La croissance radiale est influencée par l'environnement – climat, station, densité du peuplement –, tandis que les caractéristiques de densité sont moins variables car moins influencées par des variables environnementales (Guller *et al.*, 2012). Ainsi, les données relatives à la densité issues d'études étrangères ont été conservées, tandis que les données de croissance radiale n'ont pas été considérées comme propres à l'essence.

Guller *et al.* (2012) montrent d'une part que la densité moyenne du cerne et la densité du bois initial sont relativement constantes, respectivement autour de 500 kg/m³ et de 400 kg/m³. Selon les deux sites étudiés, la densité de bois final oscille entre 550 kg/m³ et 630 kg/m³, et entre 550 kg/m³ et 670 kg/m³. Il existe donc une différence significative de densité entre bois initial et bois final, bien que les valeurs brutes ne soient pas nécessairement un bon moyen de dater les cernes.

La proportion de bois final, quant à elle, varie entre 42% et 52%, donnée qui peut être utilisée dans la partie suivante, lors de la datation des cernes.

Méthode d'interdatation des cernes

Principes de la datation

La datation part du principe que l'année de formation du dernier cerne est connue – il s'agit de la dernière saison de végétation. Chaque cerne est ensuite daté en remontant vers la moelle (Lebourgeois & Mérian, 2012), chaque année étant distinguée visuellement par l'alternance de densité entre bois initial et bois final, qui donne une teinte plus foncée au bois final. Néanmoins, une série de cernes de croissance ne correspond pas toujours à un cerne par an car deux singularités compliquent la datation. D'une part, des conditions significativement stressantes, comme les sécheresses, peuvent altérer la transition du bois initial au bois final. Il en résulte soit la formation de deux cernes (« faux cerne » ou « double cerne »), soit l'absence partielle ou complète d'un cerne pour une saison de végétation donnée (« cerne manquant ») (Fritts, 1976 ; De Luis *et al.*, 2007 ; Lebourgeois & Mérian, 2012).

Afin d'attribuer à chaque cerne son année effective de formation, une des techniques d'interdatation repose sur le principe qu'il existe des années aux périodes de croissance remarquables, les « années caractéristiques ». Les années caractéristiques peuvent correspondre à des conditions particulièrement favorables à la croissance, ou à l'inverse à des conditions très contraignantes qui impliquent une croissance limitée. Chaque série individuelle est comparée à une référence supposée sans erreur et les années sont corrigées selon leur synchronicité avec les années caractéristiques (Lebourgeois & Mérian, 2012).

Tableau 4. Coordonnées des sites échantillonnés et détail des années d'installation et des provenances par site. *NC* = Non Connue. '-' = idem que la case supérieure.

Site	Provenance	Année d'installation	Coordonnée x (Lambert 93)	Coordonnée y (Lambert 93)	Altitude
CAIN	ALEX	1994	1 026 515,429	6 318 428,845	645
CAIN	ANAM	-	-	-	660
CAIN	POSK	-	-	-	635
CAIN	ULUC	-	-	-	650
CAIN	BUCA	-	-	-	700
PRIE	ALEX	1995	931 225,669	6 330 164,921	680
PRIE	ANAM	-	-	-	-
PRIE	MARM	-	-	-	710
PRIE	SILI	-	-	-	660
PRIE	ULUC	-	-	-	680
OLER	CHYP	1990	371 461,509	6 550 806,458	5
OLER	PIHA	-	-	-	-
PAR1	ANAM	1995	733 133,721	6 296 824,929	580
PAR1	BUCA	-	-	-	-
PAR1	POSK	-	-	-	-
PAR2	ALEX	-	-	-	560
PAR2	ANAM	-	-	-	-
PAR2	SILI	-	-	-	-
MORB	SILI	1995	715 768,136	6 287 723,522	580
NIME	SILI	1993	802 557,655	6 311 224,052	150
NIME	PIHA	-	-	-	-
JABR	KAR1 & KAR2	1992	932 411,445	6 341 781,442	375
CAIR	PBR1 & PBR2 & PIHA	<i>NC</i>	886 160,67	6 290 415,94	-
CHAR	PBR1 & PBR2 & PBR3 & PIHA	<i>NC</i>	881 112,89	6 291 805,97	265

Calcul des années caractéristiques

La « méthode de Becker » décrite par Lebourgeois et Mérian (2012) permet de calculer les années caractéristiques en prenant en compte les largeurs de cernes brutes, exprimées en millimètres. Les arbres partageant un même régime climatique sont regroupés, puis il est calculé, « pour chaque arbre T_{ij} (arbre i , placette j) et chaque année k , l'écart relatif (ER_{ijk}) entre la largeur de cerne de l'année k (LC_{ijk}) et celle de l'année $k-1$ ($LC_{ij(k-1)}$) » :

$$ER_{ijk} = \frac{LC_{ijk} - LC_{ij(k-1)}}{LC_{ij(k-1)}}$$

L'année k est dite caractéristique si au moins 70% des individus échantillonnés ont un écart relatif de signe constant (positif en cas de croissance importante, négatif sinon) et une valeur absolue d'écart relatif supérieur à 10%.

Cette méthode implique ensuite la construction d'une courbe de référence provisoire à partir de la moyenne des largeurs de cernes par année k , pour les chronologies brutes sélectionnées sur un même site. Tous les profils sont comparés à cette courbe de référence et les décalages éventuels sont corrigés. Les années caractéristiques et la courbe de référence sont mises à jour régulièrement quand des modifications sont effectuées.

2.2. Application

Démarche

Matériel

Les sites échantillonnés sont pour la plupart des dispositifs expérimentaux installés par l'Office National des Forêts dans les années 1990 à 1995 (Tableau 4). Deux « peuplements atypiques », des peuplements identifiés par les équipes de gestion, complètent les sites échantillonnés. Des peuplements de *Pinus brutia* sont présents sur tous les sites, tandis que des peuplements de *Pinus halepensis* ont également été échantillonnés sur la Forêt Domaniale de Saumonards (OLER), sur la Forêt communale de Nîmes (NIME) et sur les deux peuplements atypiques (CAIR et CHAR). Tous les peuplements sont des plantations. En-dehors des peuplements atypiques où les données sont manquantes, les dispositifs ont été plantés en 3 mètres par 3 mètres, hormis MORB qui est planté en 3 mètres par 4,5 mètres.

Sur chaque site et pour chaque bloc, les 30 ou 50 individus convenant au prélèvement de carottes (circonférence > 200 mm) ont été échantillonnés. Ainsi, le jeu de données n'est pas biaisé par un échantillonnage ne concernant que les dominants, même s'il n'est par définition représentatif que des survivants et des arbres suffisamment gros pour être carottés. Les blocs où 30 individus ont été échantillonnés correspondent aux provenances pour lesquelles les rapports d'installation indiquaient une mauvaise résistance à la sécheresse *a priori*, et 50 individus ont été prélevés pour les provenances jugées plus résistantes par ces rapports.

Tableau 5. Écart relatif et pourcentage d'individus concernés par la variation entre la largeur de cernes de l'année k et celle de l'année $k-1$. Ces paramètres permettent l'estimation des années caractéristiques.

Site	Écart relatif (%)	Individus concernés (%)
CAIN	10	60
JABR	10	75
MORB	10	75
OLER	10	70
PAR1-ANAM	10	60
PAR1-BUCA	10	55
PAR1-POSK	10	60
PAR2-ALEX	10	60
PAR2-ANAM	10	55
PAR2-SILI	10	60
PRIE	10	60

Pointer years

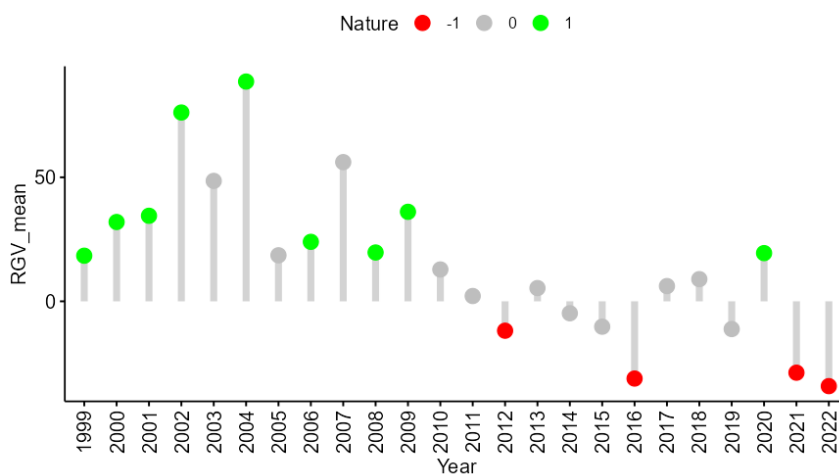



Figure 8. Années caractéristiques calculées pour le site PRIE. Les paramètres sont fixés à 10% de variation pour 60% au moins des individus. Les variations positives sont indiquées en vert, les négatives en rouge.

Tableau 6. Réserves utiles des différents blocs sur les deux sites de Parlatges. Les blocs sont identifiés par les provenances qu'ils permettent de tester.

Site	Provenance	Réserve utile maximum estimée (mm)
Parlatges A	Anamur	64.1
Parlatges A	Bucak-Meli	12.5
Parlatges A	Pos-Karsanti	13.3
Parlatges B	Alexandropolis	49.9
Parlatges B	Anamur	15
Parlatges B	Silifke	33.3



1199 carottes ont été prélevées à la tarière de Pressler sur 9 provenances de *Pinus brutia*. Les provenances des peuplements atypiques ne sont pas connues, et celle de *Pinus halepensis* n'est pas aujourd'hui référencée mais correspond à la seconde région de provenance pour la France (France, RP 02). L'ensemble des sites se trouve sur substrat calcaire, sauf OLER qui se trouve sur sables sédimentaires et substrat calcaire. Tous ont des pH basiques, voisins de 8.

Méthode

Les carottes ont été séchées en étuve puis sciées à l'aide d'une scie à lames jumelles pour obtenir des planchettes. Les planchettes ont été radiographiées et la datation des cernes s'effectue à l'aide du logiciel WinDENDRO ([Regent Instrument INC](#)), à l'aide de scans des radiographies et des fonctions du logiciel. Cette opération est réalisée par la plateforme Phénobois de l'INRAE Pierroton. Une analyse visuelle sous R ([R Development Core Team](#)) complète la première identification en permettant l'interdatation et le recalage des années. Les packages `dplR` ([Bunn et al., 2024](#)) et `MicrodensiteR` – un package interne développé par Philippe Rozenberg, Thibaud Chauvin et Valentin Bouttier – ont servi à l'interdatation.

Les années caractéristiques sont d'abord calculées selon la méthode de Becker. Elles permettent de visualiser les individus pour lesquels la datation est douteuse. Les profils densitométriques, qui présentent les densités pour chaque micron et permettent de visualiser la densité en ordonnée et les largeurs en abscisse, permettent une analyse plus fine et l'ajout de cernes manquants, ou la suppression de double-cernes le cas échéant. L'intercorrélacion entre les séries permet enfin d'estimer leur synchronicité ou ressemblance. Elle est donnée par la fonction `rwl.report` du package `dplR` ([Bunn et al., 2024](#)).

Les réserves utiles affichées ont été calculées avec l'application For-Eval ([INRAE-ONF, 2024](#)) sur la base de fosses creusées jusqu'à un mètre ou jusqu'à un blocage de la prospection lors de la réalisation de la fosse, souvent en raison d'une pierrosité trop importante.

Résultats

Les années caractéristiques ont d'abord été calculées pour chaque site échantillonné en visant un écart relatif de 10% pour au moins 70% des individus. Cela n'a pas toujours été possible ; les paramètres fixés varient donc entre 10% pour au moins 55% des individus et 10% pour au moins 75% des individus ([Tableau 5 ; Figure 8](#)).

Pour les deux sites de Parlatges, les paramètres ont été estimés en prenant les différents blocs – carrés expérimentaux – séparément. Ce choix a été justifié par des réserves utiles différentes qui pourraient impliquer une modulation de la réponse en termes de croissance, même si certaines sont très certainement sous-estimées ([Tableau 6](#)).

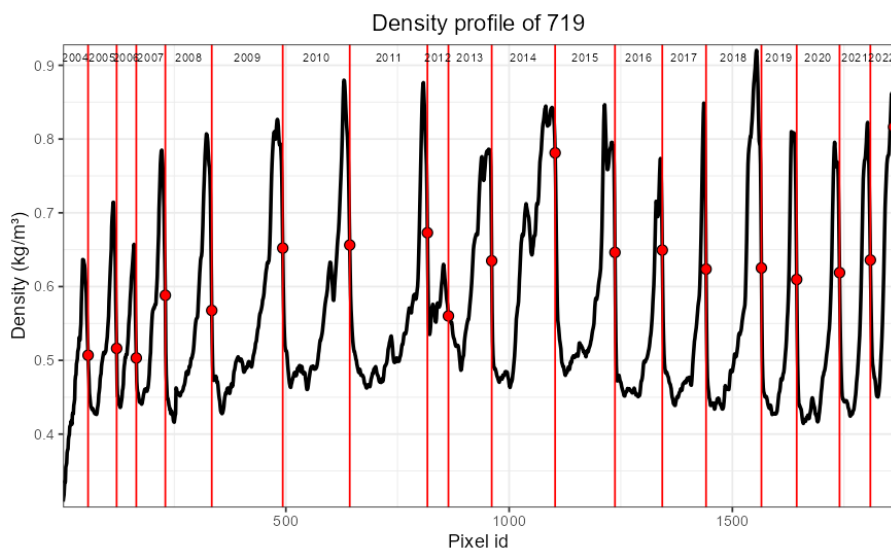


Figure 9. Profil densitométrique de l'individu n°719 (PRIE-MARM). Le cerne de 2012 a été ajouté afin d'ajuster la série aux années caractéristiques. La variation en 2014 peut correspondre à un faux-cerne.

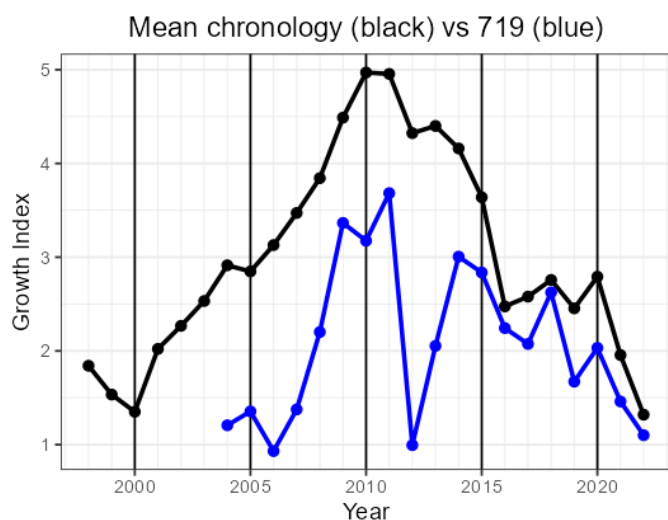


Figure 10. Comparaison de la série 719 (bleu) à la moyenne (noir) des séries du site PRIE (hormis la 719). L'ajout d'un cerne en 2012 permet de retrouver la baisse de croissance observée sur la moyenne.

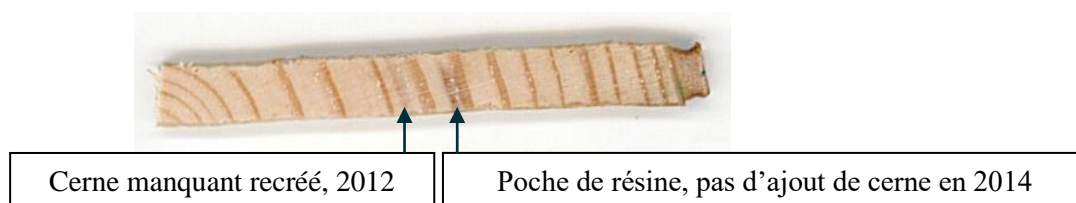



Figure 11. Scan de la planchette PRIE-MARM-27, correspondant au profil 719. L'analyse des années caractéristiques et la comparaison de la série à la série moyenne du site permet de déceler les cerne manquants et les singularités qui ne le requièrent pas.

Tableau 7. Répartition des individus analysés selon les Sites et Provenances.

	CAIN	MORB	PAR1	PAR2	PRIE
ALEX	33			47	41
ANAM	50		46	45	37
BUCA	48		28		
MARM					40
POSK	30		46		
SILI		49		44	28
ULUC	27				30



L'utilisation des profils densitométriques a permis de recalibrer plus finement certaines années, soit en les ajoutant, soit en les supprimant (Figure 9).

Sur l'Annexe 2, le placement d'un cerne en 2012 décale la série 719 vers la gauche à partir de l'année modifiée (la partie plus récente reste inchangée), ce qui permet de corriger le décalage entre les années caractéristiques et la série 719. La comparaison de la série à la moyenne montre en effet une plus grande adéquation avec 2012 (Figure 10). Ce décalage introduit une incohérence en 2006 (Annexe 2, B). Aucune correction ne peut être apportée dans ce cas et le plus probable est que cette incohérence provienne d'une autre perturbation que le climat. Une autre possibilité est une absence partielle du cerne sur ce rayon en particulier.

L'absence d'année caractéristique en 2014 permet de déduire que la variation observée sur la Figure 9 en 2014 représente un faux-cerne (Figure 11).

Discussion

Les 10% de variations pour au moins 70% des individus n'ont pas toujours permis de calculer suffisamment d'années caractéristiques. En effet, les séries sont relativement courtes (Tableau 8 page 22) et tous les individus ne permettent pas de couvrir la série la plus longue (Annexe 3). De plus, les arbres dominés ont été carottés pour estimer une réponse du peuplement dans son ensemble. Les arbres dominés réagissent davantage à la compétition qu'aux variations climatiques, ce qui désynchronise le signal pour une partie des individus.

La division du site de Parlatges en blocs pour déterminer les années caractéristiques permet certes d'augmenter le nombre d'individus concernés par les 10% de variation, mais réduit la population à partir de laquelle elles sont calculées.

Pour pallier les absences partielles – cernes présents sur une partie du disque mais absents sur un rayon en particulier –, il serait préférable de prélever deux carottes par individu. Cela n'a pas été fait pour des raisons de temps sur le terrain et de coûts de traitement des carottes.

La période de carottage, contrainte par le calendrier d'alternance, a dû être réalisée au début ou à la fin de la saison de végétation selon les sites, et non en hiver où la croissance est ralentie de manière conséquente. Ainsi, la datation du dernier cerne n'est pas toujours la même, selon que la croissance ait débuté ou qu'elle ne soit pas achevée, comme l'attestent les décalages des figures en Annexe 3. Outre la datation, les différences de largeurs peuvent influencer le calcul des indices dans la phase d'analyse. Faute de mieux, les séries sont conservées mais ce biais doit être rappelé.

Enfin, l'interdatation a nécessité trois semaines de travail. Afin de garder du temps pour l'analyse, elle n'a pas pu être réalisée sur l'ensemble des carottes, ce qui pousse cette étude à se concentrer sur un sous-ensemble plus restreint du jeu de données initial (Tableau 7).

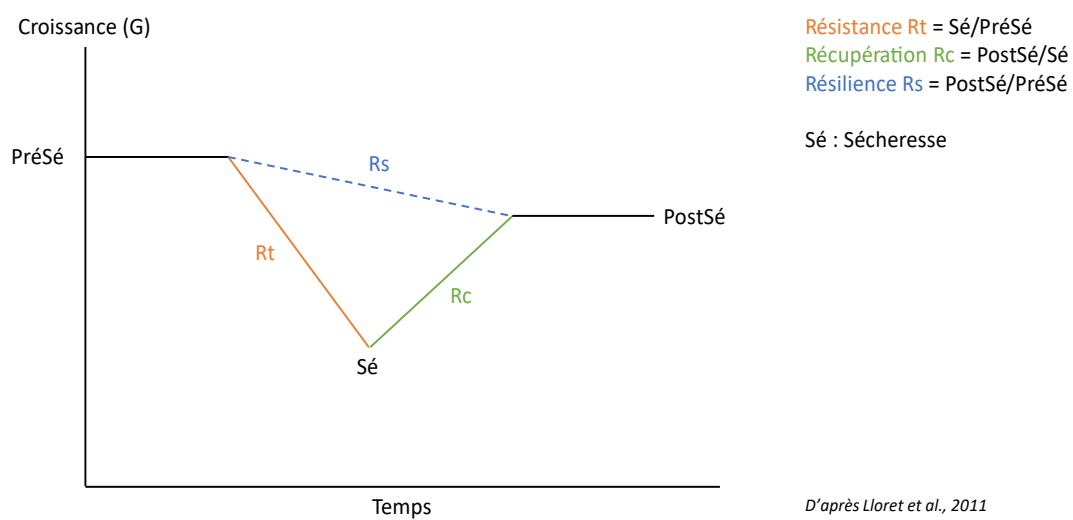


Figure 12. Représentation des indices de Lloret *et al.* (2011). La ligne continue représente la variation de croissance en surface terrière au cours du temps. Cette variable peut correspondre à toute variable permettant d'estimer la croissance. La période de sécheresse (Sé) est différenciée de la période précédente (PréSé) et de la période suivante (PostSé). Les indices de résistance (orange), récupération (vert) et résilience (bleu) sont représentés, ainsi que leur méthode de calcul.

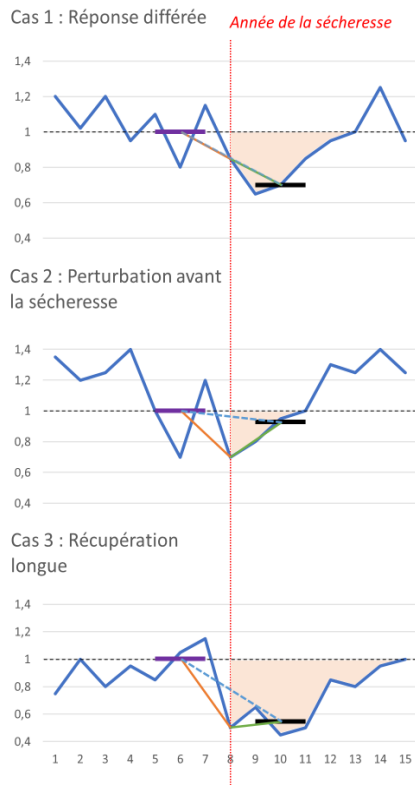
ANALYSE DENDROÉCOLOGIQUE DE LA REPONSE AU STRESS HYDRIQUE

3.1. Méthodes d'analyse dendroécologique : état de l'art et réflexion préliminaire

Les indices : Lloret (2011) et Schwarz (2020)

L'étude des cernes annuels de croissance permet d'évaluer plusieurs indices. Il est ainsi possible d'observer lors d'un épisode de sécheresse la résistance (*i.e.* l'inverse de la perte de croissance durant l'épisode), la récupération (*i.e.* l'augmentation de la croissance par rapport à la moyenne atteinte lors de l'épisode) et la résilience (*i.e.* la capacité de l'individu à retrouver son niveau de croissance préalable à l'épisode) (Lloret *et al.*, 2011 ; Figure 12). Lloret *et al.* (2011) suggèrent que se baser sur ces trois indices est plus pertinent pour comprendre les leviers de la résilience. Lors de l'évaluation de ces indices, il convient de noter que la réponse observée est une combinaison de facteurs extrinsèques, comme la compétition ou la mortalité des voisins, et de facteurs intrinsèques, comme la physiologie ou la génétique (Lloret *et al.*, 2011). Les études doivent donc d'abord déterminer celui qui est susceptible d'influencer le plus la réponse observée. En effet, si les facteurs intrinsèques dominent, la croissance des individus est davantage susceptible de revenir à l'état précédant le stress.

Par ailleurs, il existe un *trade-off* entre la résistance et la récupération. En effet, les arbres adoptent des stratégies différentes pour faire face aux sécheresses, de telle sorte que les espèces les moins résistantes ont un meilleur potentiel de récupération que celles qui résistent mieux (Hoffmann *et al.*, 2018 ; Schwarz *et al.*, 2020). De Soto *et al.* (2020) montrent de plus qu'il existe des stratégies différentes entre angiospermes et gymnospermes, en étudiant les liens entre la résilience (y compris la résistance et la résilience qui la composent) observée sur un événement et la survie de plus de 3 500 individus appartenant à 22 espèces lors d'un événement futur. Bien que les valeurs de résilience soient semblables pour les deux, les angiospermes ayant survécu à l'événement récent montrent par le passé une résistance accrue ainsi qu'une récupération semblable aux individus morts récemment. Les gymnospermes ayant survécu témoignent quant à eux d'une résistance et d'une récupération plus importantes. Les auteurs renvoient à Adams *et al.* (2017), qui montrent que la mortalité due à la sécheresse chez les angiospermes est en général explicable par des défaillances dans l'alimentation en eau, tandis que les réserves de carbone dont disposent les gymnospermes expliquent également leur plus ou moins bonne récupération, et jouent sur la mortalité.



Indices de Lloret

Résilience	Récupération	Résistance
0,73	0,86	0,85

Indices de Schwarz

Perte totale de croissance	Période de récupération	Perte moyenne de croissance	Taux de récupération moyen
1	5	0,2	20%

Indices de Lloret

Résilience	Récupération	Résistance
0,92	1,31	0,7

Indices de Schwarz

Perte totale de croissance	Période de récupération	Perte moyenne de croissance	Taux de récupération moyen
0,55	3	0,18	33,3%

Indices de Lloret

Résilience	Récupération	Résistance
0,53	1,06	0,5

Indices de Schwarz

Perte totale de croissance	Période de récupération	Perte moyenne de croissance	Taux de récupération moyen
2,3	7	0,33	14%

D'après Schwarz et al., 2020

Figure 13. Représentation des indices de Schwarz et al. (2020). La ligne bleue représente la variable de croissance (ici standardisée autour de 1 mais dont les valeurs peuvent être brutes si la série temporelle est suffisamment longue). La sécheresse est représentée par la ligne rouge verticale ; les indices de résilience, récupération et résistance par les segments orange, vert et bleu respectivement ; la période pré-sécheresse (3 ans avant l'événement) par le trait horizontal violet ; la période post-sécheresse (3 ans après l'événement) par le trait horizontal noir ; et la période de récupération par la surface colorée en orange (temps nécessaire au retour à la normale). Les valeurs des indices sont reportées dans les tableaux à droite.

Il faut prendre en compte, outre la variabilité entre espèces, une grande variabilité entre individus (Hoffmann *et al.*, 2018) qui complique l'effort de généralisation.

Toutes les situations ne sont cependant pas semblables au cas présenté par Lloret *et al.* (2011) et illustré par la Figure 12. Schwarz *et al.* (2020) distinguent ainsi trois cas où l'application de ces indices est inadaptée : celui d'une réponse différée de l'espèce à l'événement de sécheresse, celui où une perturbation intervient avant l'épisode de sécheresse observé, et celui où la récupération après le stress est longue (Figure 13).


De premières tentatives pour contourner ces problèmes ont proposé comme alternatives les indicateurs de période de récupération et de perte totale de croissance (Thurm *et al.*, 2016). Ils correspondent respectivement au temps nécessaire pour retrouver un niveau de croissance antérieur à l'événement, et à la somme des pertes de croissance tout au long de la période de récupération. Schwarz *et al.* (2020) ajoutent la perte moyenne de croissance, qui se réfère au ratio de la perte totale de croissance divisée par la longueur de la période de récupération, ainsi que le taux de récupération moyen, qui correspond à la magnitude de la perte de croissance pendant l'année de sécheresse ($1 - \text{Résistance}$) divisée par la période de récupération et exprimée en pourcentage de la perte de croissance pendant l'année de sécheresse.

Dans le cas d'une réponse différée ou d'une récupération longue, les indices de Schwarz permettent de ne pas sous-estimer la réponse de l'individu à l'événement. La Figure 13 montre en effet que l'indice de résilience est sous-estimé si la période post-sécheresse est fixée sur trois ans après l'événement mais que la réponse survient dans les cinq à sept ans après cet événement. Par ailleurs, les indices de Lloret indiquent un indice de récupération dans le premier cas inférieur à celui du troisième cas ($0.86 < 1.06$). Pourtant, la période de récupération du troisième cas étant plus longue, le taux de récupération moyen est plus important que dans le premier cas ($20\% > 14\%$). De même, la résistance dans le premier cas est plus élevée que dans le second ($0.85 > 0.7$), mais la période de récupération étant plus longue, la perte totale de croissance est plus importante ($1 > 0.55$).

Standardisation des données de croissance

Un profil densitométrique est composé à la fois de « signal » et de « bruit », distingués selon leur pertinence dans l'étude du caractère d'intérêt. Ces concepts s'appliquent à un contexte défini, toute influence sur la croissance l'arbre pouvant être interprétée comme un signal (Cook, 1987). Cook (1987) définit une série de cernes annuels comme la somme des influences sur la croissance :

$$R_t = A_t + C_t + \delta D1_t + \delta D2_t + E_t,$$




où R_t est la série de largeurs de cernes observée au temps t , A_t l'influence de l'âge sur la largeur de cerne, C_t le signal environnemental lié au climat, $D1_t$ l'influence des perturbations locales endogènes, $\delta D2_t$ l'influence des perturbations exogènes à l'échelle du peuplement ($\delta = \{1; 0\}$ selon leur présence ou non), et E_t la variabilité interannuelle non expliquée et non liée aux autres signaux. Les variables servant à suivre la croissance (surface terrière ou largeur de cerne) sont donc soumises à l'effet de l'âge cambial A_t , c'est-à-dire à l'influence de l'âge sur l'accroissement annuel, d'abord important puis suivi d'une décroissance de la largeur du cerne avec le vieillissement de l'arbre (Cook, 1987 ; Bontemps & Esper, 2011).

La standardisation vise ainsi deux objectifs : i) uniformiser les séries de largeurs de cernes afin de s'affranchir des différences de croissance liées à des âges différents qui impacteraient la courbe moyenne des séries de largeurs de cernes (Fritts, 1976 ; Lebourgeois & Mérian, 2012) ; ii) éliminer les signaux indésirables, désignés plus haut comme du « bruit », notamment les variations de croissances dues à l'âge.

Trois méthodes principales de standardisation peuvent être citées : i) l'approche déterministe selon laquelle chaque série de largeurs de cernes est standardisée avec son propre modèle de croissance ; ii) l'approche déterministe par approche biologique, ou standardisation par courbe âge régionale, selon laquelle toutes les séries de largeurs de cernes sont alignées selon leur âge biologique pour déterminer une courbe de croissance ; iii) l'approche stochastique, le plus souvent utilisant une spline cubique de lissage, adaptée aux peuplements à couvert fermé et influencés par la compétition (Klesse, 2021). Bien que Klesse semble se situer dans le cas d'une étude dendroécologique utilisant les corrélations entre variable de croissance et données climatiques, nous estimons ici que ses commentaires sur les effets de la standardisation sont valables plus largement.

Une spline de lissage permet d'approcher empiriquement une fonction dont les valeurs sont perturbées par des aléas, en particulier pour des grandeurs évoluant dans le temps. Elle est appliquée indépendamment à chaque série de largeurs de cernes. Cook (1985) défend qu'une bonne rigidité du lissage est obtenue avec un nombre de nœuds égal à deux tiers (ou trois quarts) des points de la série, et pour un paramètre de lissage de 50% ($2/3S$).

Le principal risque de l'utilisation de splines est l'introduction d'un biais temporel dans la chronologie moyenne, ce qui ne serait pas le cas si la rigidité était la même pour tous les échantillons. Ce biais temporel est d'autant plus important que l'ensemble des échantillons surreprésente les plus jeunes individus. Néanmoins, si la longueur de la série est très restreinte (moins de cinquante ans), le biais temporel introduit par la spline est « définitivement négligeable » (Klesse, 2021). En se basant sur sa revue bibliographique, Klesse (2021) conseille que le package *dplR* (Bunn *et al.*, 2024) soit paramétré pour un lissage de 50% sur environ tous les 30 ans ou moins.



Les splines âge-dépendantes (SAD) mêlent l'approche par courbe âge régionale et l'approche stochastique par spline de lissage. Elles sont flexibles sur les premières années pour lisser l'effet de l'âge cambial, puis deviennent plus rigides pour être moins sensibles aux variations locales des années les plus avancées (Melvin *et al.*, 2007).

3.2. Application

Démarche

Notation de l'état sanitaire et de la forme

L'état sanitaire et la forme sont notés sur le terrain lors de l'échantillonnage des carottes. La note d'état sanitaire est simplifiée et ne prend pas en compte les raisons de la notation : 1 = sain, 2 = non sain, 9 = mort. La note de forme est également simplifiée et ne prend pas en compte les défauts : 1 = très bonne conformation, 2 = conformation moyenne avec de légers défauts (branchaison à faible diamètre, léger défaut de rectitude), 3 = conformation moyenne avec gros défauts (insertion des branches aigue, branchaison à fort diamètre, défaut de rectitude), 4 = très mauvaise conformation (baïonnette, fourche, ramicorne, arbre penché, tordu ou noueux), -8 = non mesuré (trop petit ou mort). Une calibration entre opérateurs a été réalisée une première fois sur le terrain, puis au moins un de ces opérateur était présent pour les déplacements suivants.

Mesures dendrométriques

Des mesures de circonférence à 1,3 mètre (en mm) et de hauteur totale (cm) ont été réalisées pour tous les arbres carottés. Pour le calcul de l'indice de compétition, la circonférence de tous les arbres adjacents a été relevée, même s'ils n'ont pas été échantillonnés. La circonférence permet également d'étudier la fertilité locale pour une étude à l'échelle individuelle, non menée ici.

Estimation du bilan hydrique

Le bilan hydrique est obtenu selon le calcul du scPDSI exposé dans la partie « Définition des années de sécheresse ». Les valeurs du scPDSI sont obtenues pour chaque site. Elles sont moyennées d'une part par saison : DJF (décembre de l'année précédente, janvier, février), MAM (mars, avril, mai), JJA (juin, juillet, août), SON (septembre, octobre, novembre). D'autre part, elles sont moyennées sur les mêmes périodes que celles qui servent au calcul des indices (Pre pour la période précédant la sécheresse, Dr pour la période de sécheresse et Post pour la période qui suit le stress hydrique). Les moyennes annuelles des périodes sont également calculées.

Tableau 8. Périodes couvertes par les séries des profils densitométriques. Il s’agit du nombre d’années maximal, représenté par peu d’individus. Leur nombre augmente quand le début de la période est plus récent.

Site	Période maximale couverte	Longueur de la série (en années)
CAIN	1999-2023	25
JABR	1999-2023	25
MORB	2000-2023	24
OLER	1993-2023	31
PAR1	1999-2023	25
PAR2	1998-2023	26
PRIE	1998-2022	25

Tableau 9. Groupement des modalités (Sites et Provenances) pour la réalisation des tests statistiques.

N°	Sites	Provenances	Test réalisé
1	PRIE, PAR2, PAR1, MORB, CAIN	ULUC, SILI, POSK, MARM, BUCA, ANAM, ALEX	Analyse de l’effet du site et de la provenance. Comparaison des indices de Lloret et de Schwarz.
2	CAIN, PAR2, PRIE	ALEX, ANAM	Analyse des effets du site et de la provenance sur les indices de Lloret.

Standardisation des largeurs de cernes

Les largeurs de cernes ont été standardisées à l'aide de la fonction *detrend* du package *dplR* (Bunn *et al.*, 2024). Les courbes obtenues après standardisation par la méthode 2/3S ont été comparées celles obtenues par la méthode SAD afin de choisir la plus adaptée. Les séries sont courtes, de 24 à 31 ans selon les sites (Tableau 8), et la méthode 2/3S semble mieux s'appliquer pour ce jeu de données aux variations attendues au stade juvénile car elle est moins rigide, donc la méthode SAD n'a pas été retenue. La fenêtre temporelle pour le lissage est égale à la longueur de chaque série, selon le paramètre par défaut de la fonction.

Calcul des indices de Lloret et de Schwarz

Les indices de Lloret *et al.* (2011) ont été calculés à l'aide du logiciel R (R Development Core Team, 2024) pour évaluer la réponse à la sécheresse des individus carottés. Résistance (Rt), Résilience (Rs) et Récupération (Rc) servent donc à l'évaluation de la réponse. Les indices de Schwarz *et al.* (2020) sont calculés de la même manière : seuls ceux de durée de récupération (Reco) et de perte totale de croissance (Total_loss) sont retenus, les autres n'étant pas adaptés au présent jeu de données.

Calcul de l'indice de compétition de Hegyi

Un indice de compétition a été calculé selon la méthode utilisée par Veuillen *et al.* (2023), d'après la formule développée par Hegyi (1974) :

$$CI = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^{n(R)} \frac{C_j}{C_i} \frac{1}{D_{ij}}$$

où *CI* est l'indice de compétition, *C* est la circonférence à 1,3 m (en mm), *i* est l'arbre dont on mesure l'indice, *j* un arbre voisin compétiteur, *D_{ij}* la distance entre l'arbre dont on mesure l'indice et son voisin et *n(R)* le nombre de compétiteurs dans un rayon *R* (en m). Le rayon est fixé à 4,5, compte tenu de l'espacement des plantations (3 m x 3 m) et pour prendre en compte la distance diagonale qui permet de considérer les huit arbres encadrant la position de l'arbre *i* (*diag* = $\sqrt{3^2 + 3^2} \approx 4,24$, tronqué à 4,5 m). Plus *CI* est important, plus l'arbre est soumis à la compétition, avec $CI \in [0; +\infty]$.

Analyses descriptives et statistiques

Une analyse descriptive est d'abord réalisée pour présenter les données de l'ensemble, puis des analyses en composantes principales (ACP ou PCA) permettent de dégager des tendances.

Les tests ANOVA de type II permettent certes de comparer des dispositifs aux modalités inégales, mais des lacunes introduisent des biais d'interaction entre les variables (Landsheer *et al.*, 2015). Afin d'éviter les tests statistiques sur des dispositifs déséquilibrés (Tableau 7) et en raison de modalités lacunaires pour certains sites ou provenances, une analyse est d'abord

Provenances dont PreDr > Dr et PostDr > Dr

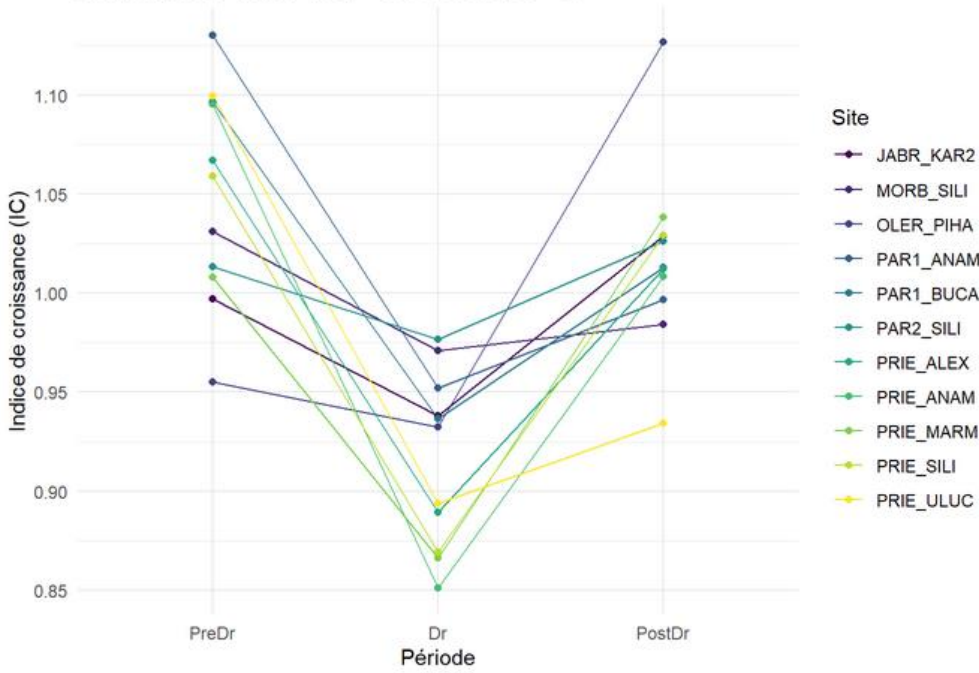


Figure 14. Graphique des largeurs de cernes standardisées moyennes pour la période de sécheresse (Dr) et celles qui la précède (PreDr) et la suit (PostDr). Cas où la valeur pendant l'épisode est plus faible que les deux autres.

Provenances dont PostDr < Dr

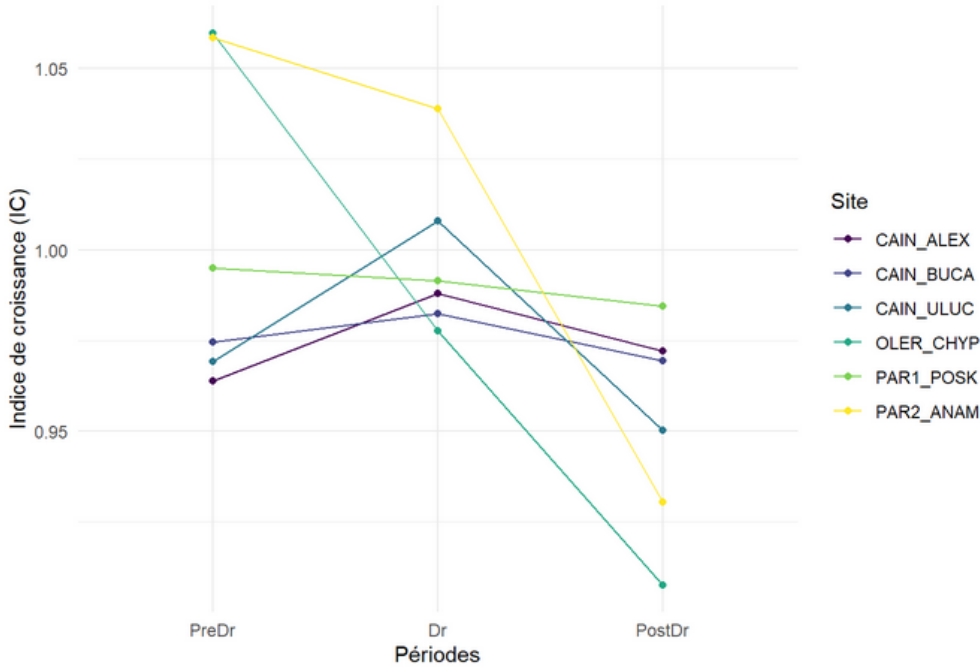


Figure 15. Graphique des largeurs de cernes standardisées moyennes pour la période de sécheresse (Dr) et celles qui la précède (PreDr) et la suit (PostDr). Cas où la valeur après l'épisode est plus faible que celle de l'épisode de sécheresse.

Provenances dont PostDr > PreDr

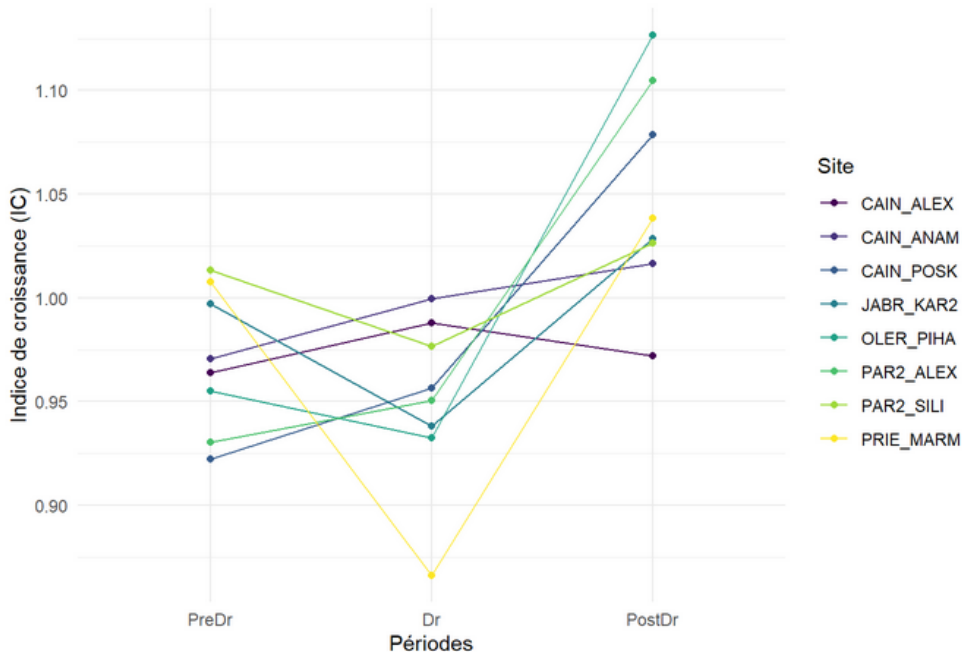


Figure 16. Graphique des largeurs de cernes standardisées moyennes pour la période de sécheresse (Dr) et celles qui la précède (PreDr) et la suit (PostDr). Cas où la valeur après l'épisode est supérieure à celle qui précède l'épisode de sécheresse.

réalisée sur les provenances et sites retenus dans le [Tableau 7](#) – les sites OLER et JABR ne sont pas considérés – puis des sous-groupes équilibrés sont créés afin d’éviter d’introduire des biais ([Tableau 9](#)).

Le premier groupe permet la comparaison de l’ensemble des provenances retenues pour l’analyse, en négligeant l’effet d’interaction en raison du caractère déséquilibré du plan. Les indices de Schwarz ne pouvant pas être appliqués à tous les individus, l’échantillon est plus faible ($n = 321$ pour le calcul des indices de Schwarz contre $n = 669$ pour celui des indices de Lloret). Le second permet d’étudier les effets des provenances ALEX et ANAM et des sites CAIN, PAR2 et PRIE sur les indices de Lloret. Le dispositif étant ici équilibré, les effets d’interaction peuvent être pris en compte.

Les modèles créés à partir de la fonction *lm* du package R *stats*. Les hypothèses d’homoscédasticité, d’indépendance des erreurs et de normalité des résidus sont vérifiées à l’aide des graphes de diagnostic fournis par R.

Un test ANOVA de type I est réalisé pour tester les effets des variables retenues dans les modèles, à l’aide de la fonction *anova* du package R *car* ([R Development Core Team, 2024](#)).

Résultats

Analyse descriptive des résultats globaux

La comparaison des indices de croissance (moyennes des largeurs de cernes standardisées, IC) aux différentes périodes considérées (avant la sécheresse, PreDr ; pendant, Dr ; et après, PostDr) indique d’une part que la réponse de la plupart des blocs de *Pinus brutia* aux événements sélectionnés est caractérisée par une perte de croissance pendant la sécheresse, suivie d’une récupération ([Figure 14](#)).

Dans d’autres cas, l’IC après l’événement est en moyenne plus faible que pendant l’événement. Deux cas se distinguent dans cette catégorie : les blocs pour lesquels les IC avant l’événement sont plus élevés (PAR2_ANAM, OLER_CHYP, PAR1_POSK), et ceux pour lesquels la valeur pendant l’événement de sécheresse est supérieure qu’initialement (CAIN_ALEX, CAIN_BUCA, CAIN_ULUC) ([Figure 15](#)).

Un troisième cas de figure se dégage : celui pour lequel l’IC est en moyenne plus élevé après l’événement qu’avant celui-ci. Deux dynamiques se distinguent à nouveau : celle où l’IC est plus important pendant l’épisode de sécheresse qu’avant (CAIN_ANAM, CAIN_ALEX, CAIN_POSK, PAR2_ALEX), et celle où cette valeur est inférieure (JABR_KAR2, OLER_PIIA, PAR2_SILI, PRIE_MARM) ([Figure 16](#)).

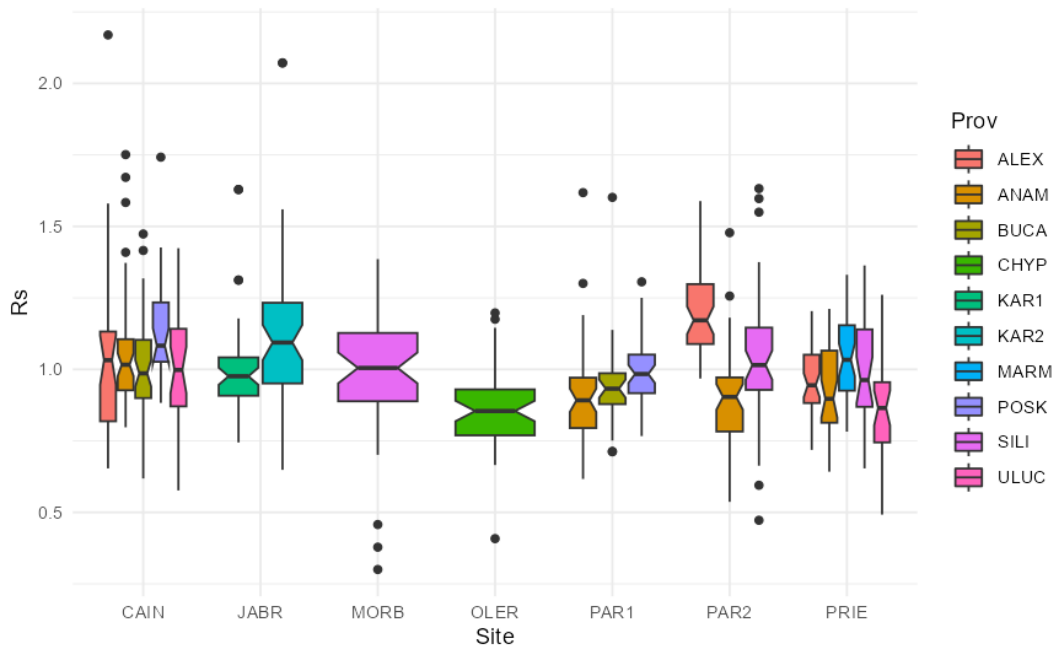


Figure 17. Boxplots des valeurs de résilience pour l'ensemble des sites et des provenances de *Pinus brutia*.

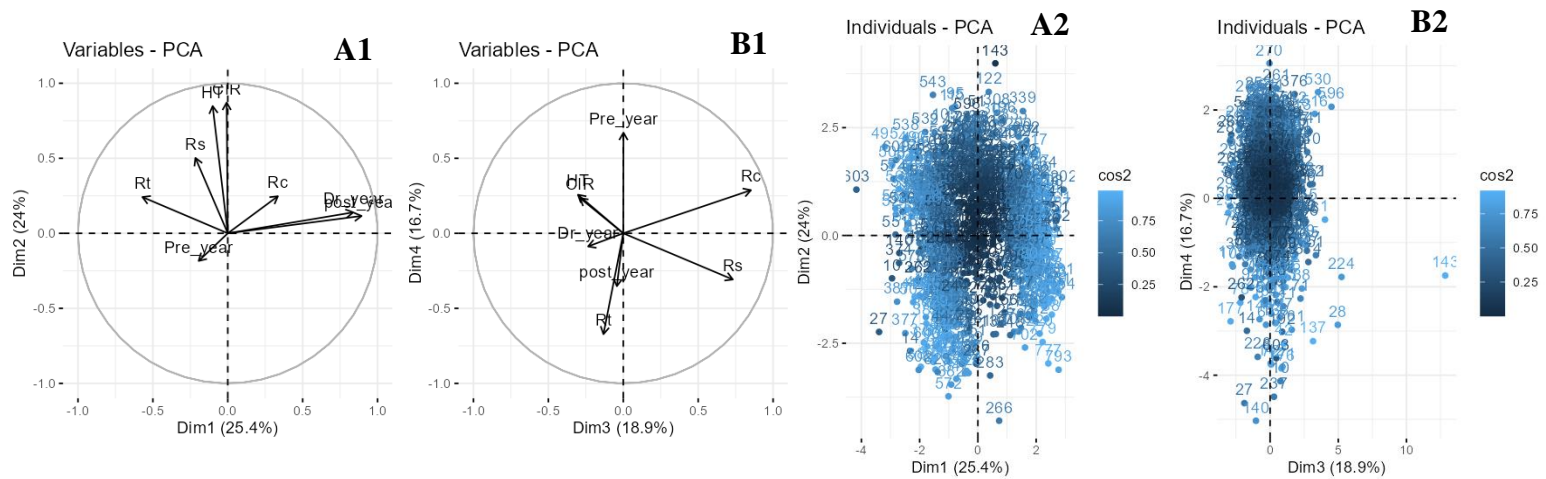


Figure 18. Analyse en composantes principales (PCA) du jeu de données composé des valeurs de scPDSI moyennées annuellement sur la période précédant la période de sécheresse (Pre_year), pendant l'événement (Dr_year) et après celui-ci (post_year), ainsi que des valeurs de hauteur et de circonférence (HT et CIR respectivement), et de Résilience, Résistance et Récupération (Rs, Rt et Rc respectivement). Les deux premiers graphes représentent les cercles de corrélation et les deux suivants représentent la répartition des observations sur les dimensions de la PCA.

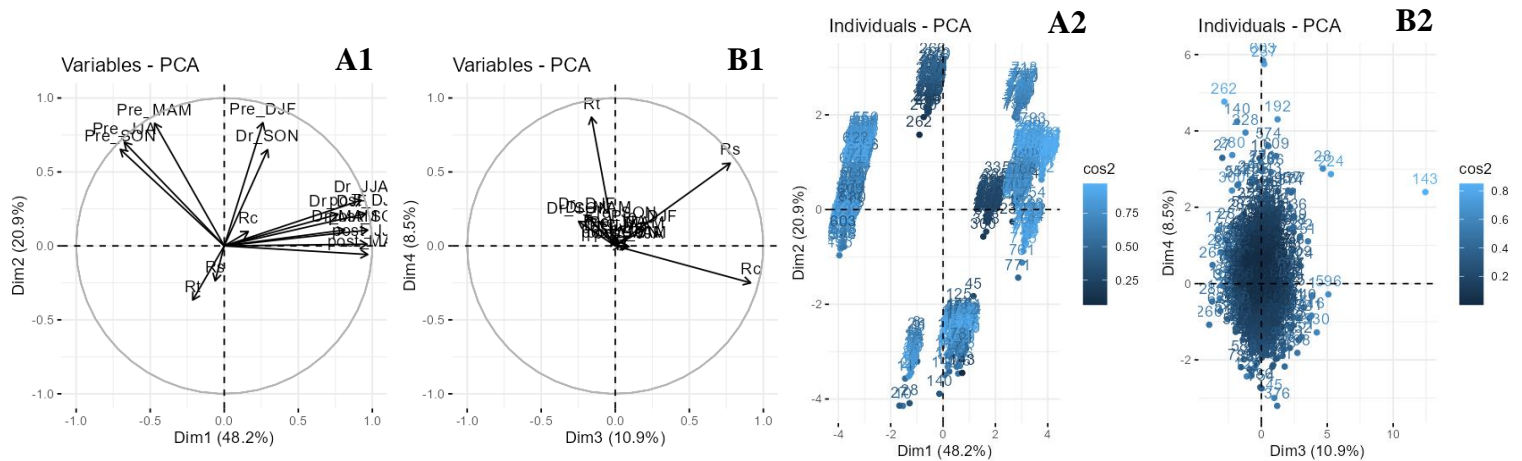


Figure 19. Analyse en composantes principales (PCA) du jeu de données composé des valeurs de scPDSI moyennées par saisons sur la période précédant la période de sécheresse (Pre_DJF, Pre_MAM, Pre_JJA, Pre_SON), pendant l'événement (Dr_DJF, Dr_MAM, Dr_JJA, Dr_SON) et après celui-ci (post_DJF, post_MAM, post_JJA, post_SON), ainsi que des valeurs de Résilience, Résistance et Récupération (Rs, Rt et Rc respectivement). Les deux premiers graphes représentent les cercles de corrélation et les deux suivants représentent la répartition des observations sur les dimensions de la PCA.

La Figure 17 montre que, indépendamment de la provenance, les valeurs de résilience pour les individus de *Pinus brutia* échantillonnés fluctuent entre 0,25 et 2,25, avec des valeurs entre les premiers et troisièmes quartiles comprises entre 0,75 et 1,30. La moyenne pour Rs est de 1,01 et la médiane de 0,98. De même, peu de différences existent pour les variables Rt (moyenne = 0,96, médiane = 0,93) et Rc (moyenne = 1,08, médiane = 1,06).

Les provenances ne sont pas répétées sur tous les sites, et les différences entre provenances se confirment parfois quand elles sont comparées sur différents sites. Ainsi la provenance POSK est-elle plus résiliente que BUCA et ANAM sur les sites CAIN et PAR1. Les différences ne se confirment parfois pas entre sites : ALEX est plus résiliente que ANAM et SILI sur le site PAR2, mais ne se distingue pas significativement des autres provenances sur les sites CAIN et PRIE.

Entre sites, les provenances peuvent montrer des valeurs de résilience différentes, comme ULUC qui présente des valeurs distribuées autour d'une médiane égale à 1 sur le site CAIN, tandis que cette médiane est égale à 0,8 environ sur le site PRIE.

Entre sites, le nombre d'outliers varie, avec un nombre plus important sur le site CAIN que sur les sites PAR1 et PAR2, mais aucun sur le site PRIE.

Sur certains sites, une seule provenance est testée (SILI sur le site MORB, KAR1 et KAR2 (Karakoyak) sur le site JABR).

La première ACP montre que près de 50% des variations du jeu de données sont expliquées par les deux premières dimensions. Les variables HT et CIR sont significativement corrélées entre elles, et légèrement avec la variable Rt, qui reste relativement éloignée du cercle de corrélation (Figure 18, A1). La projection des points sur les deux premières dimensions ne permet pas de dégager de groupe en particulier (Figure 18, A2). 35,6% des variations restantes sont expliquées par les dimensions 3 et 4 (Figure 18, B1). Sur la dimension 4, la variable Rt est anti-corrélée avec la variable Pre_year, mais pas avec les variables Rc et Rs, légèrement corrélées entre elles. La projection des observations permet de distinguer un gradient le long de la dimension 4, donc selon les variables Rt et Pre_year (Figure 18, B1 et B2).

La seconde ACP montre que les variables saisonnières permettent d'expliquer 69,1% des variations du jeu de données, mais elles ne sont pas corrélées aux indices Rt, Rs et Rc (Figure 19, A1). Les groupes qu'elles permettent de former renvoient aux caractéristiques des différents sites (Figure 19, A2). 19,4% des variations du jeu de données sont ensuite expliqués par les indices, notamment Rt le long duquel, à nouveau, les points se distribuent selon un gradient (Figure 19, B1 et B2).

Comparaison de l'ensemble des provenances et sites retenus

Les effets de la provenance et du site sur la résilience sont estimés dans un premier temps. Le facteur provenance a $I = 7$ modalités (ALEX ($i = 1$), ANAM ($i = 2$), BUCA ($i = 3$), MARM ($i = 4$), POSK ($i = 5$), SILI ($i = 6$), ULUC ($i = 7$)) ; le facteur site a $J = 5$ modalités (CAIN ($j=1$),

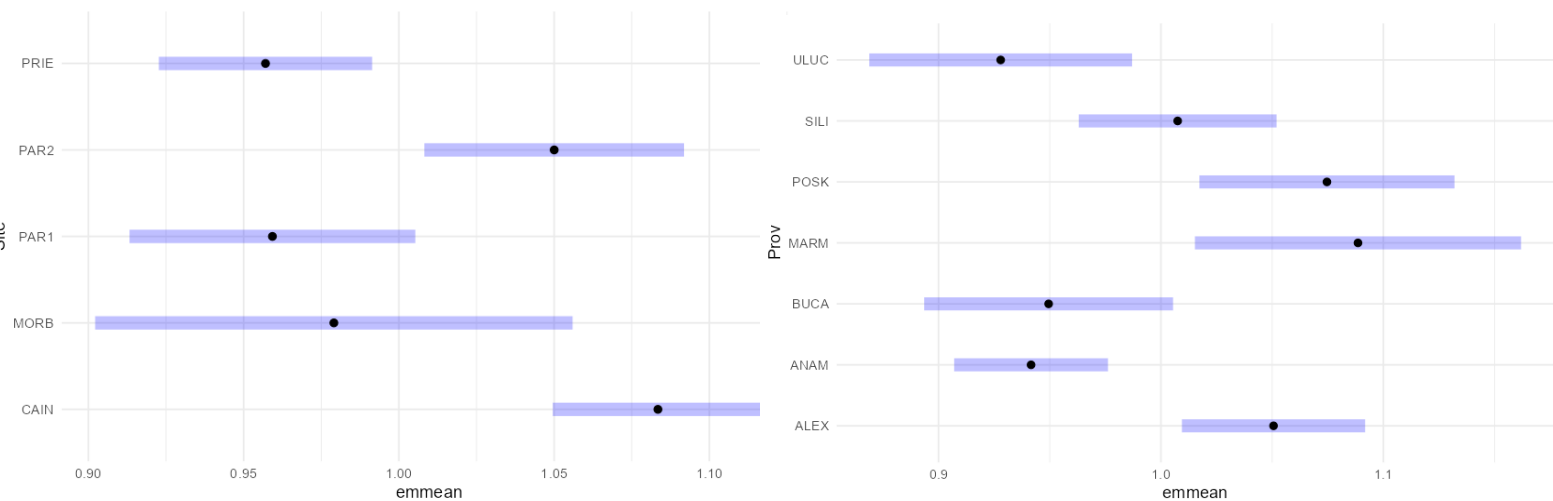


Figure 20. Moyennes ajustées des indices de résilience (Rs) par site (*gauche*) et par provenance (*droite*).

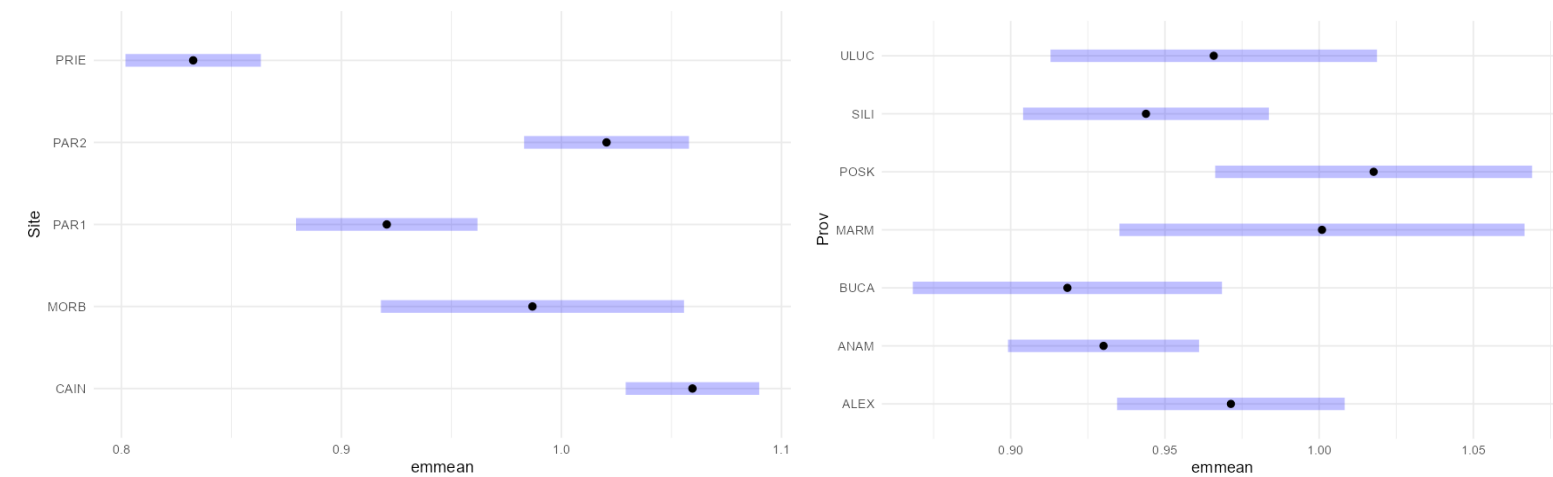


Figure 21. Moyennes ajustées des indices de résistance (Rt) par site (*gauche*) et par provenance (*droite*).

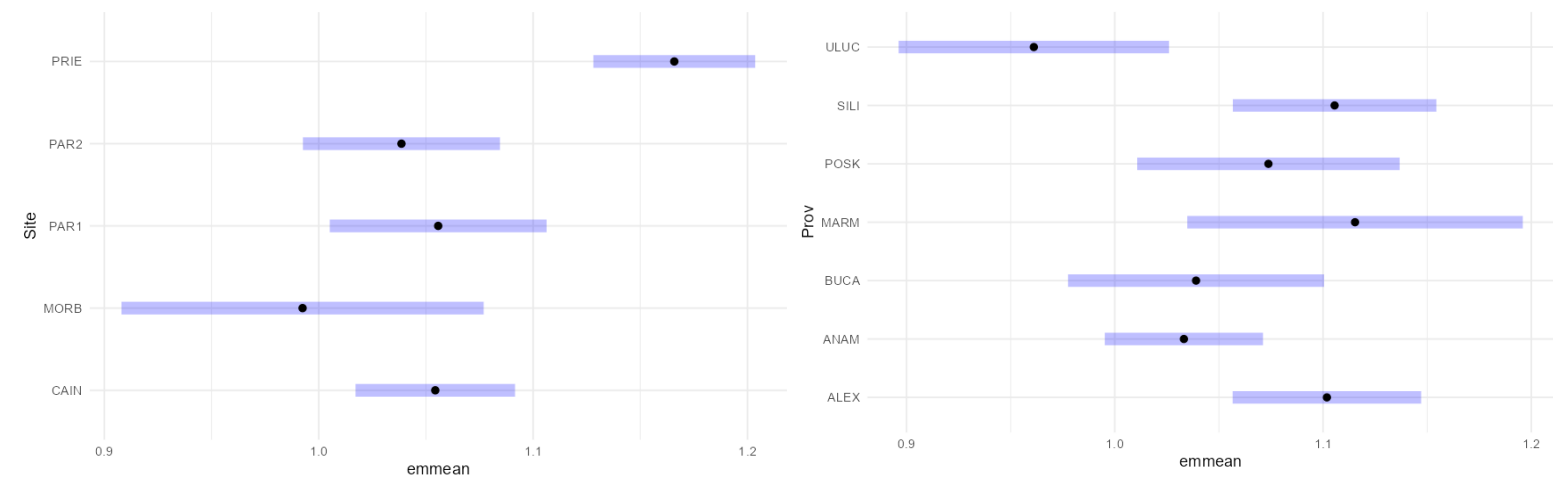


Figure 22. Moyennes ajustées des indices de récupération (Rc) par site (*gauche*) et par provenance (*droite*).

MORB ($j = 2$), PAR1 ($j = 3$), PAR2 ($j = 4$), PRIE ($j = 5$)). Le nombre d'observations $n = 669$. Les effets d'interaction sont négligés car le dispositif n'est pas équilibré, même s'ils ont un effet significatif sur la résilience et sur la récupération (mais pas sur la résistance) (Annexe 3).

Un modèle d'ANOVA à deux facteurs est posé :

$$(a) \quad R_{S_{i,j,k}} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{i,j,k},$$

$$1 \leq i \leq I, 1 \leq j \leq J, 1 \leq k \leq n_{i,j},$$

où $R_{S_{i,j,k}}$ est la résilience de l'arbre k de provenance i sur le site j , μ est l'effet moyen qui correspond aux catégories de référence soit la provenance ALEX du site CAIN, α_i est le coefficient correspondant à la provenance i , β_j sont les coefficients correspondant aux sites j (avec $1 \leq j \leq J = 5$), et $\varepsilon_{i,j,k}$ représente la part des variations non expliquées par le modèle. La contrainte usuelle sous R veut que $\alpha_1 = 0$ et $\beta_1 = 0$: leurs effets se lisent alors dans l'intercept.

Les graphes de diagnostic permettent de vérifier les hypothèses du modèle linéaire ($\varepsilon_{i,j,k} \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$).

Les mêmes modèles sont créés pour étudier les effets de la provenance et du site sur la résistance $R_{t_{i,j,k}}$ et sur la récupération $R_{c_{i,j,k}}$. Les sorties des tests d'ANOVA de type II, de vérification des hypothèses du modèle linéaire et des modèles se trouvent en Annexe 3.

Les moyennes ajustées des indices Rt, Rc et Rs par site et par provenance (Figures 20, 21 et 22) montrent bien un effet du site et de la provenance, déjà confirmés par les tests d'ANOVA (Annexe 3). Les moyennes ajustées de résilience sont comprises entre 0,9 et 1,15. Elles sont supérieures à 1 pour les sites PAR2 et CAIN, et pour les provenances POSK, MARM et ALEX ; inférieures à 1 pour les sites PRIE et PAR1, et pour les provenances ULUC, BUCA et ANAM ; et autour de 1 pour le site MORB et pour la provenance SILI (Figure 20).

La moyenne ajustée de résistance est la meilleure pour les provenances POSK et MARM, et elle est la moins bonne pour les provenances BUCA et ANAM (Figure 21). Les provenances ULUC, SILI et ALEX sont intermédiaires.

La moyenne ajustée de la récupération est la meilleure pour les provenances SILI, POSK, MARM et ALEX, et elle est la moins bonne pour la provenance ULUC. Elle est intermédiaire pour les provenances BUCA et ANAM (Figure 22).

Le site PRIE est celui qui présente la moins bonne résistance mais également la meilleure récupération. Pour les autres sites, les récupérations sont toutes semblables – bien que légèrement moins bonne pour le site MORB –, mais les résistances sont en moyenne meilleures sur les sites PAR2 et CAIN, ce qui contribue à leur résistance plus élevée que pour les autres

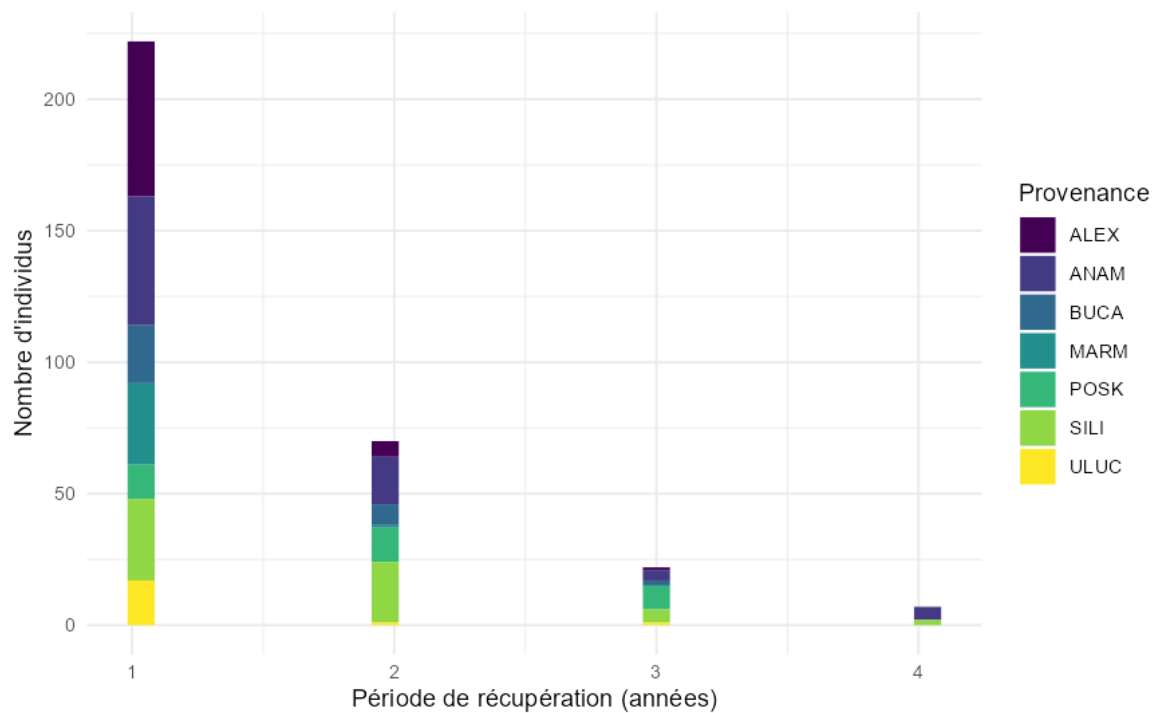


Figure 23. Histogramme des périodes de récupération en nombre d'individus, en fonction des provenances.

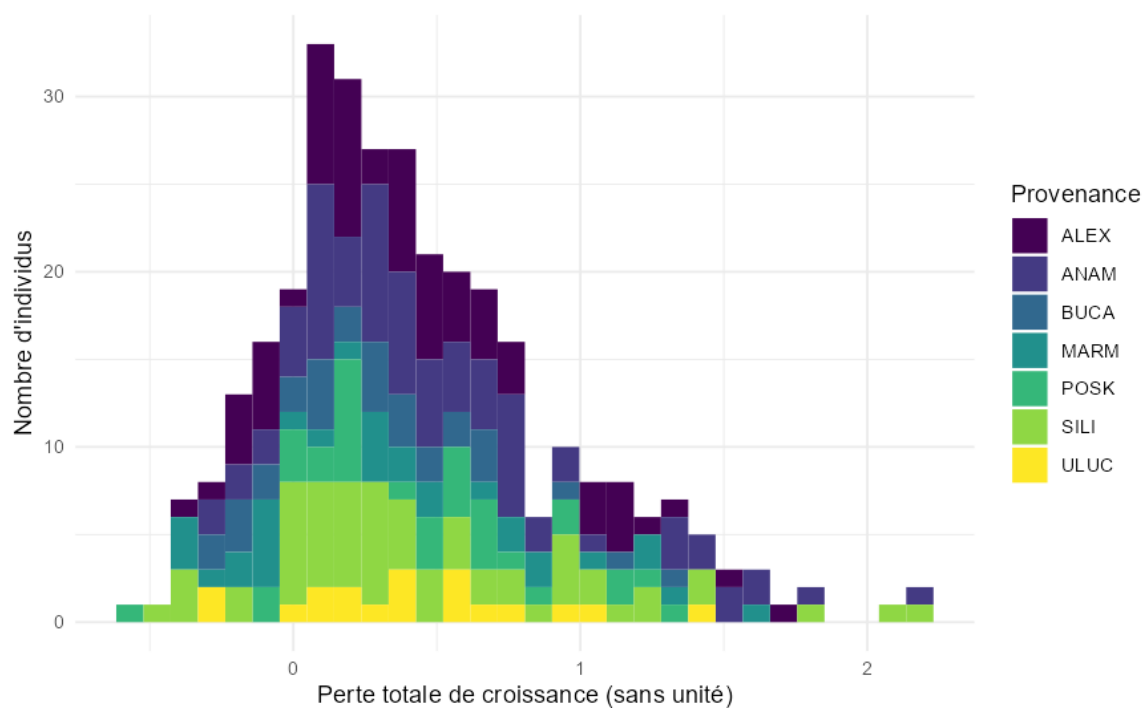


Figure 24. Histogramme des pertes totales de croissance en nombre d'individus, en fonction des provenances.

sites. Bien que la résistance sur le site MORB soit légèrement meilleure, elle ne suffit pas à compenser la moins bonne récupération qui y est observée.

Les périodes de récupération des individus sont pour la plupart d'un an, pour toutes les provenances (Figure 23). Moins du tiers des individus mettent deux ans à récupérer, et ce nombre est négligeable pour les périodes de trois et quatre ans. Près de la moitié des individus des provenances SILI et POSK mettent tout de même deux ans à récupérer.

De même, il y a peu de différences entre provenances en termes de perte totale de croissance (Figure 24). Ce constat est confirmé par le test d'ANOVA de type II réalisé pour le modèle expliquant la perte totale de croissance par le site et la provenance (Figure 25).

Les sites CAIN et PAR2 présentent des pertes de croissance plus faibles pour l'ensemble des provenances (Figure 26), ce qui renvoie à leur effet positif sur la résistance (Figure 21). On peut tout de même noter que la provenance ANAM présente une perte de croissance totale supérieure aux autres provenances du site PAR2. La distribution des données sur les sites MORB et PRIE est plus étalée que sur les autres sites (Figure 26). Dans l'ensemble, les moyennes sont influencées par quelques individus aux pertes totales plus importantes (Figures 24 et 26).

Analysis of Variance Table

```

Response: Total_loss
      Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
Prov    6  1.762  0.29359   1.2959    0.2587
Site    4  7.376  1.84398   8.1390 2.981e-06 ***
Residuals 310 70.234  0.22656
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
  
```

Figure 25. Sortie du test ANOVA de type II pour le modèle $Total_loss \sim Prov + Site$, où $Total_loss$ est la perte totale de croissance.

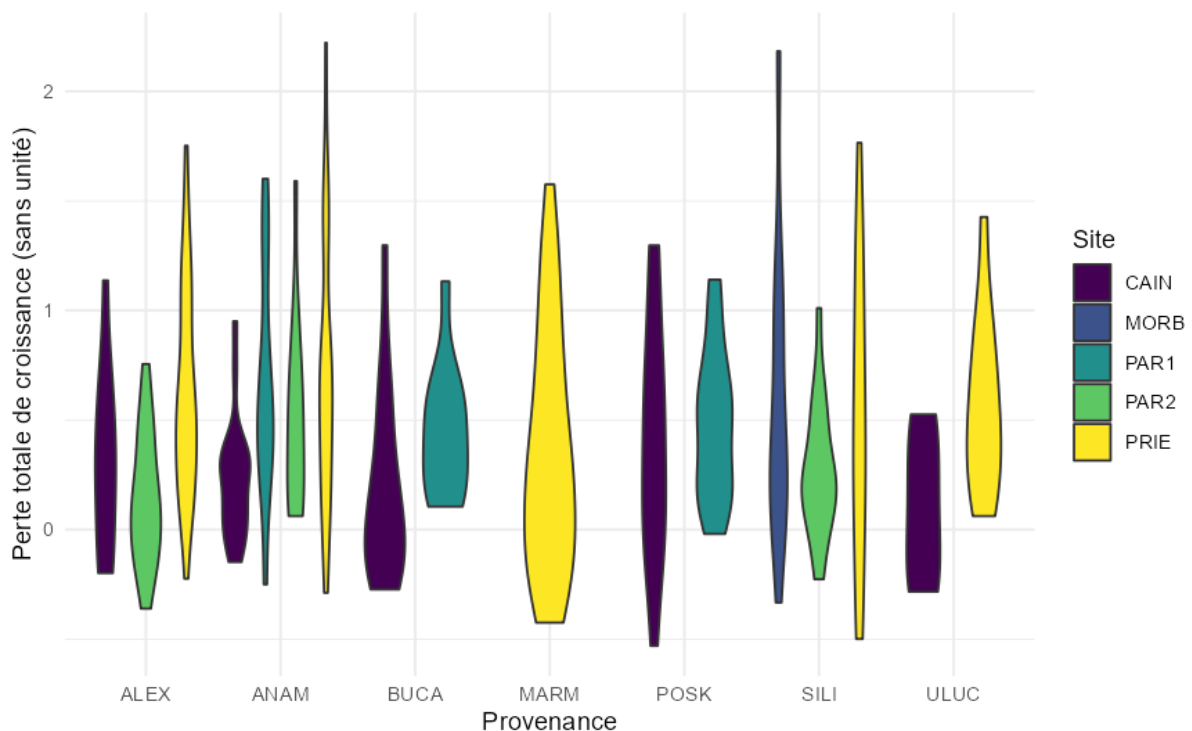


Figure 26. Diagramme en violon de la perte totale de croissance en fonction de la provenance et du site.

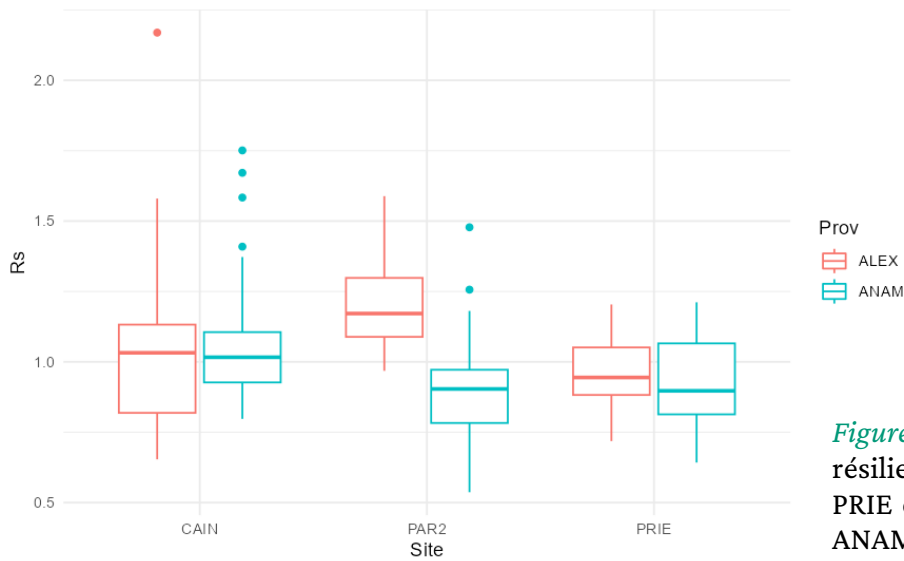


Figure 27. Boxplots des valeurs de résilience pour les sites CAIN, PAR2, PRIE et pour les provenances ALEX et ANAM.

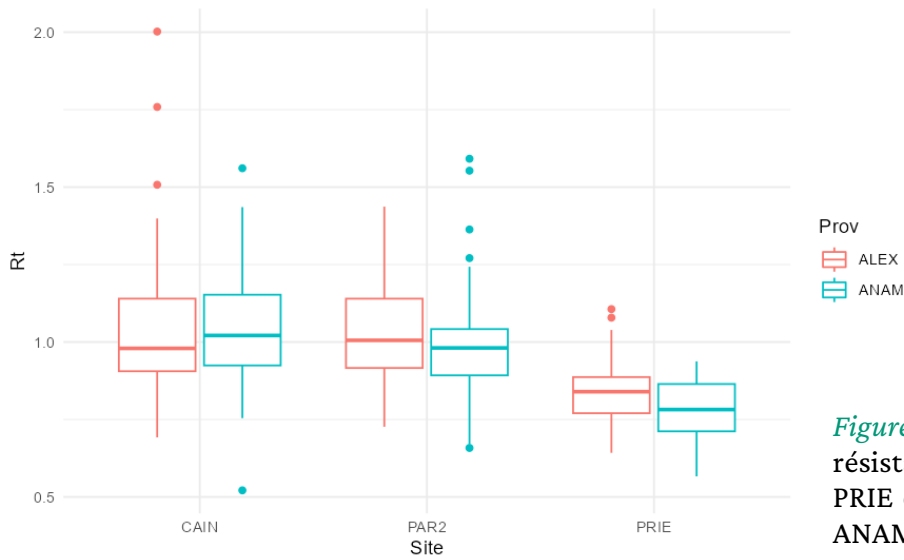


Figure 28. Boxplots des valeurs de résistance pour les sites CAIN, PAR2, PRIE et pour les provenances ALEX et ANAM.

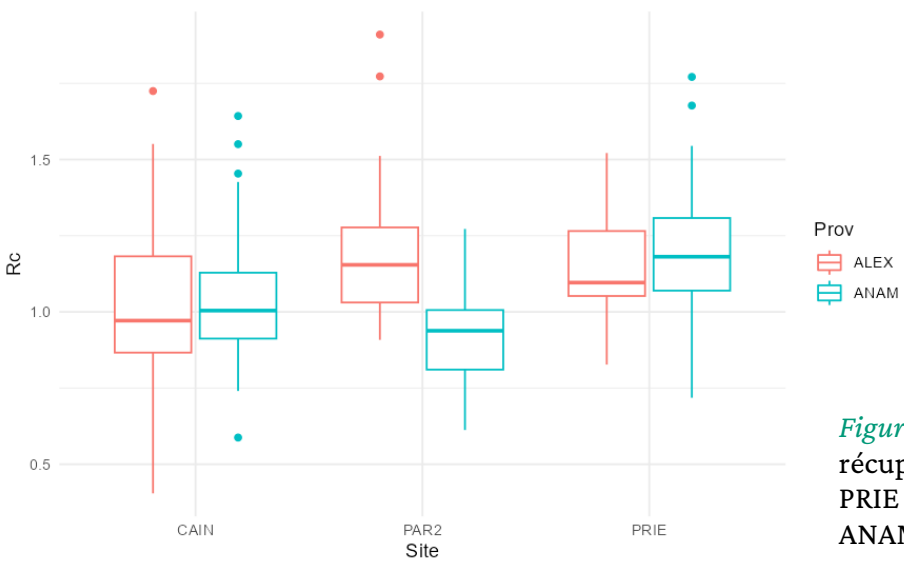


Figure 29. Boxplots des valeurs de récupération pour les sites CAIN, PAR2, PRIE et pour les provenances ALEX et ANAM.

Comparaison des provenances ALEX et ANAM sur les sites PRIE, CAIN et PAR2

Les valeurs de résilience sont semblables entre les provenances ALEX et ANAM et entre les sites CAIN et PRIE. Sur le site PAR2, la provenance ALEX est plus résiliente (Figure 27). L'analyse descriptive des valeurs de résistance et de récupération (Figures 28 et 29) montre quant à elle que la résistance n'est pas très différente entre provenances, mais elle est tout de même plus faible sur le site PRIE.

Les effets de la provenance et du site sur la résilience sont estimés dans un premier temps. Le facteur provenance a $I = 2$ modalités (1 pour « ALEX » et 2 pour « ANAM ») ; le facteur site a $J = 3$ modalités (CAIN ($j = 1$), PAR2 ($j = 2$), PRIE ($j = 3$)).

Pour étudier leur effet sur la résistance, un modèle d'ANOVA à deux facteurs est posé :

$$(b) \quad Rs_{i,j,k} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{i,j,k} + \varepsilon_{i,j,k},$$

$$1 \leq i \leq I, \quad 1 \leq j \leq J, \quad 1 \leq k \leq n_{i,j},$$

où $Rs_{i,j,k}$ est la résilience de l'arbre k de provenance i sur le site j , μ est l'effet moyen qui correspond aux catégories de référence soit la provenance ALEX du site CAIN, α_i est le coefficient correspondant à la provenance $i = 2$ (ANAM), β_j sont les coefficients correspondant aux sites j (avec $1 \leq j \leq J = 2$), $\gamma_{i,j,k}$ est le coefficient correspondant à l'effet d'interaction entre la provenance i et le site j pour l'individu k , et $\varepsilon_{i,j,k}$ représente la part des variations non expliquées par le modèle. La contrainte usuelle sous R veut que $\alpha_1 = 0$ et $\beta_1 = 0$: leurs effets se lisent alors dans l'intercept.

Les graphes de diagnostic permettent de vérifier les hypothèses du modèle linéaire ($\varepsilon_{i,j,k} \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$).

Le test d'ANOVA de type I réalisé (Annexe 5) montre que les variables *Site*, *Prov*, et l'interaction des deux ont bien un effet significatif sur la variable *Rs*.

La p-value est significativement faible ($6.103e-14$) et permet de considérer ce modèle comme meilleur que le modèle nul. Celui-ci explique 23,36% des variations du jeu de données d'après le R^2 ajusté (Annexe 5).

Le modèle d'ANOVA suivant peut donc être retenu :

$$(c) \quad Rs_{i,j,k} = 1,03977 + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{i,j,k} + \varepsilon_{i,j,k},$$

avec $\alpha_2 = 0.02292$, $\beta_2 = 0.15842$, $\beta_3 = -0,08512$, $\gamma_{2,2} = -0.32372$, $\gamma_{2,3} = -0,04728$, et $\varepsilon = 0,1832$. L'effet moyen estimé d'après la provenance ALEX du site CAIN est égal à $\mu = 1,03977$.

Analysis of Variance Table

Response: Rt

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
Prov	1	0.0213	0.02127	0.6644	0.4158
Site	2	2.7245	1.36225	42.5527	<2e-16 ***
Prov:Site	2	0.0182	0.00908	0.2836	0.7533
Residuals	247	7.9073	0.03201		

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Figure 30. Sortie de l'ANOVA pour le modèle $Rt \sim Site + Prov + Site:Prov$, où Rt est la résistance, $Site$ et $Prov$ sont les variables correspondant au site et à la provenance.

Call:

```
lm(formula = Rt ~ Site, data = merged_df4)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.53023	-0.11471	-0.01857	0.08766	0.95047

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	1.05159	0.01963	53.559	< 2e-16 ***
SitePAR2	-0.03501	0.02708	-1.293	0.197
SitePRIE	-0.23870	0.02821	-8.462	2.24e-15 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1789 on 250 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2504, Adjusted R-squared: 0.2444

F-statistic: 41.75 on 2 and 250 DF, p-value: 2.265e-16

Figure 31. Sortie du modèle d'ANOVA à un facteur pour le modèle $Rt \sim Site$, où Rt est la résistance et $Site$ est la variable correspondant au site.

Le même modèle d'ANOVA à deux facteurs est posé pour la résistance $Rt_{i,j,k}$:

$$(d) \quad Rt_{i,j,k} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{i,j,k} + \varepsilon_{i,j,k},$$

Le test d'ANOVA de type I réalisé (Figure 30) montre que seule la variable *Site* a un effet significatif sur la résistance.

Le modèle retenu est donc le modèle d'ANOVA à un facteur suivant :

$$(e) \quad Rt_{i,k} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{i,k},$$

où $Rt_{i,k}$ est la résistance de l'arbre k sur le site i , β_0 est l'intercept qui correspond aux catégories de référence soit la provenance ALEX du site CAIN, μ est l'effet moyen correspondant au site CAIN, α_i sont les coefficients correspondant aux sites i (avec $1 \leq i \leq I = 3$), et $\varepsilon_{i,k}$ représente la part des variations non expliquées par le modèle. La contrainte usuelle sous R veut que $\alpha_1 = 0$: son effet se lit alors dans l'intercept.

Les graphes de diagnostic permettent de vérifier les hypothèses du modèle linéaire ($\varepsilon_{i,j,k} \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$).

La p-value est significativement faible (2,265e-16) et permet de considérer ce modèle comme meilleur que le modèle nul. Celui-ci explique 24,44% des variations du jeu de données d'après le R^2 ajusté (Figure 31).

Le modèle suivant peut donc être retenu :

$$(f) \quad Rt_{i,k} = 1,05159 + \alpha_i + \varepsilon_{i,k},$$

avec $\alpha_2 = -0,23870$, $\alpha_3 =$ et $\varepsilon_{i,k} = 0,1789$. L'effet moyen estimé d'après le site CAIN est égal à $\mu = 1,05159$.

Les effets du site et de la provenance sur la récupération $Rc_{i,j,k}$ sont enfin estimés. Compte tenu de l'effet significatif de la provenance, du site, et de l'interaction des deux variables (Annexe 6), le modèle d'ANOVA à deux facteurs est retenu, avec les mêmes paramètres que pour l'équation (b) :

$$(g) \quad Rc_{i,j,k} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{i,j,k} + \varepsilon_{i,j,k},$$

Une p-value significativement faible (2,221e-11, Annexe 6) permet de préférer ce modèle au modèle nul. 19,45% des variations du jeu de données sont ainsi expliquées.

Les coefficients suivants sont retenus (Annexe 6) :

$\mu = 1,01914$, $\alpha_2 = 0,01838$, $\beta_2 = 0,16194$, $\beta_3 = 0,13108$, $\gamma_{2,2} = -0,29210$, $\gamma_{2,3} = 0,03385$, et $\varepsilon = 0,2058$.

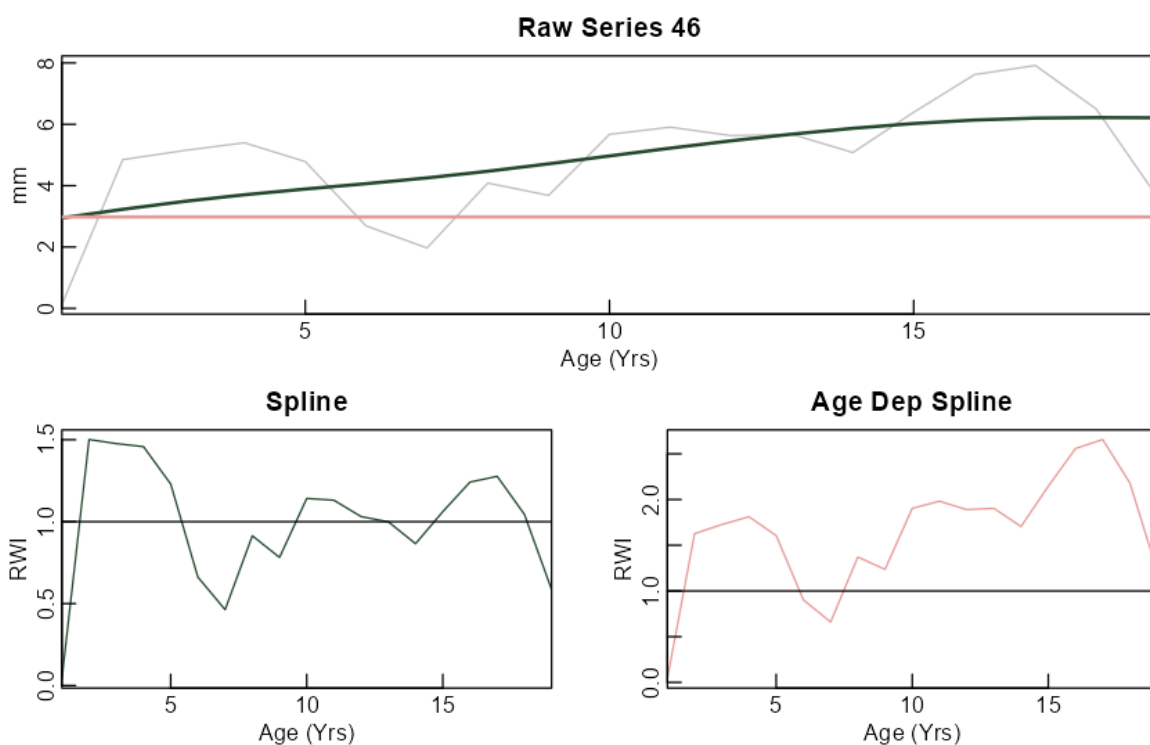


Figure 32. Représentation de la spline 2/3S (Spline, vert) et de la spline âge dépendante ADS (Age Dep Spline, orange). L'ADS n'étant pas applicable à cette série en raison de l'augmentation des largeurs de cernes – contrairement à l'effet attendu de l'âge cambial –, le package *dplR* applique une standardisation par la moyenne qui n'est ici pas adaptée.

Discussion

Echantillonnage

Une sélection de sites et d'individus a dû être réalisée afin de comparer les provenances et les sites (Tableau 7). En effet, l'échantillonnage d'origine ne permet pas un nombre de répétitions suffisant pour toutes les provenances.

Le plan n'étant pas équilibré, les modèles ont parfois été simplifiés en retirant l'effet d'interaction. Ils sont donc moins pertinents, mais permettent de comparer les provenances en assumant que l'effet du site reste constant, et inversement.

Standardisation des largeurs de cernes


Les séries qui témoignent d'un relâchement de la compétition, probablement en raison de la mortalité des voisins, ont également été standardisées. Une meilleure approche aurait probablement consisté à identifier les profils densitométriques incohérents par rapport à une courbe de croissance « classique », c'est-à-dire avec une forte croissance initiale suivie d'une baisse de la croissance annuelle suivant une exponentielle inverse. La question serait restée du traitement à réserver à ces séries pour que les valeurs de largeurs de cernes soient cohérentes avec celles des séries standardisées.

Les séries étant courtes, utiliser les surfaces terrières ne permet pas de s'affranchir de l'effet de l'âge cambial. Ici, cette méthode donne des résultats similaires à la standardisation 2/3S (résultats non présentés dans ce rapport). De même, la méthode SAD ne semble pas adaptée pour des séries courtes. De plus, elle appréhende mal les croissances augmentant par suite du relâchement de la compétition chez les dominés (Figure 32), ce qui conduit à éliminer un grand nombre d'individus de l'échantillonnage.

Analyse descriptive

Les figures 14 et 16 montrent que la plupart des provenances échantillonnées réagissent aux sécheresses sur les sites échantillonnés, et récupèrent suffisamment pour retrouver un niveau de croissance antérieur à l'événement. Ce premier point semble confirmer que la méthode d'identification des sécheresses est pertinente. Certaines provenances ont néanmoins des largeurs de cernes semblables avant, pendant et après l'épisode de sécheresse, ce qui indique une absence de réponse de la provenance à l'événement sélectionné (Figure 15). D'autres enfin ont des indices de croissance plus importants pendant l'épisode de sécheresse qu'avant celui-ci, ce qui peut indiquer que la méthode d'identification de la période de sécheresse n'est pas adaptée pour ce site. Il est possible que les réserves utiles aient été sous-estimées sur ce site en raison de la pierrosité et que le scPDSI ne corresponde pas au stress hydrique réellement vécu.

Cette sensibilité relativement faible aux sécheresses sur les sites échantillonnés est confirmée par une résilience proche de 1 pour toutes les provenances (Figure 17).



Certaines provenances semblent bénéficier d'un effet site, comme ALEX qui présente des résultats semblables aux autres provenances sur les sites CAIN et PRIE, mais significativement meilleurs sur le site PAR2 (Figure 17). Le cas du site PAR2 est discuté plus bas (page 32).

Les différences de réponse semblent surtout s'expliquer par des résistances différentes (Figure 19, B1 et B2), que la partie suivante peut permettre d'expliquer.

Comparaison de l'ensemble des provenances et sites retenus

Le site PRIE présente la moins bonne résistance et la meilleure récupération, ce qui montre que les individus ont subi une perte de croissance pendant l'épisode de sécheresse mais ont pu récupérer ensuite (Figures 21 et 22). Cette observation rejoint celle faite lors de la représentation de leurs indices de croissance avant, pendant et après l'épisode de sécheresse, qui montrent une baisse de croissance mais une récupération permettant de retrouver une croissance semblable ou meilleure après l'épisode (Figure 14).


Seule la provenance SILI est présente sur le site MORB, ce qui implique un écart-type plus important pour les moyennes ajustées de ce site (Tableau 7 ; Figures 20, 21 et 22). La provenance est néanmoins présente sur plusieurs sites (MORB, PAR2 et PRIE), ce qui permet une meilleure représentation de ses performances. Elles sont dans l'ensemble intermédiaires, avec une bonne capacité de récupération.

La provenance MARM n'est présente que sur le site PRIE. Ainsi, malgré un écart-type plus important que pour les autres provenances, ses performances en termes de résistance, récupération et résilience sont parmi les meilleures, avec celles de la provenance POSK, qui montre une meilleure résistance, nécessitant donc moins d'effort de récupération pour atteindre une résilience semblable. La provenance ALEX peut être classée parmi les meilleures, puisque les intervalles de confiance pour ses indices R_s et R_c sont strictement supérieurs à 1 (Figures 20 et 22).

La provenance SILI présente ensuite des résultats intermédiaires en raison d'un intervalle de confiance pour la résilience compris entre -0,95 et 1,05.

Les provenances présentant les moins bonnes moyennes ajustées de R_t , R_c et R_s sont ULUC, BUCA et ANAM, ce qui s'explique par une mauvaise résistance de BUCA et ANAM, et une mauvaise récupération de ULUC. Cette dernière est pourtant présente sur les sites de CAIN et PRIE, qui présentent une bonne résistance dans l'ensemble pour le premier, et une moins bonne résistance compensée par sa bonne récupération pour le deuxième site.

Les indices de Schwarz montrent que malgré les différences précitées, les temps de récupération sont proches et relativement faibles (1 à 2 ans) pour toutes les provenances, ce qui traduit une bonne résilience de l'espèce dans son ensemble, malgré des réponses différentes en termes de résistance selon les sites et provenances. De plus, il ne semble pas y avoir de différence majeure entre provenances en termes de perte totale de croissance.



La perte de croissance plus faible sur les sites CAIN et PAR2 pour toutes les provenances (Figure 26), ainsi que l'effet positif de ces sites sur la résistance (Figure 21) laissent penser que l'intensité de la sécheresse réellement vécue a été moins importante sur ces sites.

Par ailleurs, la distribution des données plus éparse pour les sites PRIE et MORB peut trouver une explication distincte par site. L'effet du site PRIE sur la résistance semble indiquer que l'épisode de sécheresse a été plus impactant sur ce site (Figure 21).

Cette observation n'est pas valable pour le site MORB, mais les intervalles de confiance des moyennes ajustées estimées pour ce site sont également les plus importants (Figures 20, 21 et 22). Le fait que seule la provenance SILI ait été échantillonnée et analysée sur ce site (Tableau 7) peut expliquer que l'effet du site soit moins pertinent ici et ne permette pas de trancher entre un impact plus important de la sécheresse, comme pour PRIE, ou une plus grande variabilité entre individus.

Près de la moitié des individus des provenances SILI et POSK mettent deux ans à récupérer (Figure 23), information qui rejoint l'observation d'une perte totale de croissance plus variable (Figure 24). On peut supposer que pour ces provenances, un délai de réponse plus long permet une meilleure récupération, comme le montre leur niveau de croissance supérieur après la période de sécheresse par rapport à son niveau avant celle-ci (Figure 16). Il convient de rappeler que l'analyse des délais de réponse porte sur moins d'individus que celle des indices de Lloret, ce qui peut compromettre la représentativité de l'échantillon concerné par les délais.

Enfin, les moyennes de pertes totales de croissance sont influencées par quelques individus aux pertes plus importantes (Figures 24 et 26). Ainsi, il y a bien une variabilité entre individus d'une même provenance et sur un même site. Il convient par ailleurs de noter que la méthode d'échantillonnage ne permet pas de prendre en compte la mortalité – qui aurait nécessité un suivi plus régulier –, donc un biais peut subsister, lié à une sélection déjà opérée sur les individus les moins adaptés à la sécheresse. Dans le cadre d'une sélection pour la création d'un verger à graines, cela a peu d'importance, mais peut poser des questions sur la capacité de l'échantillon à être représentatif de l'espèce ou de la provenance.

Les résultats présentés par Bariteau et Pommery (1992) rapportent de meilleurs taux de survie (à 11 et 13 ans) pour la provenance ALEX, des résultats intermédiaires pour les provenances MARM et SILI, et moins bons pour les provenances BUCA et ANAM, ce que confirment les résultats de ce rapport. En revanche, les résultats pour la provenance ULUC ne sont pas concordants (deuxième meilleur taux de survie pour les résultats de Bariteau et Pommery, parmi les moins bonnes provenances dans la présente analyse). Bariteau et Pommery montrent également un effet significatif du site. La provenance POSK n'est pas étudiée dans cette étude. Ces similitudes confirment l'intérêt de l'approche dendroécologique pour identifier les différences de résistance à la sécheresse entre provenances, même si elles sont fines.

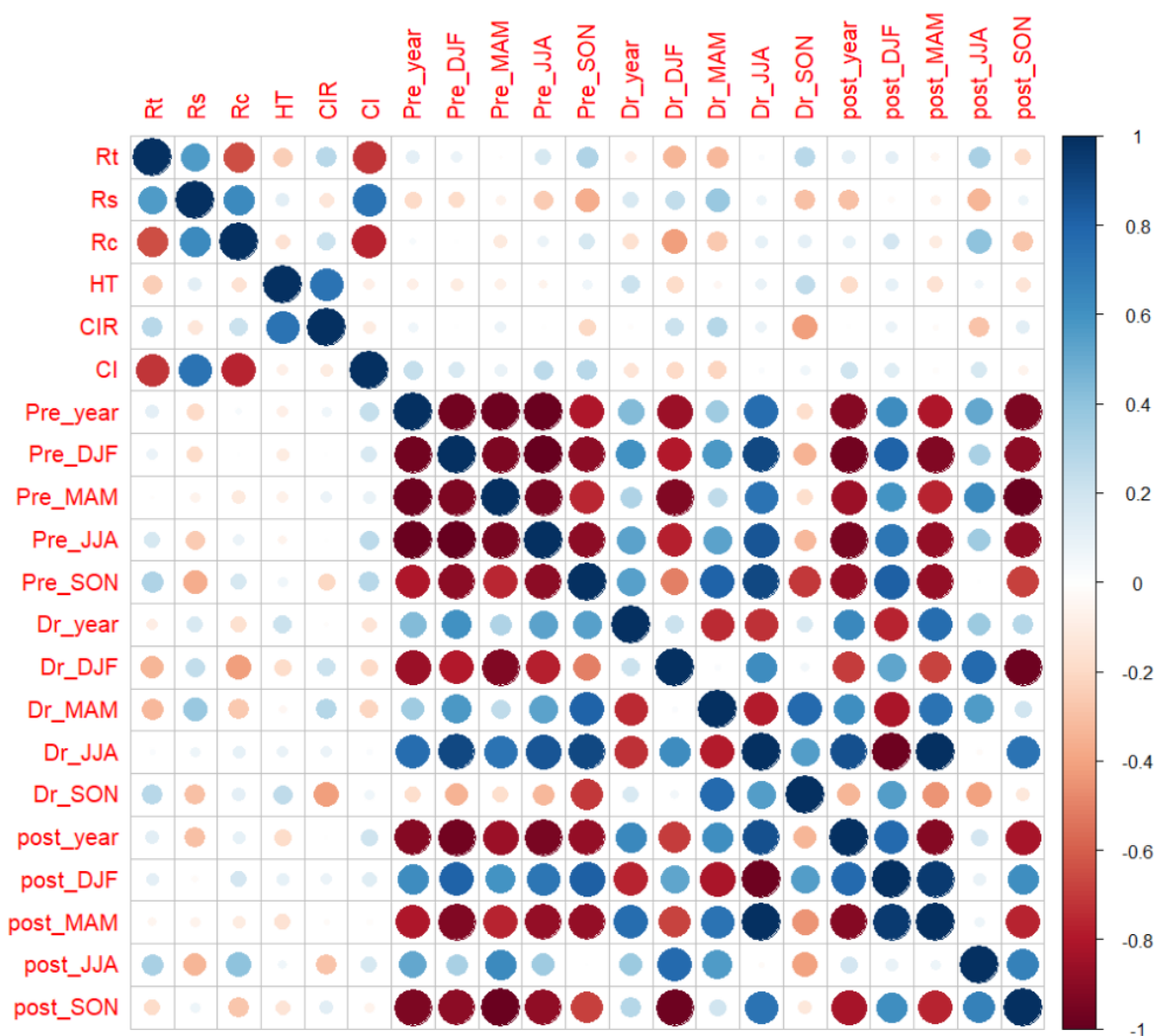



Figure 33. Matrice des corrélations partielles du jeu de données pour les sites CAIN, PAR2 et PRIE. Rt est la résistance, Rs la résilience, Rc la récupération, HT la hauteur totale de l'arbre, CIR sa circonférence, CI l'indice de compétition, Pre_year la valeur du scPDSI moyennée sur les trois années précédant l'épisode de sécheresse, Pre_DJF, Pre_MAM, Pre_JJA et Pre_SON les valeurs du scPDSI de l'année précédente moyennées par saison (hiver, printemps, été et automne respectivement). Les découpages sont les mêmes ensuite, Dr renvoyant à la période de sécheresse et post aux trois années suivant l'événement.



Les résultats publiés pour l'Italie par Eccher *et al.* (1987) divergent de ceux obtenus ici. En effet, la provenance BUCA y figure parmi les plus résistantes à la sécheresse et la provenance POSK parmi les moins résistantes. Les provenances MARM et SILI figurent tout de même parmi les plus résistantes et parmi les intermédiaires respectivement.


Les résultats de Bariteau et Pommery (1992) et de Eccher *et al.* (1987) divergent également sur la comparaison des résistances au froid et au gel. Pour Eccher *et al.*, sensibilité au gel et à la sécheresse vont de pair, ce qui n'est pas le cas pour les résultats de Bariteau et Pommery. Il subsiste donc des différences de résultats selon les sites testés.

L'espèce dans son ensemble reste très résistante aux sécheresses avec un effet de la provenance à nuancer, comme le montrent Veuillen *et al.* (2023).

Comparaison des provenances ALEX et ANAM sur les sites PRIE, CAIN et PAR2

La matrice de corrélations partielles construite sur les sites CAIN, PAR2 et PRIE montre que les plus petits arbres – qui sont de surcroît les plus dominés – réagissent moins au stress hydrique (Figure 33). En effet, la résistance est positivement corrélée à la variable CIR (circonférence), ce qui peut indiquer que les arbres les plus gros sont moins impactés par la sécheresse. Cela peut être lié à la capacité de l'espèce à fermer ses stomates (Houminer *et al.*, 2022), ce qui la rend résistante au stress. Les données ne permettent pas ici de trancher sur la causalité.

La corrélation entre les indices R_t , R_s et R_c et l'indice de compétition (CI), semble indiquer que les variations de croissance sont davantage liées à la compétition pour les arbres dominés qui ont également été carottés. Le relâchement de la compétition en raison de la mortalité des voisins peut en effet augmenter significativement la largeur des cernes, pouvant expliquer une résilience davantage corrélée alors que le facteur causal n'est pas lié à la sécheresse (Figure 33). Les variables climatiques ne sont donc pas les seules à expliquer les variations de croissance. Un effet site se retrouve effectivement dans les modèles de régression linéaire, où l'interaction du site et de la provenance traduit un comportement qui ne s'explique pas uniquement par le site ou par la provenance (Equations (c) et (g)). Des dynamiques liées au site peuvent être observées, comme celle d'une résistance plus faible mais d'une récupération plus importante, qui revient à une résilience semblable aux sites où la sécheresse n'a pas entraîné de réponse marquée. C'est le cas sur le site PRIE, où R_t et R_c sont plus marquées, mais pour une résilience proche de 1. Seul le site PAR2 implique un effet d'interaction (Figures 27, 28 et 29). Or, les moyennes ajustées des indices de Lloret pour ce site montrent une résilience strictement supérieure à 1, expliquée par une bonne résistance suivie d'une bonne récupération également (Figures 20, 21 et 22). D'une part, le site PAR2 est exposé Nord-Nord-Ouest, et les RUM sont estimées meilleures en moyenne que sur le site PAR1, exposé Sud-Sud-Est (Tableau 6). Ces différences stationnelles peuvent expliquer que la sécheresse n'ait pas eu d'impact majeur sur la croissance, mais que les variations aient des causes intrinsèques ou extrinsèques liées au peuplement, plutôt qu'une différence de résistance à la sécheresse entre provenances.



La disponibilité en ressources semble être un facteur expliquant une meilleure résistance, comme le montrent les corrélations positives entre résistance et circonférence, ainsi qu'entre résistance et précipitations de la période antérieure à l'épisode de sécheresse (Figure 33).

Pertinence des indices pour ce jeu de données

Les indices de Lloret *et al.* (2011) ainsi que ceux introduits par Thurm *et al.* (2016) ont été utilisés pour les analyses de ce jeu de données, soit la résistance, la récupération, la résilience, la période de récupération et la perte totale de croissance. Une limite a été rencontrée et a nécessité de réduire le nombre d'individus sur lesquels portent l'analyse des indices de période de récupération et de perte totale de croissance : en effet, si la croissance après l'épisode de sécheresse est meilleure que celle qui précède l'événement, la valeur de la dernière année considérée compense les pertes antérieures et conduit à un gain plutôt qu'à une perte de croissance. Cette contrainte est ici due au fait que les indices de Lloret sont calculés annuellement. De plus, les indices introduits par Schwarz *et al.* (2020) (perte moyenne de croissance et taux de récupération moyen) ne sont pas adaptés ici. En effet, les épisodes de sécheresse étudiés n'ont eu que peu d'effet sur la croissance de *Pinus brutia*, ce qui retourne des valeurs inutilisables.

Part des variations expliquées par les différents modèles

Les différents modèles n'expliquent que 20% à 25% des variations du jeu de données pour les indices de Lloret appliqués aux provenances ALEX et ANAM, contre 18% des variations de résistance toutes provenances considérées (Annexe 3 ; Figure 31 ; Annexes 5 et 6). Ces indices restent corrects, si on les compare par exemple à l'étude de Veullen *et al.* (2023) où les années de sécheresse sont définies en fonction de la corrélation entre le SPEI et les variations de largeurs de cernes, méthode dont on peut attendre qu'elle implique davantage d'effet des variables climatiques sur la réponse au stress hydrique. Ils indiquent néanmoins qu'une part non négligeable des variations du jeu de données ne sont pas expliquées. On peut émettre l'hypothèse d'une forte variabilité inter-arbres, soit en raison de variabilités locales en fertilité ou en réserve utile, soit en raison de la diversité des tailles des individus, ou bien, les plants provenant de sites naturels – par opposition à des plants issus de vergers à graines –, l'hypothèse d'une variabilité génétique entre sites et au sein de mêmes provenances peut être soulevée. Enfin, la résilience étant proche de 1 et la croissance ne semblant parfois pas significativement amoindrie par l'événement de sécheresse (Figure 17), l'espèce *Pinus brutia* est vraisemblablement adaptée aux conditions climatiques des dispositifs expérimentaux où elle est installée. En effet, les individus ont soit peu répondu aux épisodes de sécheresse, soit récupéré suffisamment pour retrouver des niveaux de croissance semblables voire meilleurs par la suite. L'espèce présente donc sur les sites testés une très bonne tolérance aux sécheresses. Cette adaptation complique l'identification d'une provenance plus adaptée, bien que des effets, même légers, aient été montrés.

CONCLUSION

La deuxième année du cursus ingénieur AgroParisTech en apprentissage a permis de mobiliser des compétences diverses et transversales. Le début de l'année a consisté à terminer le sciage des carottes entamé en première année, puis à assurer le suivi de leur traitement par le site INRAE de Pierroton. Ensuite, des efforts de définition des années de sécheresse et une vérification de la datation des cernes a permis de mobiliser des compétences en problématisation, en veille scientifique, ou encore en recul critique entre projet en cours et état de l'art. La partie d'analyse dendroécologique a également mobilisé des compétences complémentaires, qu'elles soient bibliographiques, en programmation sur le logiciel R ou en analyses descriptives et statistiques d'un jeu de données.

L'étude dendroécologique, dont la phase de protocole puis de terrain ont été le sujet de la première année, permet donc d'apporter des premiers éléments d'éclaircissements à la question de la réponse de l'espèce *Pinus brutia* aux sécheresses, qualifiées dans l'étude de sévères à extrêmes. Il semble que la réponse de l'espèce aux épisodes de sécheresse identifiés sur les dispositifs dans lesquels elle est aujourd'hui implantée soit satisfaisante. Des différences ont été observées entre provenances, même si elles restent peu marquées en raison d'une bonne résilience globale. Ainsi, les provenances POSK, MARM et ALEX présentent les meilleures performances (bonnes résilience, résistance et récupération), tandis que les provenances ANAM et BUCA ont une moins bonne résilience expliquée par une plus faible résistance, et que la provenance ULUC a une moins bonne résilience en raison de sa mauvaise récupération. La provenance SILI est quant à elle intermédiaire, avec des résultats corrects mais une grande variabilité entre individus sur les sites échantillonnés. Ces résultats sont similaires à ceux avancés par Bariteau et Pommery dans le Sud de la France (1992), mais pas avec ceux présentés par Eccher *et al.* en Italie (1987). Cela confirme l'intérêt de l'approche dendroécologique pour étudier la résistance à la sécheresse, en particulier les différences de réponses entre provenances d'une même espèce, même si ces différences sont fines. Cela confirme également l'effet des sites sur la résistance à la sécheresse des différentes provenances. Enfin, des différences semblent surtout exister entre individus dominants ou dominés, la résilience étant meilleure pour les arbres dominés mais avec une résistance et une récupération plus marquées. Cela peut être lié au fait que les arbres dominés ont une croissance davantage impactée par des facteurs extrinsèques liés au peuplement, comme le relâchement de la compétition. Les arbres dominants ont quant à eux une meilleure résistance et une meilleure récupération, que l'on peut expliquer par de meilleures réserves de carbone.



BIBLIOGRAPHIE

- Adams, H. D., Zeppel, M. J. B., Anderegg, W. R. L., Hartmann, H., Landhäusser, S. M., Tissue, D. T., Huxman, T. E., Hudson, P. J., Franz, T. E., Allen, C. D., *et al.* (2017). A multispecies synthesis of physiological mechanisms in drought-induced tree mortality, in *Nature Ecology and Evolution*, 1(9):1285-1291. DOI: <https://doi.org/10.1038/s41559-017-0248-x>.
- AgroParisTech. (2024). *Cahier des charges du rapport de 2^e année ingénieur par apprentissage*. Consulté le 09/07/2024 sur : <https://www.lea-cfa-agroparistech.fr/questionnaire/510499/509865/rapport-d-activites-de-2e-annee-mise-en-ligne-et-evaluation>.
- Akkemik, Ü., Yilmaz, H., Oral, D., Kaya, A. (2010). Some changes in taxonomy of pines (*Pinus* L.) native to Turkey, in *Journal of the Faculty of Forestry*, 61(1), Istanbul University. ISSN: 0535-8418.
- Allemand, P., Auge, P., Ferrandes, P., Birot, Y. (1985). Premiers enseignements des effets du froid de janvier 1985 sur les espèces forestières étudiées en arboretums et plantations comparatives de provenances en région méditerranéenne française, in *Forêt Méditerranéenne*, 7 :1(85-90). HAL Id : <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-03554769>.
- Allen, C. D., Breshears, D. D., McDowell, N.G. (2015). On underestimation of global vulnerability to tree mortality and forest die-off from hotter drought in the Anthropocene, in *Ecosphere*, 6(8):129. DOI: [10.1890/ES15-00203.1](https://doi.org/10.1890/ES15-00203.1).
- Bariteau, M., Pommery, J. (1992). Variabilité géographique et adaptation aux contraintes du milieu méditerranéen des pins de la section *halepensis* : résultats (provisoire) d'un essai de plantations comparatives en France, in *Annals of Forest Science*, 49 :261-276. DOI : <https://doi.org/10.1051/forest:19920305>.
- Bhuyan, U., Zang, C., Menzel, A. (2017). Different responses of multispecies tree ring growth to various drought indices across Europe, in *Dendrochronologia*, 44:1-8. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.dendro.2017.02.002>.
- BioForA. (2023). *Assemblée Générale de l'UMR BioForA*, 27 juin 2023, Ardon (45).
- Berthelot, A., Bastien, J.-C., Pâques, L. E., Bouttier, V., Deleuze, C., INRAE, FCBA, ONF, CNPF-IDF. (2021). *Réseau Expérimental Forestier d'Essences de diversification pour le Renouveau des forêts (REFER) – Rapport d'étape*.

- Bontemps, J.-D., Esper, J. (2011). Statistical modelling and RCS detrending methods provide similar estimates of long-term trend in radial growth of common beech in north-eastern France, in *Dendrochronologia*, 29(2):99-107. DOI: <https://hal.science/hal-00948667>.
- Bunn, A., Korpela, M., Biondi, F., Campelo, F., Mérian, P., Qeadan, F., Zang, C. (2024). *dplR: Dendrochronology program library in R*. Consulté le 15/07/2024 sur : <https://cran.r-project.org/web/packages/dplR/index.html>.
- Chambel, M. R., Climent, J., Pichot, C., Ducci, F. (2013). Chapter 5. Mediterranean Pines (*Pinus halepensis* Mill. and *brutia* Ten.), in *Forest Tree Breeding in Europe. Managing Forest Ecosystems*. DOI: <https://doi.org/10.1007/978-94-007-6146-9>.
- Climent, J., San-Martin, R., Chambel, M. R., Mutke, S. (2011). Ontogenetic differentiation between Mediterranean and Eurasian pines (sect. *Pinus*) at the seedling stage, in *Trees*, 25:175-186. DOI: [10.1007/s00468-010-0496-8](https://doi.org/10.1007/s00468-010-0496-8).
- Cook, E. R. (1985). A time series analysis approach to tree ring standardization. Dissertation. University of Arizona. DOI: <http://hdl.handle.net/10150/188110>.
- Cook, E. R. (1987). The decomposition of tree-ring series for environmental studies, in *Tree Ring Bulletin*, 47:37-59. DOI: <http://handle.net/10150/261788>.
- de Luis, M., Gricar, J., Cufar, K., Raventos, J. (2007). Seasonal dynamics of wood formation in *Pinus halepensis* from dry and semi-arid ecosystems in Spain, in *IAWA Journal*, 28:389-404. DOI: <https://doi.org/10.1163/22941932-90001651>.
- de Martonne, E. (1926). *Aréisme et indice aridite*. Comptes Rendus de l'Académie des Sciences, Paris, 182 :1395-1398.
- de Vries, S. M. G., Alan, M., Bozzano, M., Burianek, V., Collin, E., Cottrell, J., Ivankovic, M., Kelleher, C. T., Koskela, J., Rotach, P., Vietto, L., Yrjänä, L. (2015). *Pan-European strategy for genetic conservation of forest trees and establishment of a core network of dynamic conservation units*. European Forest Genetic Resources Programme (EUFORGEN), Biodiversity International, Rome, Italy.
- Debas, A. (2023). *Rapport d'activité. Bilan de la première année d'alternance*.
- Delon, P. (1995). *Compte rendu résumé d'installation de l'expérimentation*. AR 94.21.02.
- DeSoto, L., Cailleret, M., Sterck, F., Jansen, S., Kramer, K., *et al.* (2020). Low growth resilience to drought is related to future mortality risk in trees, in *Nature Communications*, 11:545. DOI: <https://doi.org/10.1038/s41467-020-14300-5>.
- Diaz, H. F. (1983). Drought in the United States. Some aspects of major dry and wet periods in the contiguous United States, 1895-1981, in *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 22:1:3-16. DOI: [https://doi.org/10.1175/1520-0450\(1983\)022%3C0003:DITUS%3E2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0450(1983)022%3C0003:DITUS%3E2.0.CO;2).
- Dracup, J. A., Lee, K. S., Paulson Jr., E. G. (1980). On the definition of droughts, in *Water Resources Research*, 16:297-302. DOI: <https://doi.org/10.1029/WR016i002p00297>.

- Durand, Y., Brun, E., Mérindol, L., Guyomarc'h, G., Lesaffre, B., Martin, E. (1993). A meteorological estimation of relevant parameters for snow models, in *Annals of Glaciology*, 18:65-71. DOI: [10.3189/S0260305500011277](https://doi.org/10.3189/S0260305500011277).
- Eccher, A., Fusaro, E., Pelleri, F. (1987). Résultats de l'expérimentation italienne sur les principales provenances de pins de la section halepensis dix ans après la plantation, in *Forêt Méditerranéenne*, IX:5-14. HAL Id: [hal-03555188](https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-03555188).
- Fady, B. (2011). Les changements climatiques et leurs effets sur la forêt méditerranéenne : aspects génétiques, in *Forêt Méditerranéenne*, 32(2). Id HAL : <https://hal.science/hal-03556178>.
- Frankis, M. (1999). 367.PINUS BRUTIA: Pinaceae, dans *Curtis's Botanical Magazine*, 16. DOI : <https://www.jstor.org/stable/45065380>.
- Fritts, H. C. (1976). *Tree rings and climate*. Academic Press, London.
- ECODIV (INRAE). (2021). *Présentation Schéma Stratégique 2021-2025*.
- Gazol, A., Ribas, M., Gutierrez, E., Camarero, J. J. (2017). Aleppo pine forests from across Spain show drought-induced growth decline and partial recovery, in *Agricultural and Forest Meteorology*. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agrformet.2016.08.014>.
- GIEC. (1992). *Climate Change: the 1990 and 1992 IPCC Assessments*.
- GIEC. (2022). Climate Change 2022: Impacts, Adaptation and Vulnerability, in *6th Assessment Report*, part II.
- Goodrich, G.B., Ellis, A.W. (2006). Climatological drought in Arizona : an analysis of indicators for guiding the Governor's drought task force, in *The Professional Geographer*, 58(4). DOI: [10.1111/j.1467-9272.2006.00582.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-9272.2006.00582.x).
- Grigoryan, G. V., Casper, M. C., Gauer, J., Vasconcelos, A. C., Reiter, P. P. (2010). Impact of climate change on water balance of forest sites in Rhineland-Palatinate, Germany, in *Advances in Geosciences*, 27:37-43. DOI: [10.5194/adgeo-27-37-2010](https://doi.org/10.5194/adgeo-27-37-2010).
- Guller, B., Isik, K., Cetinay, S. (2012). Variations in the radial growth and wood density components in relation to cambial age in 30-year-old *Pinus brutia* Ten. at two sites, in *Trees*, 26:975-986. DOI: [10.1007/s00468-011-0675-2](https://doi.org/10.1007/s00468-011-0675-2).
- Habets, F., Boone, A., Champeaux, J. L., Etchevers, P., Franchistéguy, L., Leblois, E., Ledoux, E., Le Moigne, P., Martin, E., Morel, S., Noilhan, J., Quintana Segui, P., Rousset-Regimbeau, F., Viennot, P. The SAFRAN-ISBA-MODCOU hydrometeorological model applied over France, in *Journal of geophysical research: Atmospheres*, 113:D6. DOI: <https://doi.org/10.1029/2007JD008548>.
- Hegyí, F. (1974). A simulation model for managing jack pine stands, in *Growth models for tree and stand simulation*, Royal College of Forestry. ISBN: [9789157603432](https://www.isbn-international.org/product/9789157603432).

- Hember, R. A., Kurz, W. A., Coops, N. C. (2017). Relationships between individual-tree mortality and water-balance variables indicate positive trends in water stress-induced tree mortality across North America, in *Global Change Biology*, 23:4:1691-1710. DOI: <https://doi.org/10.1111/gcb.13428>.
- Hisdal, H., Tallaksen, L. M. (2000). Drought event definition, in *Assessment of the regional impact of droughts in Europe. Technical Report No. 6*.
- Hoffmann, N., Schall, P., Ammer, C., Leder, B., Vor, T. (2018). Drought sensitivity and stem growth in nine alien tree species on a productive forest site in Germany, in *Agricultural and Forest Meteorology*, 256-257:431:444. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agrformet.2018.03.008>.
- Houminer, N., Riov, J., Moshelion, M., Osem, Y., David-Schwartz, R. (2022). Comparison of morphological and physiological traits between *Pinus brutia*, *Pinus halepensis*, and their vigorous F1 hybrids, in *Forests*, 13:1477. DOI: <https://doi.org/10.3390/f13091477>.
- INRAE. (2021). *Missions, organisation et chiffres-clés*.
- INRAE-ONF. (2024). *For-Eval : une application mobile pour évaluer les sols forestiers*. Consulté le 15/07/2024 sur : <https://eng-ispahub.inrae.fr/equipements/outils-d-aide-a-la-decision/for-eval-une-application-mobile-pour-evaluer-les-sols-forestiers>.
- Keyantash, J., Dracup, J. A. (2002). The quantification of drought : an evaluation of drought indices, in *Bulletin of the American Meteorological Society*, 83:8:1167-1180. DOI: <https://doi.org/10.1175/1520-0477-83.8.1167>.
- Klesse, S. (2021). Critical note on the application of the “two-third” spline, *Dendrochronologia*, 65. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.dendro.2020.125786>.
- Kujawski, R. (2011). *Long-term drought effects on trees and shrubs*. University of Massachusetts Amherst, Center for Agriculture, Food, and the Environment. Visité le 10/07/2024 sur : <https://ag.umass.edu/landscape/fact-sheets/long-term-drought-effects-on-trees-shrubs>.
- Landsheer, J. A., van den Wittenboer, G. (2015). Unbalanced 2x2 factorial designs and the interaction effect: a troublesome combination, in *Plos One*, 10(3). DOI: [10.1371/journal.pone.0121412](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0121412).
- Lebourgeois, F. F., Mérian, P. (2012). *Principes et méthodes de la dendrochronologie*. DOI: <https://hal.science/cel-01627048>.
- Lloret, F., Keeling, E. G., Sala, A. (2011). Components of tree resilience: effects of successive low-growth episodes in old ponderosa pine forests, in *Oikos*, 120:1909-1920. DOI: [10.1111/j.1600-0706.2011.19372.x](https://doi.org/10.1111/j.1600-0706.2011.19372.x).
- Mckee, T.B., Doesken, N. J., Kleist, J. (1993). The relationship of drought frequency and duration to time scales, in *Water*, 179:17-22.

- McLauchland, K. K., Higuera, P. E., Miesel, J., Rogers, B. M., Schweitzer, J., Schuman, J. K., Tepley, A. J., Varner, J. M., Veblen, T. T., Adalsteinsson, S. A., Balch, J. K., Baker, P., Batllori, E., Bigio, E., Brando, P., Cattau, M., Chipman, M. L., Coen, J., Crandall, R., Daniels, L., Enright, N., Gross, W. S., Harvey, B. J., Hatten, J. A., Hermann, S., Hewitt, R. E., Kobziar, L. N., Landesmann, J. B., Loranty, M. M., Maezumi, S. Y., Mearns, L., Moritz, M., Myers, J. A., Pausas, J. G., Pellegrini, A. F. A., Platt, W. J., Roozeboom, J., Safford, H., Santos, F., Scheller, R. M., Sherriff, R. L., Smith, K. G., Smith, M. D., Watts, A. C. (2020). Fire as fundamental ecological process: Research advances and frontiers, in *Journal of Ecology*, 108, pp. 2047-2069. DOI: [10.1111/1365-2745.13403](https://doi.org/10.1111/1365-2745.13403).
- Melvin, T. M., Briffa, K. R., Nicolussi, K., Grabner, M. (2007). Time-varying-response smoothing, in *Dendrochronologia*, 25:65-69. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.dendro.2007.01.004>.
- Morin, X., Chuine, I. (2007). Réponse des essences ligneuses au changement climatique. Modification de la phénologie, des risques de gel et de la répartition des essences ligneuses nord-américaines, in *Rendez-Vous Techniques*, hors-série n°3, « Forêts et milieux naturels face aux changements climatiques », 15-20. Consulté le 12/07/2024 sur : <https://www.onf.fr/+164:rendez-vous-techniques-de-lonf-hors-serie-no3.html>.
- Mukherjee, S., Mishra, A. (2018). Climate change and drought: a perspective on drought indices, in *Current Climate Change Reports*. DOI: <https://doi.org/10.1007/s40641-018-0098-x>.
- National Integrated Drought Information System (NIDIS). (2024). *Drought timescales: short-vs. long-term drought*. Visité le 10/07/2024 sur : <https://www.drought.gov/what-is-drought/drought-timescales-short-vs-long-term-drought>.
- Nouals, D., Bariteau, M. (1993). Les pins brutia et eldarica en France. Éléments sur l'autécologie et la génétique. Perspectives d'utilisation, in *Forêt Méditerranéenne*, 14(3):199-217. HAL Id : <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-03557170>.
- Palmer, W. C. (1965). Meteorological drought, in *Research Paper No. 45*. US Department of Commerce, pp. 55.
- Philippe, E., Vidal, F., Borne, E., Darmanin, G., Guillaume, D. (2019). *Décret n°2019-1046 du 10 octobre 2019 relatif à l'organisation et au fonctionnement de l'Institut national de recherche pour l'agriculture, l'alimentation et l'environnement*, Journal officiel n°0238 du 12/10/2019.
- Poittevin, S., Lavalley, C., Lours, L., Ulrich, E., Cornu, S., Richter, C. (2020). *Bilan du réseau RDI – Période 2016-2019*.
- R Development Core Team. *R: The R Project for statistical Computing*, Vienna, Austria. Consulté le 10/07/2024 sur : <http://www.R-project.org>.
- Regent Instrument INC. *WinDENDRO™. Un système d'analyse d'images pour les cernes de croissance des arbres*. Consulté le 09/07/2024 sur : https://regentinstruments.com/FR_root/assets/windendro_about.html.

- Ricodeau, N., Fady, B., Martin, N., Pichot, C. (2019). *Fiche MFR Pinus brutia*, Ministère de l'Agriculture et de l'Alimentation.
- Sanchez, L. (2022). *Unité mixte de recherche BioForA – projet scientifique 2024-2028*.
- Schwarz, J., Skiadaresis, G., Kohler, M., Kunz, J., Schnabel, F., Vitali, V., Bauhus, J. (2020). Quantifying growth responses of trees to drought – a critique of commonly used resilience indices and recommendations for future studies, in *Current Forestry Reports*, 6:185-200. DOI: <https://doi.org/10.1007/s40725-020-00119-2>.
- Semerci, A., İmal, B., Gonzalez-Benecke, C. A. (2021). Intraspecific variability in cold tolerance in *Pinus brutia* sampled from two contrasting provenance trials, in *New Forests*, 52:621-637. DOI : <https://doi.org/10.1007/s11056-020-09815-0>.
- Stephenson, N. L., Das, A. J. (2011). Comment on „Changes in climatic water balance drive downhill shifts in plant species' optimum elevations”, in *Science Mag*, technical comment. DOI: [10.1126/science.1205740](https://doi.org/10.1126/science.1205740).
- Svoboda, M., Fuchs, B. A. (2016). *Manuel des indicateurs et indices de sécheresse*. Organisation météorologique mondiale (OMM) et Partenariat mondial pour l'eau (GWP), Programme de gestion intégré des sécheresses. ISBN 978-92-63-21173-6.
- Thurm, E. A., Uhl, E., Pretzsch, H. (2016). Mixture reduces climate sensitivity of Douglas-fir stem growth, in *Forest Ecology and Management*, 376:205:220. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.foreco.2016.06.020>.
- Vennetier, M., Girard, F., Didier, C., Ouarmim, S., Ripert, C., Misson, L., Esteve, R., Martin, W., Ndyaye, A. (2011). Adaptation phénologique du pin d'Alep au changement climatique, in *Forêt Méditerranéenne*, 32 :151-166. DOI : <https://hal.science/hal-03556151>.
- Veullen, L., Prévosto, B., Zeoli, L., Pichot, C., Cailleret, M. (2023). *Pinus halepensis* and *P. brutia* provenances present similar resilience to drought despite contrasting survival, growth, cold tolerance and stem quality: Insights from a 45 year-old common garden experiment, in *Forest Ecology and Management*, 544:121-146. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2023.121146>.
- Vicente-Serrano, S. M., Begueria, S., Lopez-Moreno, J. I. (2010). A multiscalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index, in *Journal of Climate*, 23:7:1696-1718. DOI: [10.1175/2009JCLI2909.1](https://doi.org/10.1175/2009JCLI2909.1).
- Wells, N., Goddard, S., Hayes, M. J. (2004). A self-calibrating palmer drought severity index, in *Journal of Climate*, 17:12:2335-2351. DOI: [10.1175/1520-0442\(2004\)017<2335:ASPDSI>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(2004)017<2335:ASPDSI>2.0.CO;2).
- Zang, C. S., Buras, A., Esquivel-Muelbert, A., Jump, A. S., Rigling, A., Rammig, A. (2020). Standardized drought indices in ecological research: Why one size does not fit all, in *Wiley*, letter to the editor. DOI: [10.1111/gcb.14809](https://doi.org/10.1111/gcb.14809).

Zhong, R., Chen, X., Wang, Z., Lai, C., Goddard, S., Wells, N., Hayes, M. (2018). Calculation of the conventional and self-calibrating Palmer Drought Severity Index. Package R. URL: <https://github.com/Sibada/scPDSI>.



ANNEXES

Liste des annexes

Annexe 1 : Abréviations des sites et provenances du projet de dendroécologie.....	39
Annexe 2 : Séries de largeurs de cernes avant et après l'ajout d'une année.....	39
Annexe 3 : Sorties R des modèles construits avec l'ensemble des sites et provenances.....	40
Annexe 4. Années couvertes par les séries de cernes.....	42
Annexe 5. Sorties R pour le modèle d'ANOVA à 1 facteur : (b) $R_s \sim \text{Prov} + \text{Site} + \text{Prov:Site}$...	43
Annexe 6 : Sorties R pour le modèle d'ANOVA à 1 facteur (g) $R_c \sim \text{Prov} + \text{Site} + \text{Prov:Site}$..	43

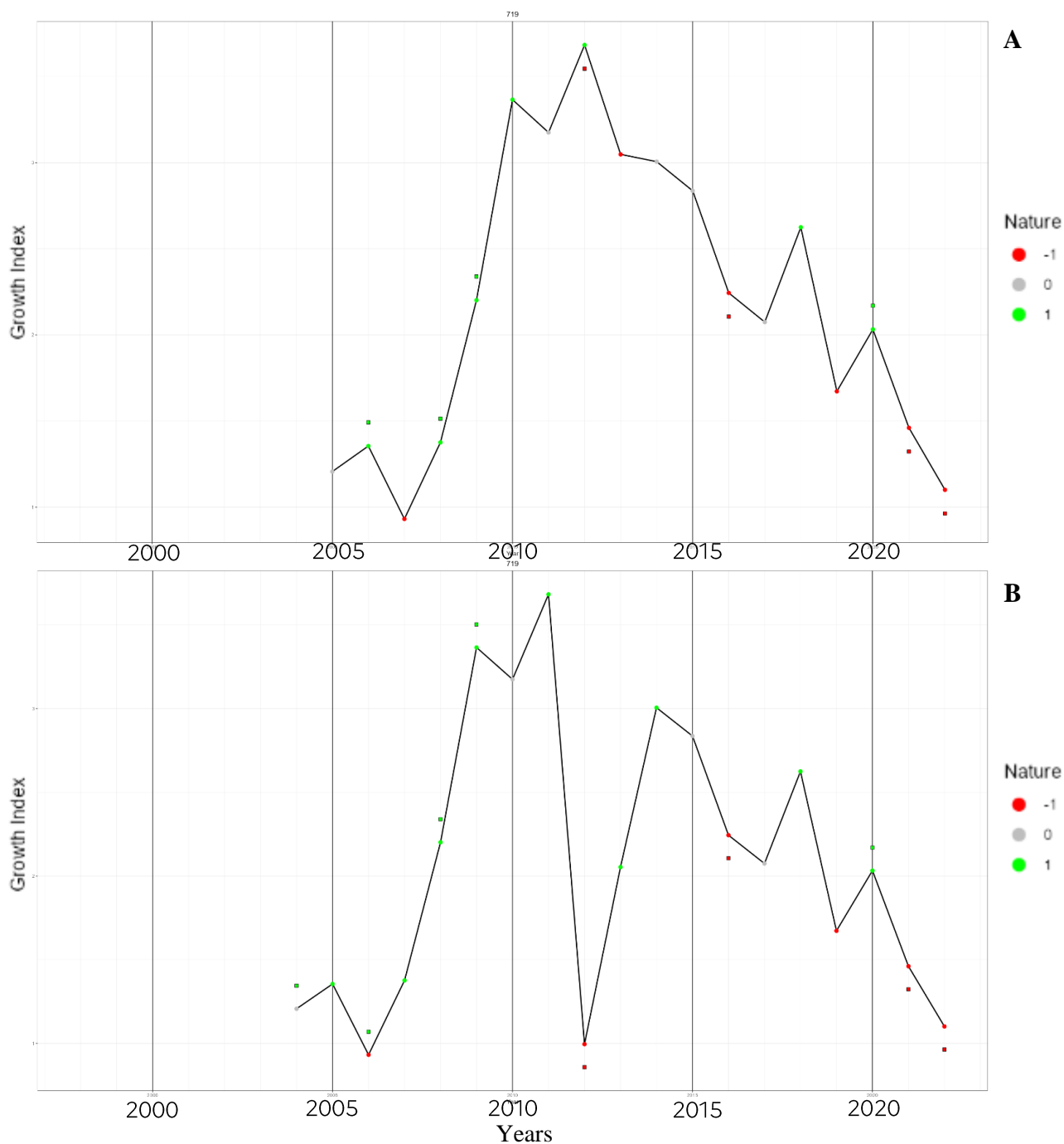
Annexe 1 : Abréviations des sites et provenances du projet de dendroécologie

Site	Abrévation
Forêt domaniale de la Caïnée	CAIN
Forêt communale de Caireval	CAIR
Forêt communale de Charleval	CHAR
Forêt domaniale du Jabron	JABR
Forêt domaniale des Monts d'Orb	MORB
Forêt communale de Nîmes	NIME
Forêt domaniale de Saumonards (Oléron)	OLER
Forêt domaniale de Parlatges, zone 1	PAR1
Forêt domaniale de Parlatges, zone 2	PAR2
Forêt domaniale du Prieuré	PRIE

Provenance	Abrévation
Alexandropolis (Grèce)	ALEX
Anamur (Turquie)	ANAM
Bucak-Meli (Turquie)	BUCA
Pos-Karsanti (Turquie)	POSK
Uluçinar (Turquie)	ULUC
Karsanti, bloc 1 (Turquie)	KAR1
Karsanti, bloc 2 (Turquie)	KAR2
Silifke (Turquie)	SILI
Marmaris (Turquie)	MARM
Chypre (Turquie)	CHYP
Pin de Brutie, provenance inconnue	PBR
Pin d'Alep, provenance inconnue	PIHA

Source : production personnelle.

Annexe 2 : Séries de largeurs de cernes avant et après l'ajout d'une année



Série de largeurs de cernes pour l'individu 719 : avant modification (A) et après modification (B). Les points verts sur la courbe représentent les variations de 10% positives (vert) ou négatives (rouge) propres à la série. Les points sur la courbe en vert ou sous la courbe en rouge correspondent aux années caractéristiques pour l'ensemble des séries regroupées sur ce site.

Annexe 3 : Sorties R des modèles construits avec l'ensemble des sites et provenances

Test d'ANOVA de type II pour le modèle $R_s \sim \text{Prov} + \text{Site} + \text{Prov}:\text{Site}$

Analysis of Variance Table

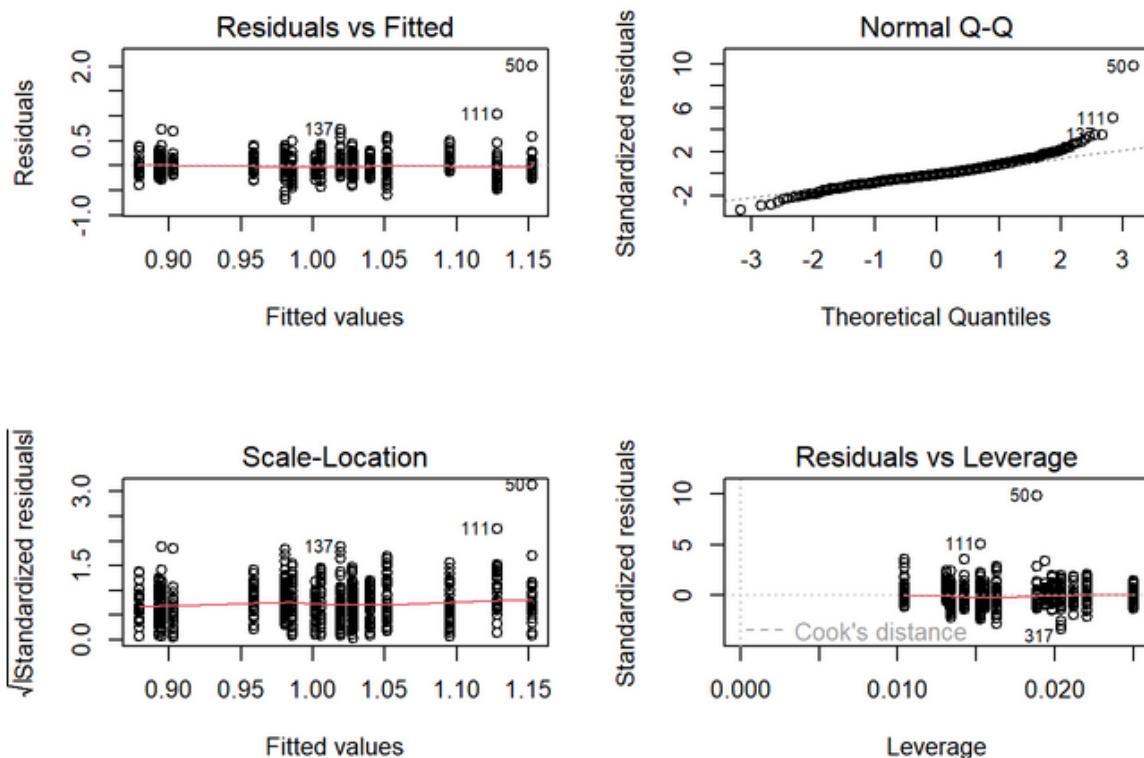
Response: R_s

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	
Prov	6	1.7773	0.29622	7.2522	1.640e-07	***
Site	4	1.8495	0.46236	11.3198	6.916e-09	***
Prov:Site	6	1.5572	0.25953	6.3540	1.636e-06	***
Residuals	652	26.6313	0.04085			

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

On observe ici que la provenance, le site et l'interaction entre les deux ont un effet significatif sur la résilience.

Graphique de vérification des hypothèses du modèle linéaire pour $R_s \sim \text{Prov} + \text{Site}$



Les hypothèses du modèle linéaire sont validées pour ce modèle.

Sortie du modèle Rs ~ Prov + Site

Call:

```
lm(formula = Rs ~ Prov + Site, data = mesures2)
```

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-0.68060	-0.10843	-0.01697	0.08763	2.01165

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	1.12827	0.02560	44.078	< 2e-16	***
ProvANAM	-0.10900	0.02561	-4.257	2.37e-05	***
ProvBUCA	-0.10111	0.03488	-2.899	0.003870	**
ProvMARM	0.03797	0.04054	0.937	0.349352	
ProvPOSK	0.02401	0.03620	0.663	0.507396	
ProvSILI	-0.04310	0.03159	-1.364	0.172961	
ProvULUC	-0.12267	0.03449	-3.556	0.000403	***
SiteMORB	-0.10437	0.04530	-2.304	0.021552	*
SitePAR1	-0.12416	0.02578	-4.815	1.82e-06	***
SitePAR2	-0.03341	0.02787	-1.199	0.231032	
SitePRIE	-0.12639	0.02640	-4.788	2.08e-06	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.207 on 658 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.114, Adjusted R-squared: 0.1005

F-statistic: 8.466 on 10 and 658 DF, p-value: 4.76e-13

Le modèle est meilleur que le modèle nul (p-value = 4.76e-13) et explique 10% des variations du jeu de données.

Test d'ANOVA de type II pour le modèle Rt ~ Prov + Site + Prov :Site

Analysis of Variance Table

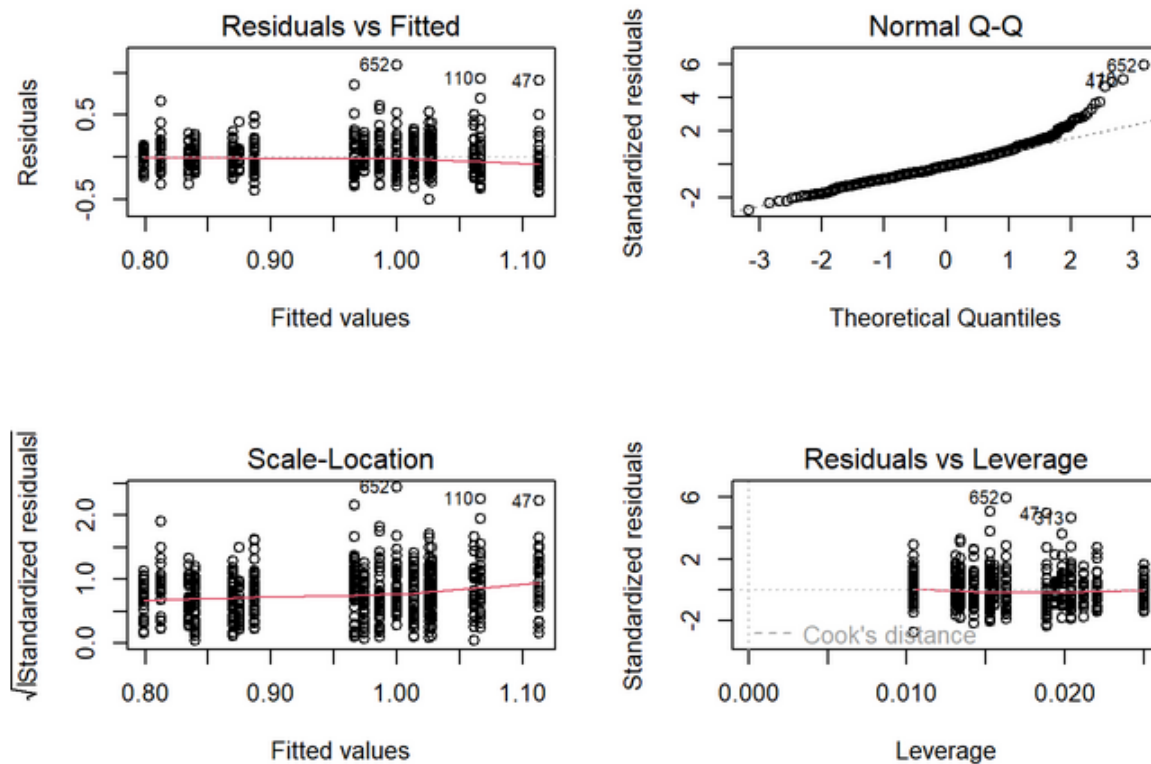
Response: Rt

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
Prov	6	0.8756	0.14593	4.2465	0.0003314 ***
Site	4	4.5537	1.13842	33.1270	< 2.2e-16 ***
Prov:Site	6	0.2133	0.03554	1.0343	0.4016853
Residuals	652	22.4063	0.03437		

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Le test montre que la provenance et le site ont un effet sur la résistance, et que l'effet d'interaction n'est pas significatif.

Graphes de vérification des hypothèses du modèle linéaire pour $R_t \sim \text{Prov} + \text{Site}$



Les hypothèses du modèle linéaire sont validées pour ce modèle.

Sorties du modèle $R_t \sim \text{Prov} + \text{Site}$

Call:

```
lm(formula = Rt ~ Prov + Site, data = mesures2)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.50424	-0.11334	-0.01826	0.08653	1.09163

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	1.066898	0.022930	46.529	< 2e-16 ***
ProvANAM	-0.041288	0.022938	-1.800	0.0723 .
ProvBUCA	-0.053004	0.031244	-1.696	0.0903 .
ProvMARM	0.029535	0.036319	0.813	0.4164
ProvPOSK	0.046283	0.032427	1.427	0.1540
ProvSILI	-0.027526	0.028300	-0.973	0.3311
ProvULUC	-0.005558	0.030898	-0.180	0.8573
SiteMORB	-0.072712	0.040583	-1.792	0.0736 .
SitePAR1	-0.138924	0.023097	-6.015	2.99e-09 ***
SitePAR2	-0.039044	0.024963	-1.564	0.1183
SitePRIE	-0.226905	0.023645	-9.596	< 2e-16 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1854 on 658 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.1936, Adjusted R-squared: 0.1813

F-statistic: 15.79 on 10 and 658 DF, p-value: < 2.2e-16

Le modèle est significativement meilleur que le modèle nul (p-value < 2.2×10^{-16}) et il explique près de 18% des variations du jeu de données.

Test d'ANOVA de type II pour le modèle $Rc \sim Prov + Site + Prov : Site$

Analysis of Variance Table

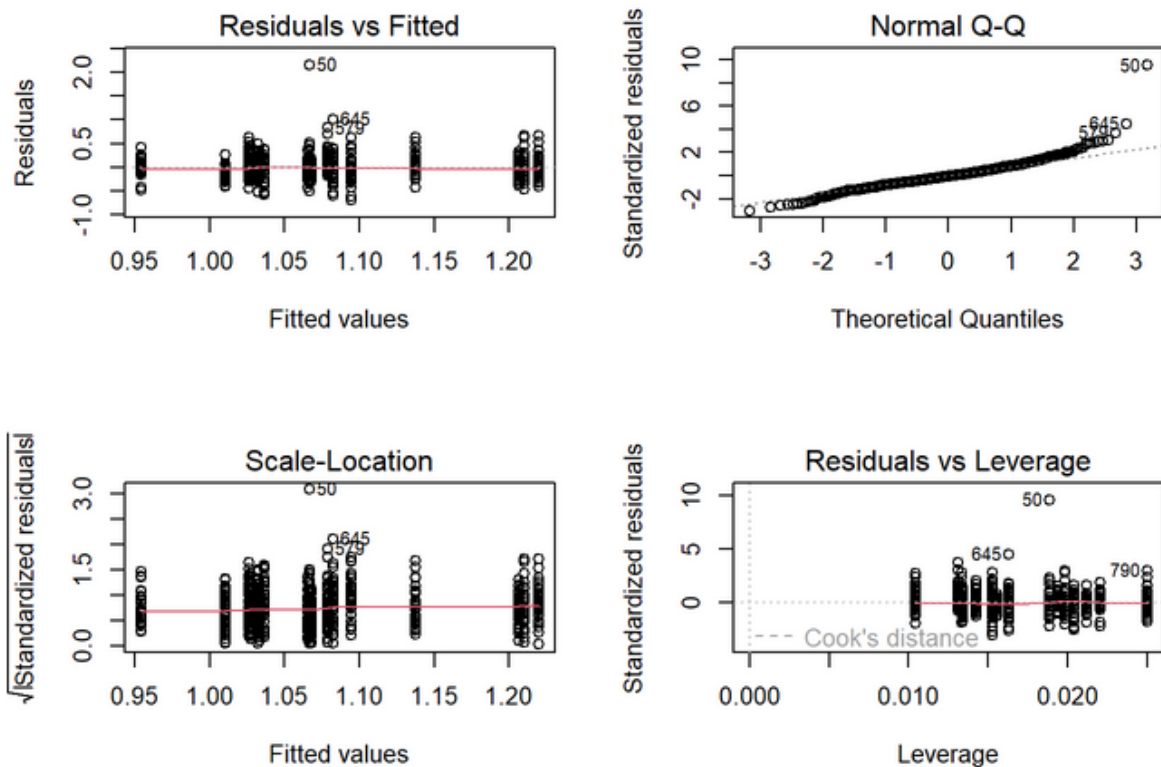
Response: Rc

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
Prov	6	1.712	0.28530	5.8460	5.969e-06 ***
Site	4	1.524	0.38101	7.8073	3.780e-06 ***
Prov:Site	6	2.218	0.36965	7.5744	7.172e-08 ***
Residuals	652	31.819	0.04880		

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Le test montre que la provenance, le site et l'interaction entre les deux ont un effet sur la récupération.

Graphes de vérification des hypothèses du modèle linéaire pour $Rc \sim Prov + Site$



Les hypothèses du modèle linéaire sont validées pour ce modèle.

Sortie du modèle Rc ~ Prov + Site

Call:

```
lm(formula = Rc ~ Prov + Site, data = mesures2)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.69026	-0.12729	-0.01442	0.10704	2.14855

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	1.094809	0.028128	38.923	< 2e-16	***
ProvANAM	-0.068665	0.028137	-2.440	0.014935	*
ProvBUCA	-0.062827	0.038327	-1.639	0.101645	
ProvMARM	0.013509	0.044552	0.303	0.761820	
ProvPOSK	-0.028080	0.039777	-0.706	0.480476	
ProvSILI	0.003699	0.034716	0.107	0.915169	
ProvULUC	-0.140728	0.037902	-3.713	0.000222	***
SiteMORB	-0.061908	0.049783	-1.244	0.214100	
SitePAR1	0.001353	0.028333	0.048	0.961925	
SitePAR2	-0.015786	0.030622	-0.516	0.606362	
SitePRIE	0.111496	0.029005	3.844	0.000133	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

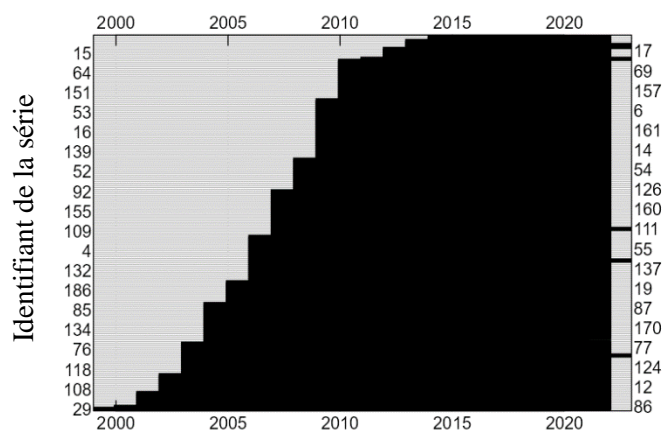
Residual standard error: 0.2274 on 658 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.08681, Adjusted R-squared: 0.07294

F-statistic: 6.255 on 10 and 658 DF, p-value: 3.444e-09

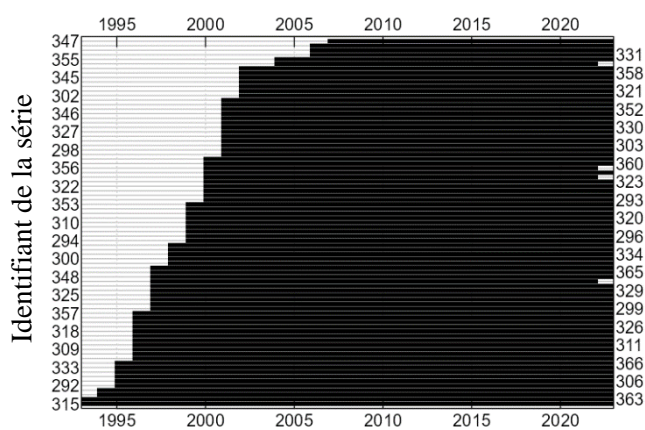
Le modèle est significativement meilleur que le modèle nul ($p\text{-value} = 3.444 \times 10^{-9}$), et il explique près de 7% des variations du jeu de données.

Annexe 4 : Années couvertes par les séries de cernes



Années couvertes par les séries

Graphique des périodes couvertes par les séries du site CAIN (Forêt domaniale de la Caïnée), figurant en noir. Le nombre d'individus couvrant la période la plus longue est relativement faible : la période 2007-2023 est couverte par la moitié des individus environ ($n = 189$). Certains individus ont par ailleurs débuté leur croissance en 2023, ce que n'ont pas fait la majorité.



Années couvertes par les séries

Graphique des périodes couvertes par les séries du site OLER (Forêt domaniale de Saumonards), figurant en noir. Le nombre d'individus couvrant la période la plus longue est relativement faible, mais permet de couvrir la période 2000-2023 pour plus de la moitié des individus ($n = 81$).

Annexe 5 : Sorties R pour le modèle d'ANOVA à 1 facteur : (b) Rs ~ Prov + Site + Prov:Site

Sortie du test d'ANOVA de type I pour le modèle (b) :

Response: Rs

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	
Prov	1	0.6728	0.67283	20.050	1.153e-05	***
Site	2	0.7417	0.37085	11.051	2.530e-05	***
Prov:Site	2	1.3307	0.66535	19.828	1.033e-08	***
Residuals	247	8.2885	0.03356			

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sortie du modèle d'ANOVA (b) :

Call:

lm(formula = Rs ~ Prov * Site, data = merged_df4)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.38600	-0.11680	-0.01732	0.08645	1.12974

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	1.03977	0.03189	32.607	< 2e-16	***
ProvANAM	0.02292	0.04109	0.558	0.577427	
SitePAR2	0.15842	0.04160	3.808	0.000177	***
SitePRIE	-0.08512	0.04284	-1.987	0.048039	*
ProvANAM:SitePAR2	-0.32372	0.05610	-5.770	2.36e-08	***
ProvANAM:SitePRIE	-0.04728	0.05842	-0.809	0.419165	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1832 on 247 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2488, Adjusted R-squared: 0.2336

F-statistic: 16.36 on 5 and 247 DF, p-value: 6.103e-14

Annexe 6 : Sorties R pour le modèle d'ANOVA à 1 facteur (g)

Rc ~ Prov + Site + Prov:Site

Sortie du test d'ANOVA de type I pour le modèle (g) :

Analysis of Variance Table

Response: Rc

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
Prov	1	0.4787	0.47868	11.298	0.000899 ***
Site	2	0.9168	0.45838	10.819	3.133e-05 ***
Prov:Site	2	1.3951	0.69755	16.464	1.941e-07 ***
Residuals	247	10.4651	0.04237		

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sortie du modèle d'ANOVA (g) :

Call:

```
lm(formula = Rc ~ Prov * Site, data = merged_df4)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.61459	-0.12670	-0.02457	0.10128	0.72904

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	1.01914	0.03583	28.442	< 2e-16 ***
ProvANAM	0.01838	0.04617	0.398	0.690848
SitePAR2	0.16194	0.04675	3.464	0.000627 ***
SitePRIE	0.13108	0.04814	2.723	0.006930 **
ProvANAM:SitePAR2	-0.29210	0.06304	-4.633	5.83e-06 ***
ProvANAM:SitePRIE	0.03385	0.06565	0.516	0.606542

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2058 on 247 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2105, Adjusted R-squared: 0.1945

F-statistic: 13.17 on 5 and 247 DF, p-value: 2.221e-11

