



ECOLE NATIONALE DE LA STATISTIQUE ET DE L'ANALYSE DE L'INFORMATION



PROJET STATISTIQUE

Deuxième Année

**IMPACT DES ESPÈCES ARBORÉES SUR LA RÉGULATION NATURELLE DE LA MINEUSE
DE L'ÉPI DE MIL, *HELIOCHEILUS ALBIPUNCTELLA*, À BAMBEY**

Réalisé par :

Caleb Carloss AGUIDA

Brice Camel TIFA

Adama BARRY

Encadrants :

Valerie SOTI & Lionel TRUQUET

Coach :

Laurent TARDIF

Année académique 2019-2020

Remerciements

A l'issue du présent travail, nos remerciements vont à l'endroit de notre tutrice, Valérie SOTI pour nous avoir proposé un sujet aussi intéressant et à notre professeur Lionel TRUQUET pour son apport technique dans l'analyse des données, pour son encadrement, sa disponibilité et ses directives précieuses qui nous ont aidé tout au long du projet. Ce projet nous a permis de nous familiariser avec les données cartographiques, la bio-écologie et la mise en oeuvre sur des données réelles des connaissances acquises en modélisation. Nous avons pris plaisir à travailler sur ce thème tout au long de ce projet.

Nous souhaitons également adresser nos remerciement à Zinsou Max DEBALY pour son écoute et son apport dans la compréhension du sujet et la proposition de méthodologie. Nos remerciements s'adressent également à Yves AMEVOIN pour son aide dans le calcul des indices paysagers et à Myriam VIMOND pour ses conseils sur l'implémentation de l'algorithme MCMC dans la regression bêta.

Pour finir, nous remercions notre coach, Laurent TARDIF, pour ses conseils sur l'organisation du travail au sein du groupe.

Table des matières

Remerciements	i
Liste des abréviations et des acronymes	iii
Liste des tableaux et graphiques	iv
Introduction	1
1 Généralités sur la lutte biologique d'insectes ravageurs	3
1.1 Définition des concepts	3
1.2 Ravageur, ennemis naturels et contrôle biologique	4
1.2.1 La mineuse de l'épi de mil et ses ennemis naturels	4
1.2.2 Régulation naturelle et stratégies de contrôle biologique	5
1.3 Mesure de la régulation naturelle	6
2 Littérature et méthodologie de l'étude	7
2.1 Revue de la littérature	7
2.2 Base de données	10
2.2.1 Source de données	10
2.2.2 Description des variables à expliquer	10
2.2.3 Calcul des variables indépendantes	13
2.3 Méthodologie de l'étude	15
2.3.1 Régression Bêta, Bêta PLS et Bêta Bayésienne	15
2.3.2 Régression Bêta à 1 et/ou 0	19
2.3.3 Régression Bêta Bayésienne à 1 et/ou 0	21
3 Description et modélisation	22
3.1 Analyse exploratoire des indices paysagers	22
3.1.1 Analyse en Composantes Principales	22
3.1.2 Nettoyage des données	22
3.1.3 Mise en oeuvre de l'ACP	25
3.2 Résultats de la régression Bêta PLS	29
3.3 Résultats de la régression bêta bayésienne à 1 ou 0	31
3.4 Synthèse des résultats et validation des hypothèses de recherche	36
Conclusion	38
Annexes	viii

Liste des sigles et abréviations

ACP	: Analyse en Composantes Principales
BSI	: Biocontrol Services Index
CIRAD	: Centre de coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement
MCMC	: Markov Chain Monte Carlo
PLS	: Partial Least Squares
TPL	: Taux de Parasitisme des Larves
TPO	: Taux de Parasitisme des Oeufs
UR-AIDA	: Unité de Recherche en Agroécologie et Intensification Durable des cultures Annuelles

Liste des tableaux

2.1	Variables dépendantes	12
3.1	Choix du nombre de composantes de la régression Bêta PLS	29
3.2	Résultats de la régression Bêta PLS	30
3.3	Résultats de la régression Bêta Bayésien à 1 pour le BSI	32
3.4	Résultats de la régression Bêta Bayésien à 0 pour le TPL	34
3.5	Résultats de la régression Bêta Bayésien à 0 pour le TPO	35
3.6	Configurations paysagères favorables à la régulation naturelle	37
3.7	Libellés des variables explicatives	xxv

Table des figures

2.1	Mise en évidence du calcul du BSI	11
2.2	Densités des indicateurs de régulation naturelle	12
2.3	Illustration du calcul du SHDI	14
2.4	Illustration du calcul du nombre de patch	14
2.5	Illustration du calcul du nombre de patch	15
2.6	Diversité de formes de la densité d'une loi bêta	16
3.1	Détection des valeurs aberrantes par la distance de Mahalanobis	24
3.2	Matrice de corrélation	25
3.3	Cercle de corrélation	26
3.4	Classification	28
3.5	Intervalles de confiance des régresseurs pour le BSI	30
3.6	Indices de niveau	viii
3.7	Dendogramme	viii
3.8	Histogramme des valeurs propres	ix
3.9	Nuage des individus	ix
3.10	Intervalles de confiance des régresseurs pour le TPO	x
3.11	Intervalles de confiance des régresseurs pour le TPL	x
3.12	Historique de la chaîne MCMC pour le BSI	xi
3.13	Historique fin de chaîne pour le BSI	xii
3.14	Autocorrélations de la chaîne pour le BSI	xiii
3.15	Quantiles ergodiques pour le BSI	xiv
3.16	Historique de la chaîne MCMC pour le TPL	xv
3.17	Historique fin de chaîne pour le TPL	xvii
3.18	Autocorrélations de la chaîne pour le TPL	xviii
3.19	Quantiles ergodiques pour le TPL	xix
3.20	Historique de la chaîne MCMC pour le TPO	xx
3.21	Historique fin de chaîne pour le TPO	xxii
3.22	Autoscorrélations de la chaîne pour le TPO	xxiii
3.23	Quantiles ergodiques de chaîne pour le TPO	xxiv

Résumé

Heliocheilus albipunctella, également connu sous le nom de la mineuse de l'épi de mil, est l'un des ravageurs les plus redoutables de l'Afrique de l'Ouest qui s'attaque périodiquement aux cultures de mil dans la région de Bambey. Les agriculteurs n'utilisant pas d'insecticides, la régulation naturelle se présente comme un important moyen de lutte contre les ravageurs de l'épi de mil. Comprendre alors les facteurs qui influencent cette lutte naturelle s'avère d'une importance cruciale dans la mesure où cela permettrait de mettre en place des stratégies efficaces de lutte évitant ainsi les pertes agricoles liées à ce ravageur. La présente étude a permis d'analyser l'impact d'espèces arborées dans la régulation du ravageur. L'objectif principal était d'identifier les espèces et/ou la combinaison d'espèces qui ont un impact dans la régulation naturelle.

Pour atteindre cet objectif, des indicateurs de mesure de la régulation naturelle (BSI, le taux de parasitisme des larves, le taux de parasitisme des oeufs) ont été expliqués à l'aide d'indices paysagers (Indice de Shannon, Indice de proximité, Nombre de patchs) de diverses espèces d'arbres identifiées à l'issue du traitement d'une image pléiade.

Pour la modélisation, nous avons ajusté des modèles de régression bêta PLS et des modèles de régression bêta bayésienne à 1 ou 0 sur chacune des variables de mesure de la régulation sur les indices paysagers calculés. Les résultats de la modélisation ont révélé que la diversité d'arbres est favorable à la régulation naturelle, la régulation naturelle ne pourrait uniquement être assurer par la structure paysagère des arbres d'une même espèce et qu'une composition paysagère telle : abondance d'arbres de diverses espèces ayant les mêmes phénologies que l'épi de mil, une abondance mais éloignée les unes des autres de l'espèce d'arbre *azadirachta Indica* + une abondance des espèces *balanites aegyptica*, *anogeissus leiocarpus*, + une abondance de *tamarindus indica* mais distantes les unes des autres, est une composition paysagère favorable à une bonne régulation.

Mots clés : *heliocheilus albipunctella*, épi de mil, régulation naturelle, régression bêta bayésienne, régression bêta PLS.

Abstract

Heliocheilus albipunctella, also known as the millet earworm, is one of the most formidable pests in West Africa, periodically attacking millet crops in the Bambey region. Since farmers do not use insecticides, natural regulation is an important means of controlling millet ear pests. Understanding the factors that influence this natural control is therefore of crucial importance in order to implement effective control strategies that will prevent agricultural losses related to this pest. The present study analysed the impact of tree species in the regulation of the pest. The main objective was to identify the species and/or combination of species that have an impact in natural regulation.

To achieve this objective, indicators to measure natural regulation (BSI, larval parasitism rate, egg parasitism rate) were explained using landscape indices (Shannon Index, Proximity Index, Number of patches) of various tree species identified after processing a pleiad image.

For modelling purposes, we fitted PLS beta regression models and Bayesian beta regression models inflated to 1 or 0 on each of the variables measuring regulation on the calculated landscape indices. The results of the modelling revealed that tree diversity is favourable to natural regulation, natural regulation could only be provided by the landscape structure of trees of the same species and that a landscape composition such : an abundance of trees of various species having the same phenologies as the millet ear, an abundance but distant from each other of the tree species *azadirachta Indica* + an abundance of *balanites aegyptica*, *anoeissus leiocarpus*, + an abundance of *tamarindus indica* but distant from each other, is a landscape composition favourable to good regulation.

Keywords : *heliocheilus albipunctella*, millet ear, natural regulation, Bayesian beta regression, PLS beta regression.

Introduction

Contexte et justification

Bambey est une ville du Sénégal située dans le centre-ouest dans la région de Diourbel, sur la voie ferrée qui mène de Dakar à Tambacounda. Elle bénéficie d'un climat tropical, plutôt sec, avec une saison de pluie qui va de juin à octobre. La végétation est assez fournie, avec de nombreux baobabs.

Comme la plupart des régions du Sénégal, l'agriculture est familiale et peu mécanisée dans la région de Diourbel et à Bambey. Le mil y est non seulement l'aliment de base, mais représente aussi la culture et la source de revenu la plus importante pour la zone car il est résistant aux chaleurs et aux faibles pluies. Mais ce dernier est confronté aux insectes ravageurs.

La mineuse de l'épi de mil *Heliocheilus albipunctella* (Lepidoptera : Noctuidae) est le ravageur du mil le plus redoutable en Afrique de l'Ouest (Youm and Owusu 1998) et s'attaque périodiquement aux cultures de mil dans la zone de Bambey. Ce ravageur est observé pour la première fois au Sénégal et au Niger après la sécheresse de 1986-1992 (Nwanze et Siva-kumar, 1990). Les dégâts causés par le ravageur engendrent d'énormes pertes de rendement; d'où la nécessité de lutter contre le parasite afin de limiter les conséquences économiques et sociales.

L'utilisation des pesticides ayant de effets négatifs sur l'environnement et sur la santé des consommateurs des produits agricoles, il convient alors d'avoir recours à une lutte biologique¹. Des études antérieures ont en effet montré que la structure du paysage peut contribuer à la régulation naturelle des insectes nuisibles par les ennemis naturels (Carrière 2006). L'harmonie naturel fait que chaque insecte ravageur a un ennemi naturel (oiseaux, chauves-souris, insectes, etc. pour ce qui est de la mineuse de l'épi de mil). Les arbres offrent donc un refuge à ces ennemis naturels faisant en sorte qu'il y ait une relation entre proie et prédateur qui vise à maintenir un certain équilibre dans la nature. Quand l'homme interfère dans cet équilibre (par exemple la déforestation) cela perturbe le cycle et empêche l'équilibre de se rétablir. En absence de ses perturbations, l'équilibre naturel se rétablit toujours immuablement : c'est le concept de la **régulation naturelle**.

1. La lutte biologique est un ensemble de méthodes écologiques de par conservation qui permet non seulement de soutenir la production agricole, avec une valeur économique estimée substantielle (Costanza et al. [1997]); mais aussi d'éviter des coûts supplémentaires aux agriculteurs (Losey et Vaughan [2006]).

Problématique

Au cours de la dernière décennie, une équipe de l'UPR Aïda a mené à Bambey des études sur les insectes ravageurs des cultures de mil. Les résultats de ces études ont permis de caractériser les configurations paysagères qui favorisent le contrôle des ravageurs de cultures par les insectes auxiliaires (Soti et al. [2019]). Notamment, des études préliminaires suggèrent que la présence des espèces arborées aux alentours des parcelles conduit à une meilleure régulation des ravageurs par leurs ennemis naturels. Nous désirons pour ce travail approfondir cette première étude en identifiant précisément les espèces arborées "hôtes" favorables à la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil dans les huit buffers² allant du rayon 250 m (effet local) à 2000 m (effet à grande échelle) avec un pas de 250 m.

Intérêt de l'étude

La lutte biologique contre les insectes ravageurs constituerait un alternatif à l'utilisation des produits chimiques qui s'avèrent néfastes pour la nature et la santé humaine. Cette étude est dès lors d'une grande importance pour la bioécologie. Elle permettra d'une part aux agriculteurs d'améliorer leur rendement agricole et d'autre part au CIRAD d'atteindre son objectif prioritaire³.

Objectifs de l'étude

L'objectif de cette étude est d'identifier les espèces ou combinaisons d'espèces arborées favorables à la régulation naturelle du ravageur (*Heliocheilus albipunctella*) des cultures de mil à Bambey ce dans la perspective de préconiser la conservation, voire la ré-plantation de certaines espèces dans et autour des parcelles de mil.

Hypothèses de recherche

En supposant qu'aucune action du type utilisation des pesticides, déforestation, etc. susceptible d'influencer la régulation de la mineuse n'a été menée dans la zone de l'étude sur la période considérée, nous formulons les hypothèses de recherche suivantes :

- ① La diversité des espèces est favorable à la régulation naturelle ;
- ② Une seule et unique espèce peut être favorable à la régulation naturelle ;
- ③ Une combinaison d'espèces est favorable à la régulation naturelle.

2. secteurs circulaires centrés sur les parcelles

3. l'objectif prioritaire du CIRAD est de bâtir une agriculture durable, adaptée aux changements climatiques, capable de nourrir 10 milliards d'êtres humains en 2050, tout en préservant l'environnement.

Généralités sur la lutte biologique d'insectes ravageurs

1.1 Définition des concepts

Notion de paysage

Selon Baudry et Burel 1999, « le paysage est un niveau d'organisation des systèmes écologiques, supérieur à l'écosystème ; il se caractérise essentiellement par son hétérogénéité et par sa dynamique gouvernée pour partie par les activités humaines ». C'est donc le résultat des actions des hommes s'adaptant à leur environnement naturel au cours de l'histoire.

L'analyse de la structure paysagère et son évolution se quantifient grâce à différents indices tels que sa diversité, son hétérogénéité (complexité) et sa connectivité (capacité à faciliter les flux à travers le paysage). Le paysage regorge un assemblage cohérent d'éléments naturels et semi-naturels qu'il est nécessaire de conserver ou de gérer afin d'assurer un état de conservation favorable des écosystèmes, des habitats et des espèces paysagères. Ces éléments constituent le réseau écologique.

Définition de quelques espèces arborées

Faidherbia albida : C'est un arbre africain de grande taille appartenant à la famille des *leguminosae* (Légumineuses). Il fait partie des arbres utiles du Sahel, que les paysans conservent dans leurs champs en agroforesterie. Il a de nombreux usages en agriculture, en apiculture et en médecine traditionnelle africaine et est considéré comme sacré . La caractéristique particulière du *Faidherbia albida* est sa phénologie inversée par rapport à la plupart des arbres des zones arides. L'arbre perd généralement ses feuilles au début de la saison des pluies et reste défeuillé pendant toute la période de culture. Cette productivité de contre-saison présente des avantages évidents pour l'économie des populations des zones sèches. En outre, les cultivateurs lui reconnaissent communément un effet améliorant du rendement de certaines cultures, en particulier céréalières.

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

Azadirachta indica : également connu sous le nom de margosier ou neem, est un arbre originaire d'Inde appartenant à la famille des *Meliaceae*, que l'on retrouve également en Afrique sub-saharienne. L'arbre est connu pour sa résistance à la sécheresse et peut tolérer des températures élevées. Il a de nombreux usages médicinales et ses fruits sont utilisés comme insecticide.

Anogeissus leiocarpus : Le bouleau d'Afrique (*Anogeissus leiocarpus*) est un grand arbre à feuilles persistantes originaire des savanes de l'Afrique tropicale appartenant à la famille des *Combretaceae* à phénologie plus ou moins influencée par la pluviométrie. Ses feuilles et écorces sont utilisées dans la fabrication des tissus traditionnels.

Tamarindus indica : C'est une espèce d'arbres majestueux, plus couramment appelé tamarinier, appartenant à la famille des *Fabaceae*. Il est cultivé pour l'ombre qu'il procure du fait de sa grande taille mais aussi pour ses fruits utilisés en médecine traditionnelle et en cuisine.

Balanites aegyptica : Le dattier du désert (*Balanites aegyptiaca*) est un arbre épineux présent et cultivé notamment en Afrique tropicale. Il est résistant, s'adapte à la sécheresse et peut survivre jusqu'à deux ans en l'absence de précipitations. Il est généralement utilisé dans l'alimentation du bétail et en médecine traditionnelle.

Adansonia digitata : encore appelé le baobab africain est la plus connue des espèces de baobabs. C'est un arbre appartenant à la famille des *Bombacacées*. Au delà de ses vertus médicinales et son usage alimentaire, l'*Adansonia digitata* peut vivre plus de 2 000 ans, et est considéré comme sacré pour plusieurs cultures où c'est un sacrilège de le couper. C'est l'arbre typique de l'Afrique tropicale sèche et l'emblème du Sénégal.

1.2 Ravageur, ennemis naturels et contrôle biologique

1.2.1 La mineuse de l'épi de mil et ses ennemis naturels

Les insectes ravageurs de cultures sont de micro-organismes qui attaquent les plants et causent des dommages au niveau de la production. En Afrique, il existe des centaines d'insectes ravageurs répartis entre les différentes cultures de mil catégorisés selon qu'ils s'attaquent à la feuille, la tige, les semences ou l'épi de mil. Parmi les ravageurs les plus importants de la mineuse de l'épi de mil en Afrique, figure sans nul doute l'*Heliocheilus albipunctella De Joannis*. Ce ravageur cause en moyenne 43 à 82% de perte de production [7] menaçant ainsi la sécurité alimentaire des populations. Son cycle de vie s'étend sur une année et commence par l'accouplement des lépidoptères (suite à une longue diapause) un mois après la première pluie utile. Les femelles pondent alors en moyenne 400 oeufs sous les soies, les étamines, les

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

pédoncules ou les rachis des épis de mil. Le développement des oeufs, trois à quatre jours après (durée d'incubation) conduit à l'apparition des larves (hôte du Pennisetum glaucum : plant de mil). Les larves évoluent pour se transformer environ 30 jours après en chrysalides qui vont ensuite diapauser dans le sol tout au long de la saison sèche.

De manière générale, les ennemis naturels des ravageurs sont des êtres vivants qui ont pour principale fonction de réduire leur nombre. Ils sont essentiellement des prédateurs ou des parasitoïdes. Les prédateurs de la mineuse de l'épi de mil sont principalement les insectes, les oiseaux et les chauves souris. Les oiseaux consomment les larves où il y a déjà des galéries sur l'épi tandis que chauves souris consomment le papillons.

1.2.2 Régulation naturelle et stratégies de contrôle biologique

Les premières remises en cause du modèle agricole mis en place à l'issue de la seconde guerre mondiale dans les pays industrialisés, reposant sur une utilisation importante d'intrants chimiques (pesticides et engrais essentiellement), ont porté sur la protection des plantes vis-à-vis des bioagresseurs, et en particulier vis-à-vis des insectes ravageurs, cibles des premiers produits phytosanitaires organiques de synthèse. Plusieurs points ont été soulevés par les auteurs, soulignant les effets potentiellement indésirables de l'utilisation des pesticides tels que l'apparition de résistance chez les bioagresseurs ; la résurgence de bioagresseurs secondaires ou les risques d'utilisation des pesticides pour les agriculteurs (Stern et al. 1959). Dans l'optique de sortir d'une stratégie « tout chimique », ces auteurs ont développé le concept de protection intégrée des cultures, initialement définie comme une combinaison de la lutte biologique et de la lutte chimique vues non pas comme des possibilités exclusives, mais potentiellement complémentaires (Stern et al. 1959). Ce concept a largement été repris depuis et différentes typologies ont été développées pour synthétiser les principaux leviers de lutte contre les bioagresseurs (Eilenberg et al. 2001 ; Aubertot et Savary 2005 ; Deguine et al. 2016). On en distingue classiquement cinq : la **lutte chimique**, la **lutte culturale** (elle correspond aux éléments du système de culture pouvant limiter le développement des bioagresseurs, par exemple l'implantation de couverts intermédiaires, les associations de culture ou le choix des dates de plantation ou de semis), la **lutte génétique** (elle correspond à l'utilisation de plantes résistantes aux bioagresseurs, soit par des caractéristiques génétiques conférant une résistance intrinsèque, soit par la morphologie du couvert végétal produit par ses plantes moins propice au développement du bioagresseur), la **lutte physique** (elle correspond aux méthodes permettant de supprimer mécaniquement les bioagresseurs ou d'empêcher qu'ils accèdent à la culture. L'exemple le plus courant est l'utilisation d'outils de travail du sol pour lutter contre

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil les adventices), et la **lutte biologique**.

La **lutte biologique** correspond à l'utilisation d'organismes vivants pour prévenir ou réduire les dégâts causés par les bioagresseurs. Ces organismes sont appelés ennemis naturels et peuvent être des prédateurs ou des parasitoïdes. Ainsi, les ennemis naturels peuvent être attirés à proximité des cultures pour favoriser le processus de régulation. L'une des techniques utilisées pour lutter contre ces ennemis est la pratique de l'**agroforesterie**. Certains avantages des arbres dans l'agriculture sont connus depuis longtemps (lutte contre les changements climatiques, propagation des pluies, augmentation de la fertilité du sol etc.) d'autres n'ont été révélés que récemment par la science ; les arbres peuvent piéger le carbone dans les zones, absorber de l'air et le restituer aux cultures et favoriser la régulation naturelle en offrant un refuge aux prédateurs des ravageurs.

1.3 Mesure de la régulation naturelle

Plusieurs indices sont utilisés dans la littérature pour mesurer le contrôle biologique des insectes ravageurs. Parmi ces derniers, on peut citer : l'abondance des ravageurs, l'abondance des ennemis naturels, le taux de parasitisme larvaire (TPL) des ravageurs, le taux de parasitisme des œufs (TPO) du ravageur et le BSI (Biocontrol Services Index). Les deux premiers sont plus utilisés mais n'intègrent pas tous les concepts importants du contrôle biologique. Par exemple, une simple mesure de l'abondance des prédateurs et des ravageurs ignore les changements comportementaux et les effets de non consommation liés à la présence des prédateurs qui ne sont pas pris en compte dans ces indicateurs de densité de la population (Nelson et al., 2004 ; Preisser et al., 2005). Autrement dit, ces indicateurs ne permettent pas de capter l'interaction entre les ravageurs et les ennemis naturels et les conséquences de celle-ci sur les cultures. Le taux de parasitisme larvaire représente la proportion de ravageurs parasités. Bien qu'il soit une mesure, à bien des égards de la relation antagoniste entre les ravageurs et les ennemis naturels, cet indicateur ne permet pas d'apprécier l'effet de la prédation. Le BSI, le plus récent et le moins utilisé des quatre indicateurs, intègre l'action de tous les ennemis naturels, que ce soient les parasitoïdes ou les prédateurs. Chaplin-Kramer et Kremen (2012) le définissent comme la capacité des ennemis naturels à contrôler la population du ravageur.

Littérature et méthodologie de l'étude

2.1 Revue de la littérature

Plusieurs auteurs, pour différentes cultures, et à travers différentes méthodologies se sont intéressés à la lutte biologique d'insectes ravageurs. Nous présentons dans cette section quelques uns de ces travaux.

Jeff Holland et Lenore Fahrig (2000) [1] ont montré que les bordures boisées contribuent à la diversité d'espèces dans l'environnement, soit en les attirant elles-mêmes soit fournissant les conditions favorables pour leur développement. Cependant, ils montrent que ces bordures n'affectent pas de manière significative la régulation. Les données utilisées par les auteurs concernaient des champs de luzerne situés dans des paysages de la région d'Ottawa comportant des bordures boisées en quantité variable, échantillonnés au cours des étés 1995 et 1996. Trente-cinq champs ont été échantillonnés en 1995 et vingt quatre l'ont été en 1996. Les variables expliquées sont : le nombre d'insectes, le nombre de charançons spécialistes des légumineuses, le nombre d'*H. postica*, le nombre d'insectes familles, et le nombre d'espèces de charançons. Les variables explicatives sont : le nombre de balayages, le nombre de récoltes, le pourcentage de couverture de la luzerne, l'âge du champ, le périmètre du champ et la quantité de bois du paysage. L'auteur a appliqué la méthode de régression multiple séparément sur les variables d'intérêts de chaque année.

En 2005, **Bianchi et al.** [2] ont mené une étude sur les facteurs paysagers qui influent sur le contrôle de la *Mamestra brassicae* par les ennemis naturels du chou de bruxelles. Pour les auteurs, la structure du paysage peut affecter la régulation des insectes nuisibles par leurs ennemis naturels. En effet les habitats peuvent stimuler les ennemis naturels en fournissant des proies, des sources alternatives de nourriture, des sites de refuge et d'hibernation (Landis et al., 2000). Ils peuvent également être neutres ou même inhiber les populations d'ennemis naturels, en particulier lorsque ces habitats sont exposés à des effets néfastes, tels que des perturbations (Marino et Landis, 2000). Les zones non cultivées sont en général considérées comme fournissant les conditions essentielles pour les ennemis. Par exemple, il a été démontré que les forêts, les terres humides et les pâturages affectent différemment les densités des espèces prédatrices (Elliott et al., 1998, 2002a,b). Les variables de mesure de la régulation naturelle utilisées par

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

les auteurs sont le taux de prédatation par champ et le taux de parasitisme. Ces variables ont été expliquée par des facteurs d'ordre expérimentales (type de sol des champs, vitesse moyenne quotidienne du vent, humidité, pluie, etc.) et des variables paysagères dans les cercles de 0.3, 1, 2 et 10 Km de diamètre (type d'habitat considéré : forêt, pâturage, agriculture, nature, etc.). Une régression par transformation logistique est mise en oeuvre et les résultats de cette dernière concordent avec l'idée selon laquelle la prédatation et le parasitisme sont affectés par le paysage entourant les champs de choux.

Yves Carrière et al. (2006)[3] rejoignent les idées développés par Bianchi et al. Pour eux, les effets de l'hétérogénéité des agrosystèmes sur la dynamique des populations d'insectes, la dispersion, et la sélection des habitats ont des implications importantes sur la lutte contre les ravageurs. L'objectif principal de leur étude consistait à proposer une stratégie pour manipuler le placement des cultures plantées et des champs en jachère afin de réduire les dommages causés au coton par le *Lygus hesperus*. Pour cela, une approche basée sur l'utilisation de la technologie des systèmes d'information géographique (SIG), sur le système de positionnement global combiné à des statistiques spatiales a été utilisée. Les résultats de leur étude ont montré que le fourrage et les semences de luzerne ainsi que les mauvaises herbes agissaient comme sources de *Lygus hesperus* pour ces champs de coton. Cependant, l'échelle d'impact ne s'est pas étendue au-delà de 375, 500 et 1500 m pour la luzerne fourragère, les mauvaises herbes et la luzerne de semence, respectivement. Ces résultats suggèrent que des dispositions spatiales spécifiques de ces types de champs pourraient réduire les dommages causés par *L. hesperus* au coton.

Noelline Tsafack et al. (2013)[4] dans une étude de cas réalisé au Bénin ont constaté que les champs entourés de cultures de coton présentaient des taux d'infestation nettement plus élevés. Les résultats ont montré que la végétation naturelle était positivement corrélée avec le niveau d'infestation. Cette étude souligne l'importance de considérer à la fois les variables du paysage et les pratiques agricoles pour améliorer les stratégies de gestion du ravageur *H. armigera*. L'étude suggère que pour établir un cadre approprié et efficace pour la gestion du ravageur, il est nécessaire de prendre en compte à la fois les pratiques agricoles et le contexte du paysage terrestre.

Soti et al. (2018), partant des constats selon lesquels : des facteurs liés à des échelles plus grandes que celle des parcelles peuvent influencer la distribution spatiale et la dynamique des populations de ravageurs des cultures, que la composition du paysage peut avoir une incidence directe sur l'abondance des ravageurs en entravant sa dispersion, sa mortalité ou sa reproduction, ont montré comment la très haute résolution spatiale ou en anglais Very High Spatial Resolution (VHSR) peut permettre d'obtenir des connaissances plus approfondies sur

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

les caractéristiques du paysage afin de comprendre comment ces dernières impactent la dynamique spatiale des populations de ravageurs des cultures et de leurs ennemis naturels. La méthodologie est basée sur les propriétés spectrales et spatiales d'une image pléiade avec une résolution au sol de $0,5 \times 0,5$ m acquise le 16 janvier 2013. Le plan d'échantillonnage repose sur l'hypothèse selon laquelle la lutte antiparasitaire naturelle augmente avec l'abondance des habitats naturels, qui sont principalement des arbres dans l'agroforesterie des parcs dans le paysage (hypothèse des "ennemis naturels"). Les variables de contrôle retenues sont la densité de mil et la densité de végétation. Après la réalisation de la carte d'occupation, la zone d'étude a été divisée par des hexagones qui ont servi d'unité de calcul pour les deux variables de contrôle. Les hexagones ont été regroupées en trois classes suivant le degré de densité des parcelles de mil et de végétation arborée : faible, moyenne et élevé. En raison de contraintes de temps et de ressources, le nombre de sites de terrain a été fixé à un total de 45. Ensuite, pour tenir compte du gradient des densités, des combinaisons de variables de paysage et minimiser les réplications statistiques, au moins 9 modèles de paysage avec 5 réplications dans chaque paysage ont été formé. La carte de couverture du sol au deuxième niveau (L2) dérivée de l'imagerie des pléiades a permis une bonne discrimination (85 % bien reconnus) de la végétation naturelle dominée par les arbres, le sol nu, les pistes ou les routes et les zones urbaines ($Kappa=0,70$). Soti et al. ont fait remarqué que les résultats pourraient être meilleurs si l'acquisition des images était réalisée en novembre ou décembre (ceci aurait été plus favorable à l'identification du mil, car les résidus de mil seraient moins secs et donc plus facilement détectables). Ce résultat montre que les propriétés spectrales et spatiales d'une image pléiade ne sont pas encore suffisantes pour bien discriminer les différents types de cultures dans la zone d'étude caractérisée par des petites parcelles d'environ 0,25 ha. En 2019, Valerie Soti et al. [8], se sont également intéressés aux effet de la diversité des paysages et de la gestion des cultures dans la lutte contre la mineuse du mil, *Heliocheilus albipunctella* (Lepidoptera : Noctuidae) par des ennemis naturels. Un ensemble de 45 champs de mil est sélectionné dans une zone de 20x20 km au Sénégal. Le BSI est calculé pour chaque champ sur deux saisons de culture (2013-2014). Les auteurs cherchent donc à expliquer l'effet des mesures du paysage (indice de diversité de Shannon, indice de densité des patchs de mil et d'arbres, indice de proximité des patchs de mil et d'arbres) sur 1 à huit échelles spatiales (de 250 à 2000 m), ce à travers la régression linéaire. Les résultats de l'étude indiquent que le BSI est généralement élevé (77%) mais très variable selon les champs (0 – 100%), et est plus important dans les champs de case que dans les champs de brousse. En outre, ce dernier augmente avec l'abondance des parcelles d'arbres et la diversité de la végétation dans une zone tampon de 1750 m autour des champs de mil.

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

La revue de littérature nous enseigne sur les différents outils et méthodes préconisés par des chercheurs dans lutte contre les ravageurs naturels des plantes par leurs ennemis naturels. Elle montre également l'étendue et la complexité du sujet eu égard de la structure du paysage, la multiplicité des ravageurs, leur source, leur champs et mode d'action...

2.2 Base de données

2.2.1 Source de données

Les données utilisées dans le cadre du présent travail sont issues des travaux réalisés par Soti al.(2018) et Soti et al.(2019). Il s'agit en effet de données cartographiques basées sur les propriétés spectrales et spatiales d'une image pléiades avec une résolution au sol de $0,5 \times 0,5\text{m}$ centrée sur le village de Dangalma dans le département de Bambey où 90 parcelles de culture de mil différentes réparties sur un site d'étude d'environ 400 km^2 ont été observées pendant deux ans (45 en 2013 et 45 en 2014). Cette image a été acquise en janvier 2013.

Leurs travaux nous ont fourni les variables à expliquer dans cette étude. Cependant, une revue de littérature nous a permis d'identifier et de calculer les variables explicatives à utiliser.

2.2.2 Description des variables à expliquer

Les variables dépendantes sont trois (03) indicateurs de contrôle biologique à savoir : le Biocontrol Service Index (BSI), le taux de parasitisme des oeufs et le taux de parasitisme des larves.

Biocontrol Service Index (BSI)

Il est défini par Chaplin-Kramer and Kremen (2012) comme étant la capacité des ennemis naturels à contrôler la population du ravageur. Le dispositif ci-dessous illustre la méthodologie de calcul du BSI.



Le BSI est calculé à partir de quatre groupes de 3 épis répartis de façon à couvrir toute la superficie des parcelles (voir fig. 2.4 (a)). Pour chaque groupe, les épis sont choisis selon trois modalités au stade initiation florale : un épi infesté par des œufs et protégé à l'aide d'un manchon conçu à partir de mousseline transparente à mailles fines (M) ; un épi infesté par des œufs et non protégé (T_1) et un épi non infesté (les œufs observés sont enlevés) et non protégé (T_0). Des rubans de couleur sont attachés à la base des épis pour

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

identifier les modalités. Après une période de 18 jours, il est procédé au décompte du nombre de larves présent au niveau des trois épis.

Le BSI (utilisé par Woltz et al. (2012)) standard est calculé comme étant la différence entre le nombre d'individus dans la modalité M et la modalité T_1 , le tout divisé par le nombre d'individus dans la modalité M.

$$BSI = \frac{M - T_1}{M}$$

Cet indice sous-estime souvent l'importance du contrôle biologique car il ne prend pas en compte l'occurrence de nouvelles pontes sur les épis non protégés. La mesure du nombre d'individus dans le témoin (T_0) permet de corriger le BSI.

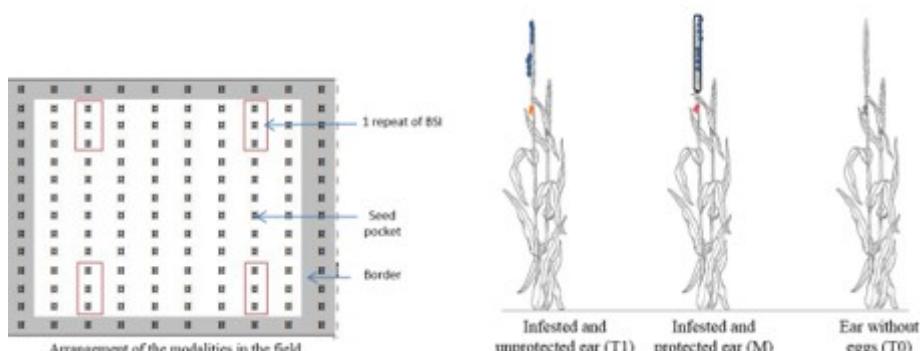
$$BSI_{corrige^1} = \frac{M - (T_1 - T_0)}{M}$$

Compte tenu de l'incertitude sur l'absence d'oeuf sur les épis T_0 au début de l'expérience, le poids du coefficient de correction est divisé par 3.

$$BSI_{corrige^2} = \frac{M - (T_1 - T_0/3)}{M}$$

où M le nombre de larves sur l'épi infesté et protégé, T_1 le nombre de larves sur l'épi infesté et non protégé et T_0 le nombre de larves sur l'épi non infesté . En d'autres termes, M est le nombre de larves qui seraient obtenu sans l'action des ennemis naturels et $T_1 - T_0$ le nombre de larves qui y ont résisté.

Un indicateur de régulation à l'échelle parcellaire est déterminé en calculant la moyenne des valeurs du BSI dans chaque parcelle. La valeur du BSI varie entre 0 et 1. Une valeur nulle indique une absence de régulation tandis que l'unité témoigne d'une parfaite régulation naturelle.



Graphique 2.1: Mise en évidence du calcul du BSI

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

Le taux de parasitisme des oeufs et des larves

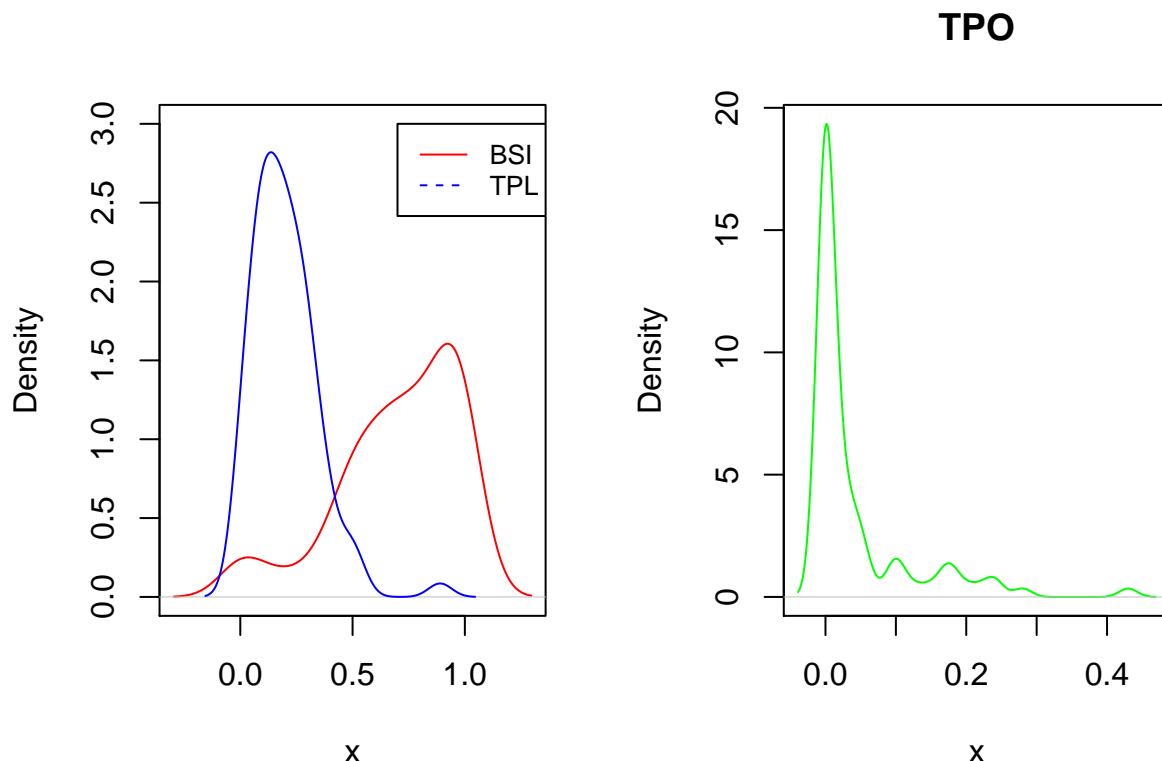
Le taux de parasitisme des oeufs (resp. des larves) est la proportion du nombre de parasites émergés dans le nombre d'oeufs (resp. de larves) exposés.

Les valeurs 0 et 1 ont donc des interprétations particulières pour la régulation de la mineuse de l'épi de mil. Le tableau 2.1 met en évidence ces valeurs pour chacune des variables dépendantes.

Valeur/ Variable	BSI	TPO	TPL
0	3.33%	55.56%	6.67%
1	11.11%	0%	0 %
]0,1[85.56%	44.44%	93.33%

Tableau 2.1: Variables dépendantes

Sur la figure 2.2 ci-contre, nous pouvons d'ores et déjà remarquer la grande variabilité de la forme des variables dépendantes.



Graphique 2.2: Densités des indicateurs de régulation naturelle

2.2.3 Calcul des variables indépendantes

Les variables explicatives considérées sont les indices d'abondance, de proximité et de diversité des espèces arborées (voir annexe). Dans le cadre de cette étude, trois indices ont été calculés. Il s'agit de : l'*indice de Shannon (SHDI)*, le *nombre de patch* et l'*indice PROX (proximity index)*

Indice de shannon (SHDI)

L'indice de Shannon est un indice de diversité populaire dans la littérature écologique, où il est également connu comme l'indice Shannon-Wiener, l'indice Shannon- Weaver et l'entropie Shannon. La mesure a été initialement proposée par Claude Shannon en 1949 pour quantifier l' entropie (incertitude) dans des chaînes de texte. Il est celui qui est fortement recommandé par différents auteurs (Gray et al ,1992) et est calculé comme suit :

$$H = - \sum_{i=1}^S p_i \log(p_i) \quad (2.1)$$

i : une espèce du milieu d'étude

p_i : représente l'abondance proportionnelle ou le poids de l'espèce

S : nombre total d'espèces dans le milieu.

La base du logarithme la plus courante est la base 2 (utilisée par Shannon à l'origine).

Ainsi, une communauté dominée par une seule espèce aura un coefficient plus faible qu'une communauté dont toutes les espèces sont codominantes.

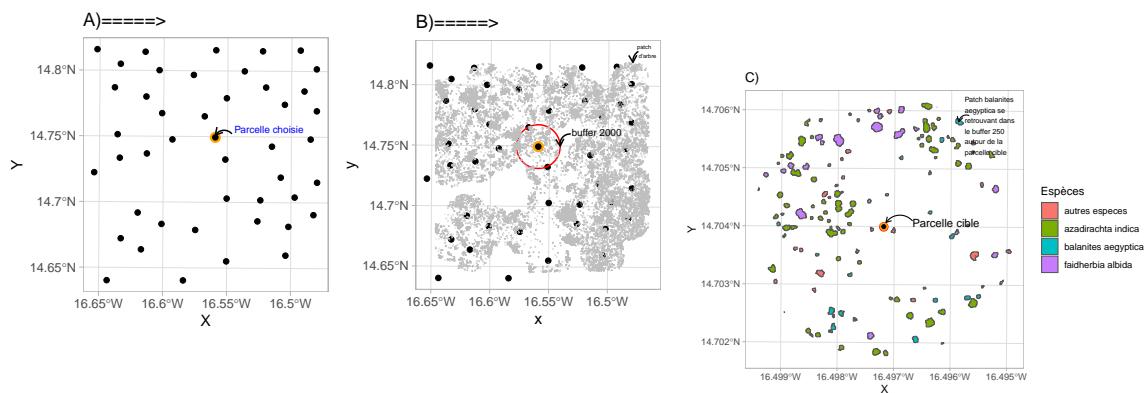
Cet indice varie donc entre 0 (une seule espèce dans le milieu, ou bien une espèce dominante) à $\log(S)$ (tous les individus sont répartis d'une façon égale sur toutes les espèces).

De l'indice de Shannon dérive un indice de régularité appelé l'indice de Pielou qui permet de mesurer la répartition des individus au sein des espèces, indépendamment de la richesse spécifique. Il est donné par le rapport entre la diversité observée H et la diversité maximale H_{max} :

$$J = \frac{H}{H_{max}} \quad \text{avec} \quad H_{max} = \log(S) \quad (2.2)$$

Sa valeur varie entre 0 (dominance d'une des espèces) et 1 (équirépartition des individus dans les espèces). Ce qui fait la particularité de l'indice de Shannon par rapport aux autres indices est qu'il donne la même importance à toutes les espèces contrairement à l'indice de Simpson qui ne donne pas de poids aux espèces rares. Cet indice est adapté à notre étude car l'objectif de départ est d'identifier les espèces arborées favorables à la régulation qu'elles soient fréquentes ou rares dans la zone de l'étude.

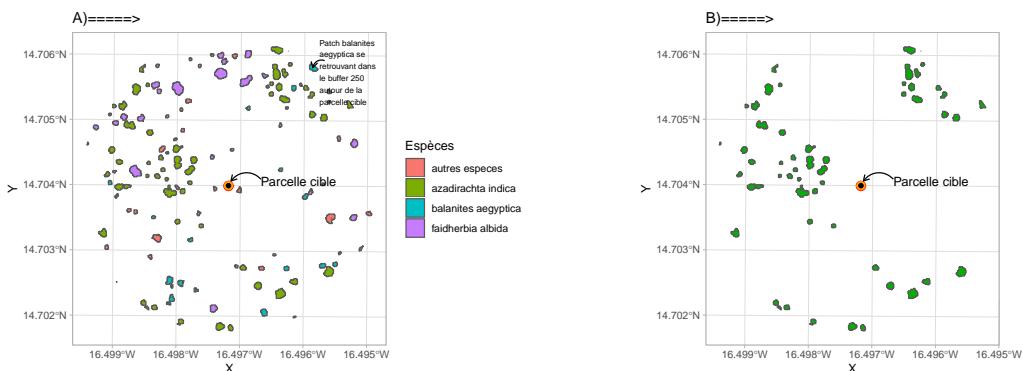
Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



Graphique 2.3: Illustration du calcul du SHDI

L'indice d'abondance

L'indice d'abondance est une mesure permettant de répondre à la question de l'importance de chaque espèce dans chaque site c'est à dire le nombre d'élément d'une classe au niveau de chaque buffer.



Graphique 2.4: Illustration du calcul du nombre de patch

Indice de Proximité

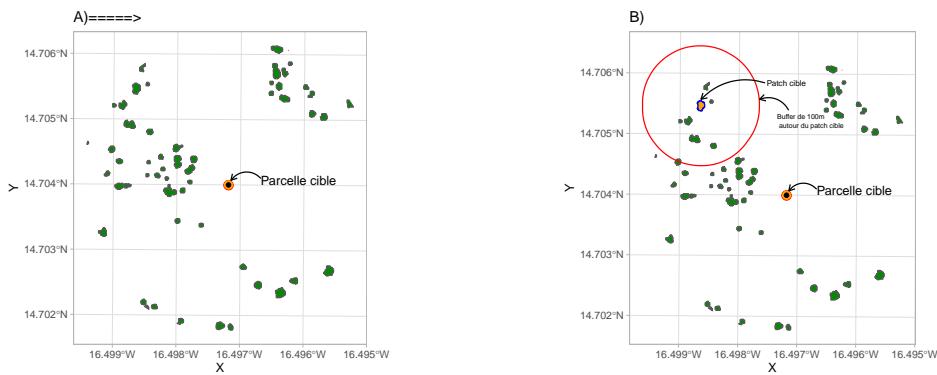
L'indice de proximité (PROX) a été développé par Gustafson et Parker (1992) [voir aussi Gustafson et Parker 1994, Gustafson et al. 1994, Whitcomb et al. 1981].

Cet indice prend en compte la taille et la proximité de toutes les patchs dont les bords se trouvent dans un rayon de recherche spécifié de la patch focale. L'indice est calculé comme la somme, sur toutes les patchs du type correspondant dont les bords se trouvent dans le rayon de recherche de la patch focale, de la taille de chaque patch divisée par le carré de sa distance par rapport à la patch focale.

$$PROX = \sum_{i \in r} \frac{S(i)}{[d(i)]^2}$$

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

où r est un périmètre circulaire de 100 mètres de rayon, $S(i)$ la superficie du patch voisin i et $d(i)$ sa distance au patch considéré. Pour les patchs en bordure de buffer, seuls les voisins contenus dans le buffer sont considérés. La valeur minimale de PROX est 0 et est obtenue lorsqu'il n'y a qu'un seul patch de la classe dans le buffer. C'est à dire qu'il est égal à 0 si un patch n'a pas de voisin de même classe. L'indice augmente d'autant qu'il y a de patchs dans le rayon et que ces patchs sont proches. PROX augmente donc d'autant que le buffer est de plus en plus occupé par des patchs de la même classe et que ces patchs deviennent de plus en plus contigus. Une moyenne faible montre que les patchs sont espacés et répartis sur toute l'image. Pour cette étude, nous avons calculé le PROX pour les patchs d'arbres et des parcelles de mil.

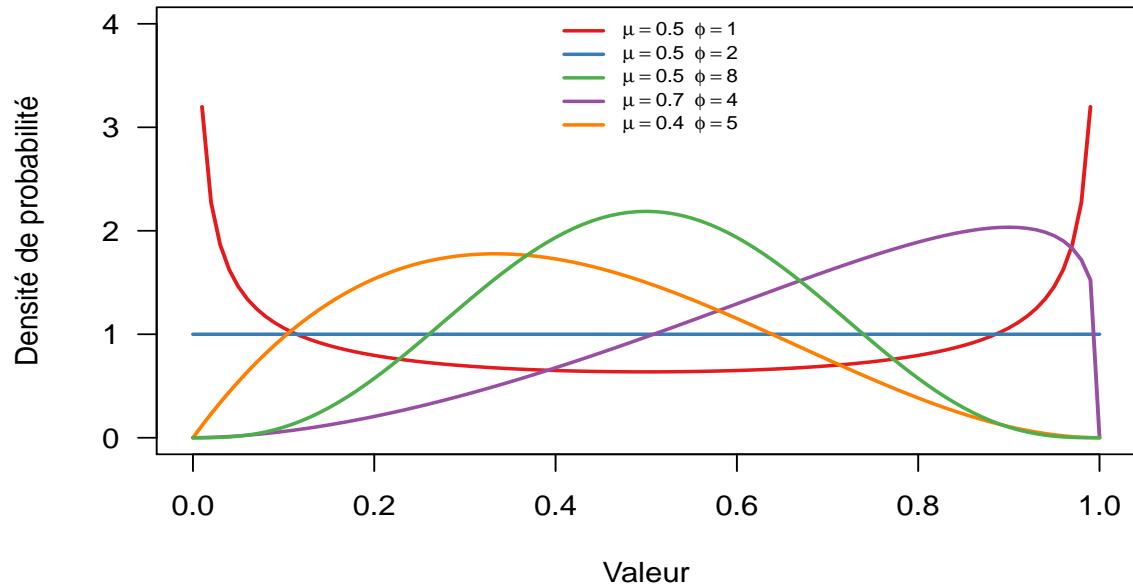


Graphique 2.5: Illustration du calcul du nombre de patch

2.3 Méthodologie de l'étude

2.3.1 Régression Bêta, Bêta PLS et Bêta Bayésienne

Un modèle de régression linéaire est un modèle de régression qui cherche à établir une relation linéaire entre une variable, dite expliquée, et une ou plusieurs variables, dites explicatives. Cette modélisation devient toutefois inadaptée lorsque la réponse est limitée à l'intervalle (0,1) ou de manière générale à un intervalle (a,b) (avec $a < b$ fixes et connus, en remplaçant Y par $(Y-a)/(b-a)$). La régression Bêta intervient comme une alternative à ce problème. En effet, la distribution bêta est très souple pour modéliser les proportions puisque sa densité peut avoir des formes très différentes selon les valeurs des deux paramètres qui indexent la distribution (**Ferrari et al.** 2004). La figure (2.6) illustre ces propos.



Graphique 2.6: Diversité de formes de la densité d'une loi bêta

La régression Bêta

La densité d'une variable aléatoire Y de loi bêta de paramètres p et q s'écrit :

$$\pi(y; p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} y^{p-1} (1-y)^{q-1} \quad 0 < y < 1 \quad \text{avec } p, q > 0 \quad (2.3)$$

Où $\Gamma(\cdot)$ est la fonction gamma d'Euler.

La moyenne de la loi Bêta et sa variance sont respectivement données par :

$$E(Y) = \frac{p}{p+q} \quad \text{et} \quad Var(Y) = \frac{pq}{(p+q)^2(p+q+1)}$$

Afin de pouvoir appliquer des techniques similaires à celles utilisées pour les modèles linéaires généralisés par McCullagh & Nelder (1995), Ferrari et al. (2004) proposent de reparamétriser la loi Bêta en posant $\mu = p/(p+q)$ et $\phi = p+q$ de telle sorte que :

$$E(Y) = \mu \quad \text{et} \quad Var(Y) = \frac{\mu(1-\mu)}{1+\phi}$$

La raison d'une telle transformation est que les paramètres de forme p et q sont difficiles à interpréter en termes d'espérances conditionnelles (Smithson & Verkuilen 2006).

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

L'équation (2.3) peut donc se réécrire :

$$\pi(y; \mu, \phi) = \frac{\Gamma(\phi)}{\Gamma(\mu\phi)\Gamma((1-\mu)\phi)} y^{\mu\phi-1} (1-y)^{(1-\mu)\phi-1} \quad 0 < y < 1 \quad (2.4)$$

avec $0 < \mu < 1$ et $\phi > 0$. Nous dirons ainsi que Y suit une loi bêta reparamétrisée par μ et ϕ et on notera $Y \sim \text{Bêta}^*(\mu, \phi)$

Le paramètre ϕ est connu sous le nom de paramètre de précision car pour μ fixé, plus ϕ augmente, plus la variance de la variable dépendante Y diminue.

Soient Y une variable dépendante qu'on veut expliquer par k régresseurs $X = (x_1, \dots, x_k)$ telles que $\mathcal{L}(Y|X=x) \sim \text{Bêta}^*(\mu(x), \phi)$. Considérons un n échantillon $(Y_i, X_i)_{i=1\dots n}$ de cette loi. Le modèle de régression bêta s'écrit :

$$g(\mu(x_i)) = \sum_{j=1}^k x_{ij}\beta_j \quad \text{ou encore} \quad g(E[Y_i|x_{.1}, \dots, x_{.k}]) = x_i^T \beta$$

avec $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)^T$ le paramètre inconnu et g une fonction de lien supposée bijective de $]0, 1[$ dans \mathbb{R} .

Les paramètres β et Φ du modèle sont estimés par maximum de vraisemblance. La log-vraisemblance du modèle s'écrit :

$$l(\beta, \varphi) = \sum_{i=1}^n l_i(\mu_i, \varphi) \quad \text{avec}$$

$$l_i(\mu_i, \varphi) = \log \Gamma(\varphi) - \log \Gamma(\mu_i \varphi) - \log \Gamma((1 - \mu_i) \varphi) + (\mu_i \varphi - 1) \log(y_i) + \{(1 - \mu_i) \varphi - 1\} \log(1 - y_i)$$

Il existe plusieurs choix possibles pour la fonction de lien $g(\cdot)$. Par exemple, on peut utiliser la spécification logit $g(\mu) = \log(\mu/(1-\mu))$, la fonction probit $g(\mu) = \psi^{-1}(\mu)$, où Ψ est la fonction de répartition d'une variable aléatoire normale standard, le lien log-log complémentaire $g(\mu) = \log(-\log(1-\mu))$.

Une fonction de lien particulièrement utilisée est le lien logit. Pour cette fonction de lien, on peut écrire :

$$\mu_i = \mu(\mathbf{x}_i) = \frac{\exp(\mathbf{x}_i^T \beta)}{1 + \exp(\mathbf{x}_i^T \beta)} \quad (2.5)$$

La particularité de cette fonction de lien découle du fait qu'elle permet de donner une interprétation aux paramètres de la régression. En effet si l'on suppose que la valeur du j ème régresseur soit augmentée de c unités et que toutes les autres variables indépendantes restent inchangées, et que μ^* désigne la moyenne de Y sous les nouvelles valeurs des covariables, alors

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil
que μ désigne la moyenne de Y sous les valeurs des covariables originales, alors on a :

$$e^{c\beta_j} = \frac{\mu^*/(1 - \mu^*)}{\mu/(1 - \mu)} = \text{Odd ratio}$$

Lorsque le nombre d'observation est faible ou lorsque les données sont caractérisées par une forte colinéarité et/ou par une proportion importante de données manquantes, il convient de faire une extension de la régression Bêta sur les composantes (Régression Bêta PLS). Dans le cadre de ce travail, la matrice de corrélation (voir figure 3.2) justifie le recours à la modélisation Bêta PLS.

La régression Bêta PLS

De manière générale, la régression PLS est un modèle non-linéaire sur de nouvelles variables explicatives t_1, \dots, t_H , qui sont combinaisons linéaires des variables de départ $t_h = Xc_h$, orthogonales entre elles et classées par ordre d'importance. Le choix des composantes t_h est dicté non pas par la variabilité qu'elles représentent parmi les composantes classiques (comme en régression sur composantes principales (PCR)) mais par leur lien avec la variable à expliquer. La procédure itérative suivante est donc utilisée :

- **Etape 1 :** Le tableau X est noté $X^{(1)}$ et Y note $Y^{(1)}$. La première composante PLS est choisie telle que :

$$t_1 = \underset{t=X^{(1)}\omega, \omega \in \mathbb{R}^k, \|\omega\|^2=1}{\text{Argmax}} \langle t, Y^{(1)} \rangle$$

Ensuite, nous effectuons la régression uni-variée de $Y^{(1)}$ sur t_1 . $Y^{(1)} = r_1 t_1 + \hat{\epsilon}_1$; r_1 est le coefficient de la régression, obtenu par moindres carrés.

- **Etape 2 :** soit $Y^{(2)} = \hat{\epsilon}_1$, la partie de $Y^{(1)}$ non encore expliquée et $X^{(2)} = P_{t_1^\perp}X^{(1)}$ la partie de $X^{(1)}$ n'ayant pas encore servi à expliquer. La seconde composante PLS est choisie telle que :

$$t_2 = \underset{t=X^{(2)}\omega, \omega \in \mathbb{R}^k, \|\omega\|^2=1}{\text{Argmax}} \langle t, Y^{(2)} \rangle$$

Ensuite, nous effectuons la régression simple de $Y^{(2)}$ sur t_2 . $Y^{(2)} = r_2 t_2 + \hat{\epsilon}_2$

...

Etape h : On pose $Y^{(h)} = \hat{\epsilon}_{h-1}$ et $X^{(h)} = P_{t^{(h-1)\perp}}X^{(h-1)}$. La h^e composante PLS est choisie telle que :

$$t_h = \underset{t=X^{(h)}\omega, \omega \in \mathbb{R}^k, \|\omega\|^h=1}{\text{Argmax}} \langle t, Y^{(h)} \rangle$$

Ensuite, on effectue la régression bivariée de $Y^{(h)}$ sur t_h . $Y^{(h)} = r_h t_h + \hat{\epsilon}_h$

La régression bêta PLS de la réponse Y sur les variables x_1, \dots, x_k avec H composantes $t_h = w_{1h}^*x_{i1} + \dots + w_{kh}^*x_{ik}$ est une régression bêta dont les covariables sont les H composantes PLS t_h . La régression bêta PLS s'écrit donc :

$$g(\mu) = \sum_{h=1}^H c_h t_h$$

Les composantes PLS orthogonales t_h de la régression bêta PLS se déterminent facilement par un algorithme récurrent (Frédéric Bertrand et al. 2013). Les algorithmes couramment utilisés pour construire des intervalles de confiance et des tests de significativité pour les prédicteurs x_j s'appuient sur les techniques bootstrap (pour plus de détails, voir [5]).

2.3.2 Régression Bêta à 1 et/ou 0

Dans la régression bêta classique, les proportions modélisées par les distributions bêta sont définies sur l'intervalle (0, 1). Cependant, des zéros et des uns peuvent apparaître dans les données. C'est le cas par exemple si la valeur réelle (non nulle) est inférieure à la limite de détection du dispositif ou de la méthode de mesure et aussi lorsque une catégorie donnée est absente de l'échantillon, par exemple lorsqu'aucune végétation n'est présente dans un quadrant échantillonné. Quelle que soit leur source, les observations de zéro ou de un entraîneront une défaillance des algorithmes d'ajustement dans la régression bêta.

Dans le cas des observations de 0, de 1 ou de 0 et 1, il existe des conseils et techniques qui peuvent être appliqués aux ensembles de données. Pour le cas des zéros (0) par exemple, plusieurs solutions sont disponibles en fonction de l'origine du zéro. Lorsque le zéro survient en raison de la limite de détection de la méthode d'observation, une solution de contournement simple consiste à remplacer tous les zéros observés par un petit terme ϵ . ϵ peut être choisi égal à la limite de détection ou à la plus petite observation non nulle. Warton et Hui (2011) recommandent d'explorer la sensibilité des résultats à la valeur de ϵ . Les données peuvent également être transformées selon l'équation suivante :

$$p^* = \frac{p(n - 1) + \frac{1}{C}}{n}$$

p étant la proportion d'une catégorie, n le nombre total d'observations dans l'ensemble de données, et C le nombre de catégories (Maier, 2014 ; Smithson & Verkuilen, 2006). Notons que pour une valeur fixe de n, il s'agit d'une transformation linéaire, et qu'elle n'entraîne pas de problèmes découlant de l'inégalité de Jensen (Ruel & Ayres, 1999). Dans le cas de zéros exacts, il est possible, comme alternative aux transformations ci-dessus, d'appliquer la régression bêta

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

gonflée à zéro (Fang & Kong, 2015 ; Ospina & Ferrari, 2012), peut-être plus justement appelée régression bêta à zéro (Wright, Irvine, Warren, & Barnett, 2017), étant donné l'indépendance des deux processus. Ce type de régression suppose que le processus de production de données fait intervenir deux processus stochastiques liés : d'abord, un processus de Bernoulli (avec ou sans covariables) décrit la probabilité d'observer une valeur non nulle ; ensuite, un modèle de régression bêta est spécifié pour la valeur de la proportion elle-même pour toutes les observations non nulles. La formalisation est la même dans le cas de la régression bêta à 1. Lors de la présence des 0 et 1, on se retrouve dans le cas de la régression à 0 et à 1. C'est un type de modèle de mélange qui dit qu'il y a trois processus stochastique en cours. L'un est un processus qui distingue les zéros des non-zéros, l'autre un processus qui distingue les uns des non-uns et puis un troisième processus qui détermine la quantité définie sur l'intervalle (0, 1). Les premier et deuxième processus sont exécutés par une régression logistique et le troisième par une régression bêta. Ces trois modèles sont exécutés simultanément. Ils peuvent chacun avoir leur propre ensemble de prédicteurs et leur propre ensemble de coefficients. Cette approche est également disponible pour la régression bêta augmentée à un facteur (Ospina & Ferrari, 2012) ou la régression bêta augmentée à zéro facteur (Fang & Kong, 2015).



Zero-One-Inflated Beta régression

Les distributions bêta gonflées incorporent des énoncés de probabilité dégénérés produisant une densité de mélange. Pour l'inflation zéro, un nouveau paramètre π_0 est ajouté pour tenir compte de la probabilité des observations à zéro. La densité du mélange qui en résulte est :

$$f(y; \pi_0, \mu, \phi) = \begin{cases} \pi_0, & \text{si } y = 0 \\ (1 - \pi_0) f(y; \mu, \phi), & \text{si } 0 < y < 1 \end{cases}$$

L'inflation à un suit la même logique, bien qu'ici le nouveau paramètre π_1 soit ajouté pour tenir compte de la probabilité des observations à un. La densité du mélange qui en résulte est :

$$f(y; \pi_1, \mu, \phi) = \begin{cases} (1 - \pi_1) f(y; \mu, \phi), & \text{si } 0 < y < 1 \\ \pi_1, & \text{si } y = 1 \end{cases}$$

Enfin, la régression bêta à zéro-un gonflement combine les deux densités gonflées

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil
précédentes en une seule densité :

$$f(y; \pi_0, \pi_1, \mu, \phi) = \begin{cases} \pi_0, & \text{si } y = 0 \\ (1 - \pi_0)(1 - \pi_1)f(y, \mu, \phi), & \text{si } 0 < y < 1 \\ \pi_1, & \text{si } y = 1 \end{cases}$$

2.3.3 Régression Bêta Bayésienne à 1 et/ou 0

Comme spécifié dans l'équation (2.5), et sur la base du modèle de régression bêta à 1 et 0, en supposant un lien logit, la formulation du modèle est la suivante :

$$\text{logit}(\mu_i^{(0,1)}) = x_{1,i}\beta_1$$

$$\log(\phi_i) = x_{2,i}\beta_2$$

$$\text{logit}(\pi_{0i}) = x_{3,i}\beta_3$$

$$\text{logit}(\pi_{1i}) = x_{4,i}\beta_4$$

Soit $\Theta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$

Dans la régression bêta bayésienne, nous supposons :

$$y_i | \mu_i, \phi \sim \text{Beta}(\mu_i\phi, \phi(1 - \mu_i))$$

$$p(\Theta, \phi) = p(\Theta)p(\phi)$$

La vraisemblance s'écrit :

$$p(\mathbf{y} | \Theta, \gamma) \propto \prod_i \left\{ \pi_{0i}^{I(y_i=0)} (1 - \pi_{0i})^{I(y_i>0)} \pi_{1i}^{I(y_i=1)} (1 - \pi_{1i})^{I(y_i=1)} \right\}$$

$$\times \left\{ \frac{\Gamma(\phi_i)}{\Gamma(\phi_i \mu_i^{(0,1)}) \Gamma(\phi_i (1 - \mu_i^{(0,1)}))} y_i^{\phi_i \mu_i^{(0,1)} - 1} (1 - y_i)^{\phi_i (1 - \mu_i^{(0,1)}) - 1} \right\}^{I(y_i \in (0,1))}$$

La postériorie $p(\Theta, \phi | \mathbf{y}) \propto p(\mathbf{y} | \Theta, \phi)p(\Theta, \phi)$

En choisissant la *priore*, on applique l'algorithme MCMC. Pour plus de détails, voir [6].

Description et modélisation

3.1 Analyse exploratoire des indices paysagers

3.1.1 Analyse en Composantes Principales

L'analyse en composantes principales (ACP) est une méthode descriptive permettant d'analyser un tableau de données quantitatives conduisant à des représentations graphiques. Un tableau de données, une matrice de données ou un tableau « individus-variables » est un tableau rectangulaire composé de lignes et de colonnes. Dans chaque case, à l'intersection d'une ligne et d'une colonne, se trouve une donnée, en général codée numériquement (Morineau, Aluja-Banet, 2000). L'ACP est un outil de réduction de dimensionnalité d'un ensemble de variables quantitatives. Elle explore les liaisons entre les variables (en fonction de leurs corrélations) et les ressemblances entre les individus (en fonction de leurs distances). Nous commençons cette étude par un traitement de la base.

3.1.2 Nettoyage des données

Dans le cadre de l'ACP, nous allons procéder à la détection des parcelles aberrantes. En analyse univariée, une valeur aberrante est une “donnée observée” pour une variable qui semble anormale au regard des valeurs dont on dispose pour les autres observations de l'échantillon (Planchon, 2005). En analyse multivariée, l'échantillon aberrant résulte d'une erreur importante se trouvant dans un des composants du vecteur de réponse, ou de petites erreurs systématiques dans chacun de ses composants, et qui de ce fait, ne partage pas les relations entre les variables de la population (Planchon, 2005).

En analyse univariée, les méthodes graphiques telles que le diagramme de dispersion des observations classées en fonction de leur rang, les boxplots, les graphiques des quantiles de valeurs brutes ou des résidus, permettent de signaler la présence de valeurs aberrantes (Planchon, 2005). En analyse multivariée, il existe deux approches fondamentales d'identification des valeurs aberrantes : celles basées sur le calcul de distances et les méthodes par projection (Filzmoser et al., 2008 ; Hadi et al., 2009). Nous allons utiliser dans notre cas l'approche basée sur le calcul de distances. Il s'agit notamment de la **distance de Mahalanobis**.

La distance de Mahalanobis :

Les méthodes basées sur la distance détectent les valeurs aberrantes en calculant la distance, généralement la distance de Mahalanobis entre un point particulier et le centre des données (Filzmoser et al., 2008 ; Pires et Santos-Pereira, 2005). Pour un échantillon x multivarié, la distance de Mahalanobis est calculée comme :

$$M = \sqrt{(\vec{x} - \vec{\mu})^T S^{-1} (\vec{x} - \vec{\mu})}$$

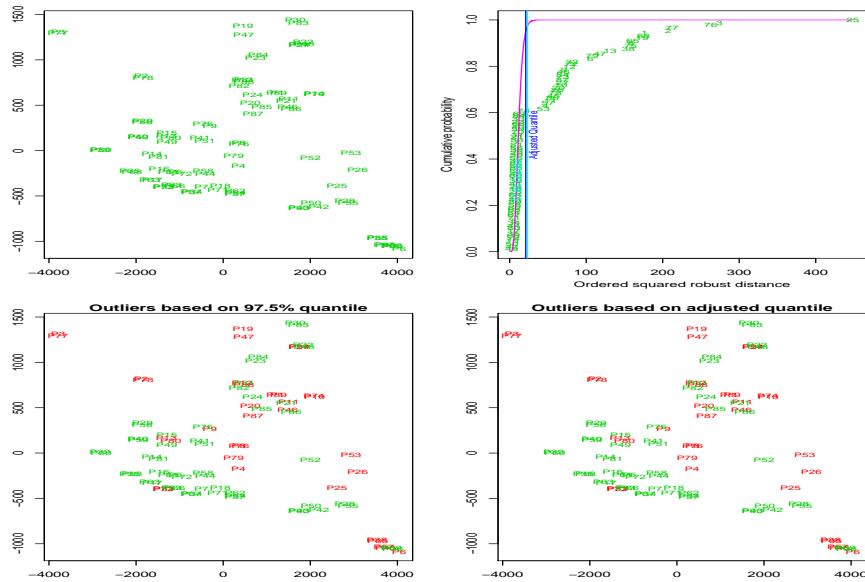
où $\vec{\mu}$ est la moyenne arithmétique multivariée (le centroïde) et S la matrice de variance-covariances de l'échantillon, qui doit être inversée.

Cette distance indique à quel point chaque observation est éloignée du centre du nuage multivarié créé par les données (Alameddine et al., 2010 ; Davies et Gather, 1993). D'après Alameddine et al. (2010), lorsque les données sont supposées suivre une distribution normale, les carrés des distances M calculées peuvent être considérés comme suivant une distribution du χ^2 . Par convention, tout point qui dépasse un quantile donné de la distribution du χ^2 (par exemple, $X_{df=p;0.975}^2$, le quantile 97,5% avec p (le nombre de variables) degrés de liberté), est considéré comme atypique et identifié comme une valeur aberrante (Filzmoser et al., 2005). Les observations aberrantes multivariées peuvent ainsi être définies comme des observations ayant une grande distance de Mahalanobis (M).

L'inconvénient avec les méthodes basées sur les distances réside dans la difficulté d'obtenir des estimations robustes de la moyenne $\vec{\mu}$ et de la matrice de variance-covariances S , puisque la distance de Mahalanobis est elle-même sensible aux données extrêmes. De plus, il serait difficile de fixer la valeur critique idéale de M permettant de séparer les valeurs aberrantes des points réguliers (Filzmoser et al., 2005 ; Filzmoser et al., 2008).

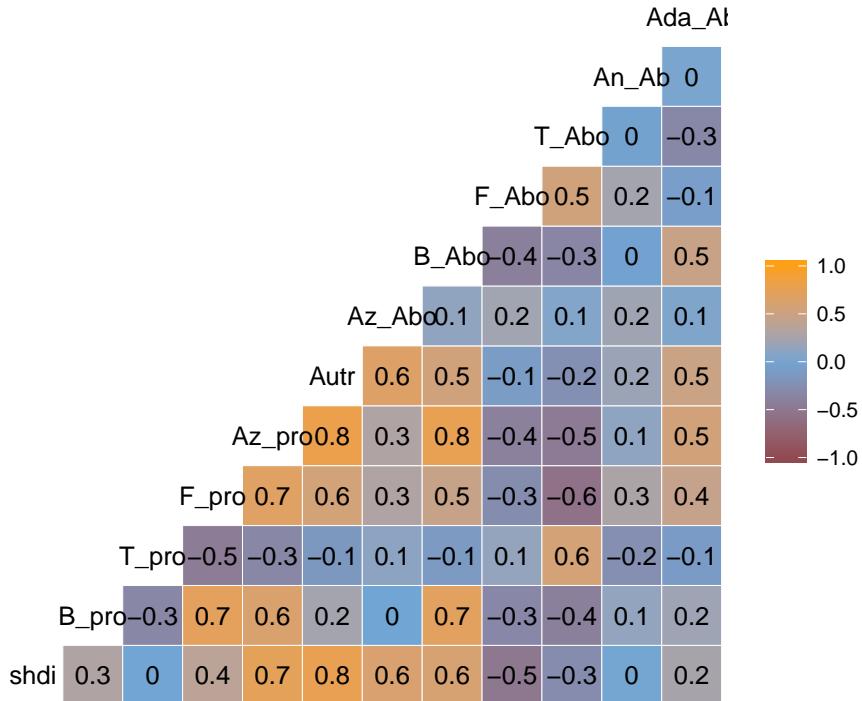
Ici, on applique cette méthode selon un seuil du $X_{df=12;0.975}^2$ sur les données à chaque échelle de buffer. Les résultats pour le buffer de rayon 2000 m sont présentés sur la figure 3.1.

Sur le buffer 2000, une analyse préliminaire nous a permis de soupçonner 20 parcelles comme aberrantes. Ces parcelles pour la plupart se trouvant en bordure de la zone d'étude n'ont pas été prises en compte dans l'analyse, car les buffers de grands rayons sortiraient de l'emprise de l'image satellite. Cinq (05) autres parcelles, par des analyses en composantes principales, se révélaient très contributives à la formation des axes. La mise en oeuvre de la détection des valeurs aberrantes par la distance de Mahalanobis fortifie nos soupçons et met également en évidence d'autres parcelles aberrantes. Au total, 54 parcelles seront utilisées pour l'analyse sur le buffer 2000.



Graphique 3.1: Détection des valeurs aberrantes par la distance de Mahalanobis

L’analyse de la matrice de corrélation entre les variables explicatives indique, globalement, une assez faible liaison entre ces dernières à l’exception de celles entre les variables suivantes : l’indice de proximité de l’espèce *balanites_aegyptica* et celui de l’espèce *faidherbia_albida* (0.7), de l’abondance des espèces non identifiées et de l’abondance de l’espèce *azadirachta_indica* (0.7) ; l’indice de *Shannon* et l’indice de proximité de l’espèce *azadirachta_indica* (0.7) ainsi qu’avec l’abondance des espèces non identifiées (0.8) (voir matrice de corrélation 3.2 ci-dessous).



Graphique 3.2: Matrice de corrélation

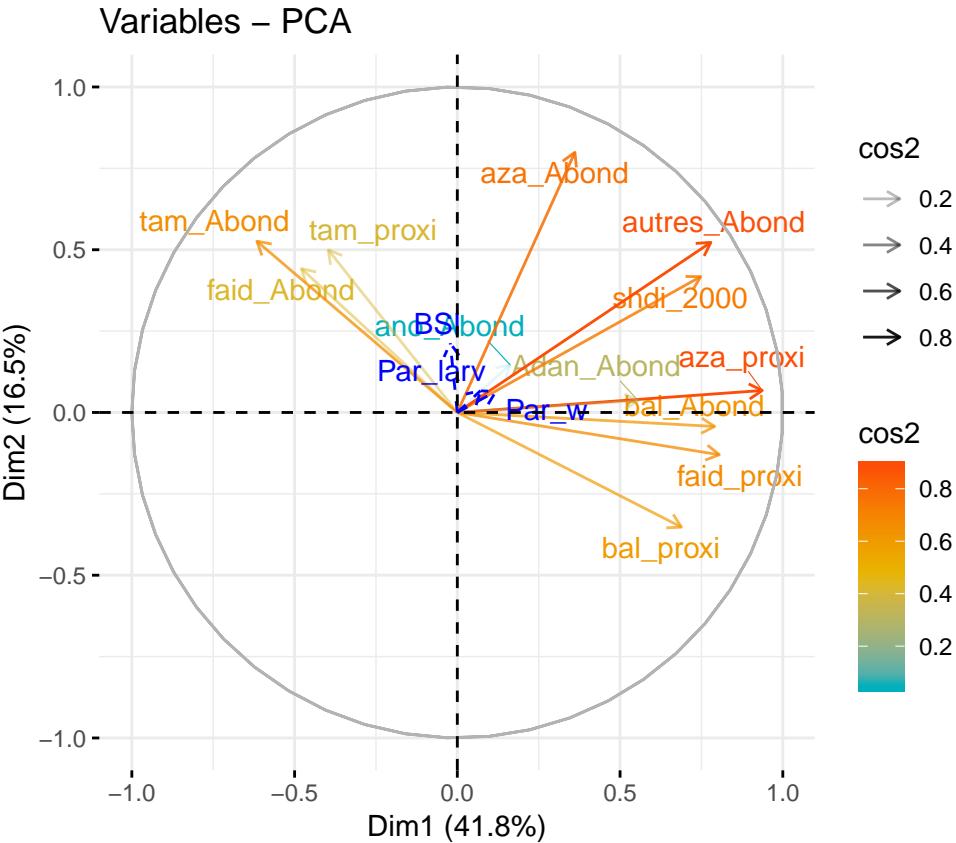
3.1.3 Mise en oeuvre de l'ACP

Les valeurs propres mesurent la quantité de variance expliquée par chaque axe principal. Elles peuvent être utilisées pour déterminer le nombre d'axes principaux à conserver. Dans notre cas, près de 60% de l'inertie totale est expliquée par les deux premiers axes factoriels.

Si on applique le critère de Kaiser (1961) qui stipule « qu'une valeur propre > 1 indique que la composante principale concernée représente plus de variance par rapport à une seule variable d'origine, lorsque les données sont standardisées (ACP normée) », on retiendra les trois premiers axes. Ces trois axes factoriels restituent environ de 71% de l'information totale contenue dans les variables. De même, en appliquant le critère du coude : « sur l'histogramme des valeurs propres, on observe un décrochement ou coude suivi d'une décroissance régulière. On sélectionne les axes avant le décrochement », nous choisirons alors les trois premiers axes factoriels. La figure 3.8(Annexe) illustre l'histogramme des valeurs propres.

Nature des axes

Le nuage des points et le cercle de corrélation permettront de déterminer la nature des axes et d'en donner un sens.



Graphique 3.3: Cercle de corrélation

La figure 3.3 ci-dessus, nous donne un aperçu des variables positivement corrélées (celles regroupées), des variables négativement corrélées (positionnées sur les côtés opposés de l'origine du graphique (quadrants opposés)) et la qualité de représentation (la distance entre les variables et l'origine). Plus les variables sont loin de l'origine, mieux elles sont bien représentées par l'ACP.

Empiriquement une contribution est jugée significativement grande au seuil $\alpha = 5\%$ si elle dépasse $3.84/n \approx 7.1\%$. Ainsi, les variables les mieux représentées sur l'axe 1 sont : l'indice de proximité de l'espèce *azadirachta indica*, l'indice de proximité des espèces *faidherbia albida*, l'abondance de l'espèce *balanites aegyptica*, l'abondance des espèces non identifiées et l'indice de *shannon*. Rappelons que l'indice de *shannon* est fortement corrélé à l'indice de proximité de l'espèce *azadirachta indica* ainsi qu'avec l'abondance des espèces non identifiées. Par conséquent, une augmentation de l'indice de proximité de l'espèce *azadirachta indica* entraînera une augmentation de l'indice de *Shannon* et l'abondance des espèces non identifiées.

Sur l'axe 2, seule la variable abondance de l'espèce *azadirachta indica* est la mieux représentée . Sur l'axe 3, seul l'abondance de l'espèce *Anogeissus leiocarpus* est bien représentée. Les variables illustratives (BSI, le taux de parasitisme lavaire et le taux de parasitisme des œufs) ne

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil
sont ni bien représentées dans le premier plan factoriel ni dans le second plan factoriel. Elles ne pourront pas a posteriori permettre de caractériser les axes. On peut postuler à l'inexistence d'une relation linéaire entre les variables illustratives et les variables actives.

Nuage des individus

La figure 3.9 (Annexe) nous présente le nuage des individus (parcelles). Les parcelles ayant des cordonnées élevées sur chaque axe factoriel ont également de grandes valeurs pour les variables les plus corrélées à cet axe.

Ainsi, les parcelles 1, 89, 88 et 12 (qui sont représentées à droite du premier axe) sont celles les mieux représentées sur l'axe 1 donc présenteraient des valeurs élevées pour l'indice de proximité de l'espèce *azadirachta indica*, l'indice de proximité des espèces *faidherbia albida*, l'abondance de l'espèce *balanites aegyptica*, l'abondance des espèces non identifiées et l'indice de *shannon*. Ces parcelles ont également fortement contribué à la formation de cet axe. A l'opposé, on retrouve les parcelles 32 et 73 qui auront de faibles valeurs pour les variables sus-cités. Toutefois, ces parcelles ont également contribué à la formation à l'axe 1. Les données brutes sur ces parcelles (1, 89, 88 ,12 vs 32, 73) montrent une grande différence au niveau de l'indice de proximité de l'espèce *azadirachta indica*, l'indice de proximité des espèces *faidherbia albida*, l'abondance de l'espèce *balanites aegyptica*, l'abondance des espèces non identifiées et l'indice de *shannon*. Ces constats corroborent nos conclusions sur le cercle de corrélation.

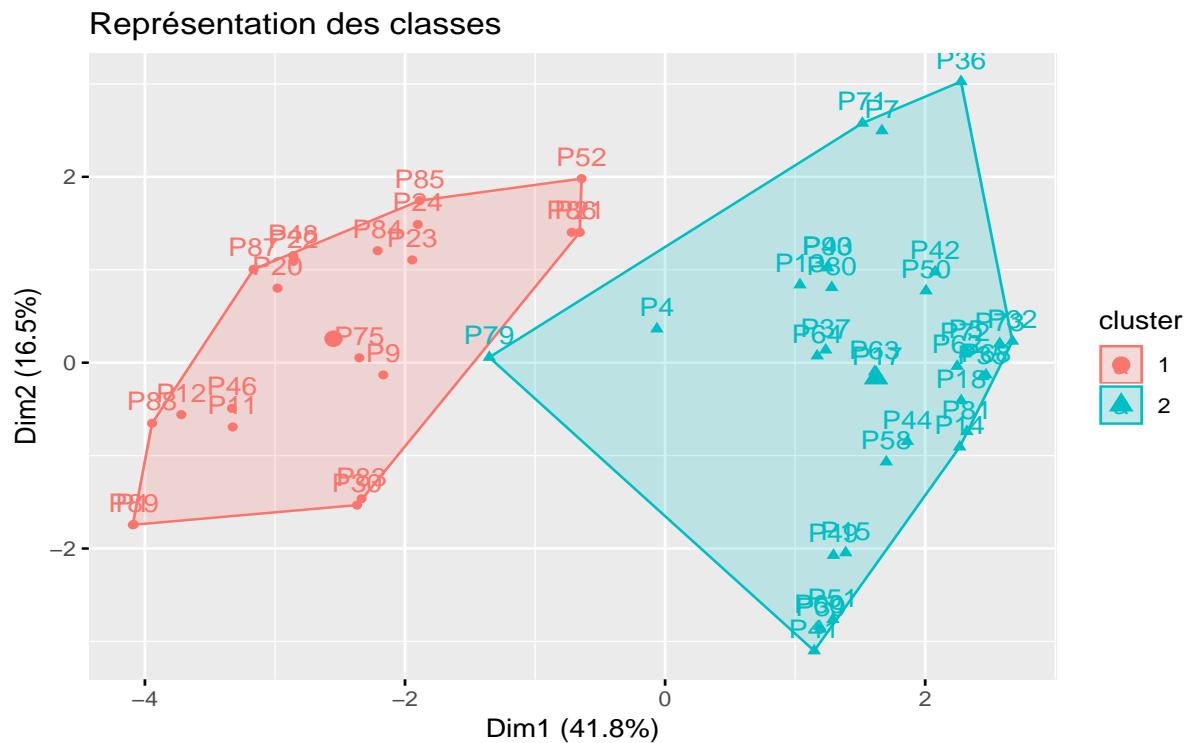
L'axe 1 sépare d'une part les parcelles ayant une forte densité d'espèce *balanites aegyptica* dans un rayon de 2000 m mais également de petits regroupement assez proche d'espèces *azadirachta indica* et d'autre part les parcelles à faible densité d'espèce *balanites aegyptica* dans un rayon de 2000 m et des petits regroupements assez éloignés d'espèces *azadirachta indica*. La corrélation entre les variables abondance de *balanites aegyptica* et abondance des espèces non identifiées qui est également fortement corrélée à l'indice de *shannon* nous permet de soupçonner la possibilité de partitionner nos parcelles en deux classes moyennement homogènes.

La figure (cf annexe 3.6) présente l'indice de niveau. On remarque l'existence d'un saut à 2 classes (représenté en vert). La partition en deux classes des données est présentée en annexe 3.7.

Deux regroupements de parcelles s'illustre (voir 3.4). D'une part (en vert), on retrouve les parcelles à forte densité d'espèce *balanites aegyptica* dans un rayon de 2000 m mais également de petits regroupements assez proche d'espèces *azadirachta indica* et d'autre part (en rouge) les parcelles à faible densité d'espèce *balanites aegyptica* dans un rayon de 2000 m et des petits regroupement assez éloignés d'espèces *azadirachta indica*.

L'analyse des nuages des individus sur les autres axes factoriels s'est fait de manière simi-

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil
laire.



Graphique 3.4: Classification

3.2 Résultats de la régression Bêta PLS

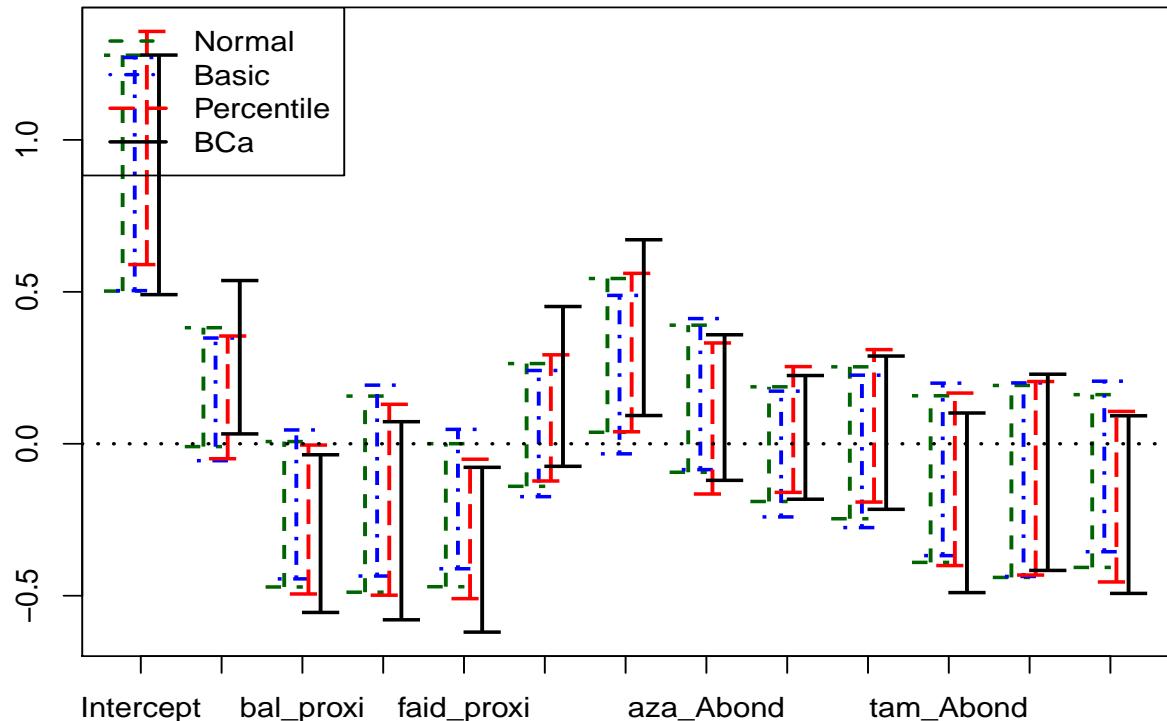
Pour déterminer convenablement le nombre de composantes à utiliser pour la régression bêta PLS avec le lien logit, nous utilisons les critères d'informations (AIC et BIC) . Nous évaluons les sept (07) premières composantes sur la base de ces critères (voir table 3.1)

PLS Bêta Regression : Information criteria									
Y	Nb comp	0	1	2	3	4	5	6	7
BSI	AIC	-22.27	-26.14	-27.19	-26.75	-25.78	-24.58	-23.57	-22.57
	BIC	-18.703	-20.790	-20.057	-17.832	-15.083	-12.095.	-9.304	-6.515
TPO	AIC	-96.407	-98.776	-99.817	-98.021	-96.700	-95.039	-93.163	-91.243
	BIC	-91.132	-93.863	-92.622	-89.833	-86.874	-83.576	-80.062	-76.504
TPL	AIC	-78.308	-78.637	-79.676	-78.465	-77.152	-75.949	-74.177	-72.565
	BIC	-74.368	-72.726	-71.794	-68.614	-65.330	-62.157	-58.414	-54.833

Tableau 3.1: Choix du nombre de composantes de la régression Bêta PLS

Grâces aux critères d'informations (AIC , BIC) et afin d'avoir le maximum d'information pour l'analyse, nous retenons les deux premières composantes tant pour le BSI, le taux de parasitisme des oeufs que pour le taux de parasitisme larvaire. Des intervalles de confiance sont alors obtenus pour chacun des prédicteurs grâce à des échantillons bootstrap de taille 1000 et les techniques normal, basic, percentile ou BC_a . Au final, nous utilisons la technique BC_a , connue pour ses bonnes propriétés (DiCiccio and Efron, 1996), pour sélectionner les variables significatives au seuil de 5% en retenant celles pour lesquelles l'intervalle de confiance BC_a ne contient pas 0. La figure 3.5 présente les intervalles de confiance des regresseurs pour le BSI. Ceux du taux de parasitisme larvaire 3.10 et du taux de parasitisme des oeufs 3.11 sont présentés en annexe.

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



Graphique 3.5: Intervalles de confiance des régresseurs pour le BSI

Le tableau 3.2 ci-contre présente les variables significatives pour chacune des variables dépendantes.

$\backslash Y$	BSI	TPO	TPL
X			
SHDI	9.345 e-01 *	6.684 e-01 *	
Faid_Proxi	-1.196 e-01 *	-1.144 e-01 *	
Bal_Proxi	-2.063 e-01 *		
Autr_Abond	9.376 e-04 *		
Tam_Proxi		-9.149 e-01 *	
Bala_Aband		2.781 e-04 *	
Ano_Abond			7.348 e-02 *
Aza_Abond			-2.361 e-04 *

Tableau 3.2: Résultats de la régression Bêta PLS

Du tableau 3.2, il en ressort tout d'abord qu'au seuil de 5%, les variables ayant un effet significatif sur le *BSI* sont l'indice de *Shannon* sur toutes les espèces, l'indice de *Shannon* sur les espèces minoritaires, l'indice de proximité de l'espèce *faidherbia albida* et l'abondance des espèces non identifiées. Ensuite, variables qui influent significativement le taux de parasitisme des oeufs sont l'indice de *Shannon*, les indices de proximité des espèces *faihderbia albida* et *tamarindus indica* ainsi que l'abondance des espèces *balanites aegyptica* et *Andasonia digitata*.

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil
Enfin, seul le nombre de patch de l'espèce *tamarindus indica* a un effet significatif sur le taux de parasitisme des larves.

3.3 Résultats de la régression bêta bayésienne à 1 ou 0

Diagnostic de convergence : BSI

La spécification du modèle pour le BSI est la suivante :

$$\text{logit} \left(\mu_i^{(0,1)} \right) = x_{1,i} \beta_1$$

$$\log (\phi_i) = \eta$$

où β_1 et β_2 contiennent les coefficients associés aux variables explicatives. Les lois à priori sont définies par : $\beta_{1,j} \sim \mathcal{N}(0, 10^{-3})$, $\beta_{2,j} \sim \mathcal{N}(0, 10^{-3})$ avec $j = 1, \dots, 12$ et $\eta \sim \mathcal{N}(0, 10^{-3})$.

L'allure globale des historiques (voir annexe 3.12, nombre d'itération = 60.000) ne montre aucune stagnation des chaînes autour d'une valeur pour tous les paramètres du modèle. Ce diagnostic est confirmé en regardant l'historique à la fin de la chaîne MCMC (annexe 3.13). Aucun motif ou périodicité n'apparaît dans la suite des valeurs. Toutes les valeurs semblent être régulièrement visitées.

En fixant une période de rodage de 1000 (pour plus de sécurité) et en faisant un sous échantillonage à pas de 175 observations (pour éliminer l'autocorrélation), nous avons vérifié que la longueur de la chaîne est assez grande pour assurer la stabilité des quantiles empiriques extrêmes des lois a posteriori (qui nous permettent de calculer les intervalles de crédibilité)..

Pour tous les paramètres du modèle, nous avons bien la stabilisation des quantiles ergodiques (annexe 3.15). La taille de l'échantillon MCMC semble suffisante. On remarque également une décroissance de rapide sur le graphique des auto-corrélations (annexe 3.14).

Le tableau 3.3 présente le résumé statistique. Une variable est significative si l'intervalle de crédibilité du coefficient associé ne contient pas zéro. Partant de cela, on constate que les variables significatives dans le modèle bêta (0,1) sont l'indice de proximité du *faidherbia albida*, l'indice d'abondance des espèces non identifiées (Autres_Abond), et celles significatives dans le modèle logistique sont l'indices de proximité des espèces *balanites aegyptica*, *azadirachta indica* et *faidherbia albida* ainsi que l'abondance des espèces non identifiées et celle de *l'anogeissus leiocarpus*.

Toutes choses égales par ailleurs, une variation de l'indice d'abondance des espèces non identifiées entraîne également une variation dans le même sens du logit de la moyenne à pos-

Variables	Paramètres	Moyenne	2.5% quantile	97.5% quantile
(Intercept)	$\beta_{1,0}$	7.849e+00	-8.651e-01	1.615e+01
shdi_2000	$\beta_{1,1}$	-6.694e+00	-1.511e+01	2.838e+00
bal_proxi	$\beta_{1,2}$	9.303e-01	-5.289e-01	2.230e+00
tam_proxi	$\beta_{1,3}$	-5.501e+00	-1.541e+01	4.470e+00
faid_proxi	$\beta_{1,4}$	-8.320e-01	-1.550e+00	-4.102e-02
aza_proxi	$\beta_{1,5}$	-4.865e-02	-1.880e-01	1.007e-01
autres_Abond	$\beta_{1,6}$	6.014e-03	1.426e-03	1.038e-02
aza_Abond	$\beta_{1,7}$	2.222e-03	-8.210e-04	5.485e-03
bal_Abond	$\beta_{1,8}$	-8.667e-04	-2.717e-03	8.120e-04
faid_Abond	$\beta_{1,9}$	-6.322e-04	-1.345e-03	1.689e-04
tam_Abond	$\beta_{1,10}$	-5.464e-03	-1.883e-02	9.455e-03
ano_Abond	$\beta_{1,11}$	-2.486e-02	-1.378e-01	1.007e-01
Adan_Abond	$\beta_{1,12}$	3.285e-03	-4.264e-02	4.999e-02
(Intercept)	$\beta_{2,0}$	-1.682e+02	-3.602e+02	-6.499e-01
shdi_2000	$\beta_{2,1}$	-7.939e+01	-2.820e+02	8.222e+01
bal_proxi	$\beta_{2,2}$	2.954e+01	1.220e+01	5.058e+01
tam_proxi	$\beta_{2,3}$	-4.153e+01	-4.224e+02	2.759e+02
faid_proxi	$\beta_{2,4}$	8.709e+00	-1.014e-01	2.005e+01
aza_proxi	$\beta_{2,5}$	-6.324e+00	-1.068e+01	-2.580e+00
autres_Abond	$\beta_{2,6}$	1.756e-01	6.725e-02	2.859e-01
aza_Abond	$\beta_{2,7}$	5.342e-03	-5.294e-02	6.149e-02
bal_Abond	$\beta_{2,8}$	-1.476e-03	-4.008e-02	3.583e-02
faid_Abond	$\beta_{2,9}$	1.870e-02	3.780e-03	3.808e-02
tam_Abond	$\beta_{2,10}$	7.199e-02	-3.216e-01	4.468e-01
ano_Abond	$\beta_{2,11}$	-4.817e+00	-1.016e+01	-1.137e+00
Adan_Abond	$\beta_{2,12}$	6.054e-01	-2.864e-01	1.907e+00
η		1.279e+00	8.238e-01	1.651e+00

Tableau 3.3: Résultats de la régression Bêta Bayésien à 1 pour le BSI

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil
teriori du BSI. De même, une variation de l'indice de proximité du *faidherbia albida* entraîne une variation dans le sens opposé du logit de la moyenne à posteriori du BSI.

Les résultats de la régression logistique montrent que les variables qui influencent positivement la probabilité que la variable réponse BSI vaille 1 sont l'indice de proximité des espèces *balanites aegyptica* et *azadirachta indica* ainsi que l'abondance des espèces non identifiées.

Diagnostic de convergence : Taux de parasitisme larvaire et des oeufs

La spécification du modèle pour le taux de parasitisme larvaire (TPL) et le taux de parasitisme des oeufs (TPO) est la suivante :

$$\text{logit} \left(\mu_i^{(0,1)} \right) = x_{1,i} \beta_1$$

$$\log (\phi_i) = \eta$$

$$\text{logit} (\pi_{0i}) = \text{logit} (P(Y_i = 0)) = x_{2,i} \beta_2$$

où β_1 et β_2 contiennent les coefficients associés aux variables explicatives. Les lois à priori sont définies par : $\beta_{1,j} \sim \mathcal{N}(0, 10^{-3})$, $\beta_{2,j} \sim \mathcal{N}(0, 10^{-3})$ avec $j = 1, \dots, 12$ et $\eta \sim \mathcal{N}(0, 10^{-3})$

Le diagnostic de la convergence des chaînes pour **le taux de parasitisme larvaire** (annexe 3.16) et **le taux de parasitisme des oeufs** (annexe 3.20) montre qu'elles atteignent une convergence satisfaisante.

En ce qui concerne les résultats pour le taux de parasitisme larvaire, nous remarquons comme l'illustre le tableau 3.4 qu'aucune variable n'agit significativement, au seuil de 5%, sur le TPL (modèle Bêta). Toutefois, le modèle logistique révèle une significativité de l'indice de *Shannon*, de l'indice de proximité des espèces *faidherbia albida* et *tamarindus indica*, de l'abondance des espèces *balanites aegyptica*, *azadirachta indica*, *faidherbia albida*, *anogeissus leiocarpus* et des espèces non identifiées.

Les résultats pour le taux de parasitisme des oeufs (tableau 3.5) révèlent que les variables significatives dans le modèle bêta sont : l'indice de *Shannon*, l'indice d'abondance du *faidherbia albida*, et l'indice d'abondance de l'*anogeissus leiocarpus* tandis que dans le modèle logistique ce sont l'indice de proximité de *tamarindus indica*, l'indice d'abondance de l'*azadirachta indica*, et l'indice d'abondance du *faidherbia albida* qui sont significatives.

Parmi ces variables significatives, seul l'indice d'abondance de l'espèce *anogeissus leiocarpus* qui à un effet positif sur le logit de la moyenne à posteriori du taux de parasitisme des oeufs. On constate également que seul l'abondance du *faidherbia albida* influence négativement la probabilité que la moyenne à posteriori du taux de parasitisme des oeufs vaille 0.

Variables	Paramètres	Moyenne	2.5% quantile	97.5% quantile
(Intercept)	$\beta_{1,0}$	-1,31e+03	-8,22e+03	4,78e+03
shdi_2000	$\beta_{1,1}$	-5,19e+02	-7,20e+03	6,42e+03
bal_proxi	$\beta_{1,2}$	1,66e+02	-7,41e+02	1,02e+03
tam_proxi	$\beta_{1,3}$	1,17e+03	-4,40e+03	7,88e+03
faid_proxi	$\beta_{1,4}$	-1,18e+02	-6,44e+02	4,25e+02
aza_proxi	$\beta_{1,5}$	-3,62e+01	-1,47e+02	7,52e+01
autres_Abond	$\beta_{1,6}$	1,11e+00	-2,67e+00	4,47e+00
aza_Abond	$\beta_{1,7}$	-3,08e-01	-2,70e+00	2,24e+00
bal_Abond	$\beta_{1,8}$	1,08e-01	-9,13e-01	1,24e+00
faid_Abond	$\beta_{1,9}$	-5,13e-02	-5,97e-01	5,97e-01
tam_Abond	$\beta_{1,10}$	1,65e+00	-8,87e+00	9,17e+00
ano_Abond	$\beta_{1,11}$	3,46e+01	-5,20e+01	1,10e+02
Adan_Abond	$\beta_{1,12}$	1,51e+01	-1,82e+01	4,89e+01
(Intercept)	$\beta_{2,0}$	2,09e+05	8,74e+04	3,29e+05
shdi_2000	$\beta_{2,1}$	-2,40e+05	-3,77e+05	-1,02e+05
bal_proxi	$\beta_{2,2}$	-1,36e+03	-1,50e+04	1,02e+04
tam_proxi	$\beta_{2,3}$	-9,83e+04	-1,87e+05	-2,68e+04
faid_proxi	$\beta_{2,4}$	-1,00e+04	-1,61e+04	-4,06e+03
aza_proxi	$\beta_{2,5}$	4,71e+02	-6,86e+02	1,55e+03
autres_Abond	$\beta_{2,6}$	4,46e+01	2,66e+00	9,55e+01
aza_Abond	$\beta_{2,7}$	8,27e+01	3,26e+01	1,30e+02
bal_Abond	$\beta_{2,8}$	2,21e+01	3,01e+00	4,60e+01
faid_Abond	$\beta_{2,9}$	-1,44e+01	-2,31e+01	-6,02e+00
tam_Abond	$\beta_{2,10}$	6,96e+01	-2,78e+01	1,76e+02
ano_Abond	$\beta_{2,11}$	-2,37e+03	-5,38e+03	-2,49e+02
Adan_Abond	$\beta_{2,12}$	2,95e+02	-8,88e+01	6,97e+02
η		2,36e+03	1,89e+03	2,75e+03

Tableau 3.4: Résultats de la régression Bêta Bayésien à 0 pour le TPL

Variables	Paramètres	Moyenne	2.5% quantile	97.5% quantile
(Intercept)	$\beta_{1,0}$	2,24e+04	1,63e+03	4,37e+04
shdi_2000	$\beta_{1,1}$	-2,22e+04	-4,39e+04	-2,20e+03
bal_proxi	$\beta_{1,2}$	1,30e+03	-1,14e+03	3,81e+03
tam_proxi	$\beta_{1,3}$	1,88e+04	-7,09e+03	4,59e+04
faid_proxi	$\beta_{1,4}$	-1,44e+03	-2,70e+03	1,23e+02
aza_proxi	$\beta_{1,5}$	-5,65e+01	-3,04e+02	1,82e+02
autres_Abond	$\beta_{1,6}$	8,42e+00	-8,55e-01	1,83e+01
aza_Abond	$\beta_{1,7}$	3,98e+00	-9,24e-01	8,73e+00
bal_Abond	$\beta_{1,8}$	-4,30e-01	-3,39e+00	2,13e+00
faid_Abond	$\beta_{1,9}$	-2,06e+00	-3,88e+00	-8,69e-02
tam_Abond	$\beta_{1,10}$	-2,15e+01	-5,30e+01	6,50e+00
ano_Abond	$\beta_{1,11}$	5,35e+02	1,52e+02	9,26e+02
Adan_Abond	$\beta_{1,12}$	1,96e+01	-9,91e+01	1,06e+02
(Intercept)	$\beta_{2,0}$	3,58e+04	1,26e+04	6,33e+04
shdi_2000	$\beta_{2,1}$	-3,96e+04	-7,20e+04	-1,38e+04
bal_proxi	$\beta_{2,2}$	1,72e+03	-8,55e+02	4,64e+03
tam_proxi	$\beta_{2,3}$	2,79e+04	2,55e+03	6,09e+04
faid_proxi	$\beta_{2,4}$	-1,22e+03	-2,73e+03	2,57e+02
aza_proxi	$\beta_{2,5}$	1,48e+02	-2,21e+02	5,50e+02
autres_Abond	$\beta_{2,6}$	9,28e+00	-1,23e+00	2,05e+01
aza_Abond	$\beta_{2,7}$	9,77e+00	8,90e-01	1,86e+01
bal_Abond	$\beta_{2,8}$	-6,50e-01	-4,44e+00	3,23e+00
faid_Abond	$\beta_{2,9}$	-2,18e+00	-4,04e+00	-3,71e-01
tam_Abond	$\beta_{2,10}$	-2,95e+01	-6,38e+01	3,69e-01
ano_Abond	$\beta_{2,11}$	1,03e+02	-2,48e+02	4,45e+02
Adan_Abond	$\beta_{2,12}$	4,61e+01	-8,07e+01	1,54e+02
η		2,69e+03	1,87e+03	3,38e+03

Tableau 3.5: Résultats de la régression Bêta Bayésien à 0 pour le TPO

3.4 Synthèse des résultats et validation des hypothèses de recherche

Des résultats obtenus pour l'analyse de l'impact des espèces arborées sur le BSI, on peut tirer les conclusions ci-contre :

Toutes choses égales par ailleurs, pour les parcelles n'ayant pas une régulation naturelle parfaite ($BSI = 1$) :

- ✓ La proximité de l'espèce *faidherbia albida* n'est pas favorable à la régulation naturelle, une grande proximité de cette espèce conduit à une baisse de la valeur moyenne du BSI. Ce phénomène peut s'expliquer par la période du calcul du BSI (Juillet 2013) c'est à dire au moment où le *faidherbia albida* perd ses feuilles et par conséquent n'offre pas de refuges aux ennemis naturels de la mineuse de l'épi de mil.
- ✓ L'abondance des espèces d'arbres non identifiées est favorable à la régulation naturelle. Ce résultat rejoint les conclusions de Soti et al.(2019) selon laquelle le BSI augmente avec la densité d'arbre.
- ✓ La diversité des espèces est également favorable à la régulation naturelle. En effet, cette diversité procure des ressources nutritives qui assure la survie et la dynamique de population d'ennemis naturels du ravageur. Ceci rejoint encore les travaux de Soti et al. (2019) selon lesquels la diversité de la végétation autour des parcelles représente un atout dans lutte biologique.

De même, toutes choses égales par ailleurs, les chances pour qu'il y ait une régulation parfaite sur une parcelle sont positivement influencées par la proximité des espèces d'arbres de type *Balanites aegyptica* et l'abondance des espèces non identifiées ; négativement influencées par la proximité des espèces d'arbres *Azadirachta Indica*.

Pour le taux de parasitisme larvaire, les résultats de l'analyse indiquent que toutes choses égales par ailleurs, l'abondance des espèces d'arbres de type *Azadirachta Indica* a un effet positif sur la proportion des larves parasitées par les ennemis naturels pour les parcelles dont au moins une larve a été parasité.

Par contre, les chances pour une parcelle d'avoir un pourcentage nul de larves parasités par les ennemis naturels sont négativement influencées par l'abondance des espèces de type *balanites aegyptica* et la proximité des espèces de type *tamarindus indica*. Ces dernières favorisent donc la régulation naturelle.

Les résultats de l'analyse du taux de parasitismes des oeufs révèlent que toutes choses égales par ailleurs, l'abondance des espèces de type *balanites aegyptica*, *Azadirachta Indica* et *anoeisis leiocarpus* influence positivement la capacité des ennemis naturels à parasiter plus d'oeufs

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil
du ravageur. Cependant, on note également que la proximité des espèces de type *tamarindus indica* impactent positivement les chances qu'il n'y ait aucun oeuf parasité par les ennemis naturels.

Des résultats ci-dessus, on peut remarquer que :

- ✓ Il n'existe pas une espèce qui à elle seule, de part son abondance et/ou sa répartition, favorise la régulation naturelle quelque soit l'indicateur de régulation utilisé.
- ✓ Une combinaison de la proximité de certaines espèces et/ou de l'abondance d'autres espèces contribuera à la lutte biologique.

Tableau 3.6: Configurations paysagères favorables à la régulation naturelle

Indice Espèce	Abondance	Proximité
Faidherbia albida	+	-
Tamarindus indica	+	-
Balanites aegyptica	+	
Azadirachta Indica	+	-
Anogeissus leiocarpus	+	
Autes espèces	+	

+ favorable à la régulation - Non favorable à la régulation

Du tableau 3.6, on peut lire que l'abondance d'arbres de diverses espèces ayant les mêmes phénologies que les épis de mil, notamment une abondance mais éloignées les unes des autres de l'espèce d'arbre *Azadirachta Indica* + une abondance des espèces *balanites aegyptica* , *anogeissus leiocarpus*, +une abondance de *tamarindus indica* mais distantes les unes des autres, est une composition paysagère optimale favorable à une bonne régulation.

Validation des hypothèses

Hypothèses	Intitulé	Validation
1	La diversité des espèces est favorable à la régulation naturelle	Validé
2	Une seule et unique espèce est favorable à la régulation naturelle	Non Validé
3	Une combinaison d'espèces est favorable à la régulation naturelle	Validé

Validation des hypothèses

Conclusion

L'objectif de cette étude était d'évaluer l'impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil à Bambe. Afin d'atteindre cet objectif, il était nécessaire d'appréhender des concepts clés liés au paysage et à la lutte biologique des ravageurs de culture. Une revue de littérature a été présentée afin d'avoir une idée claire sur la problématique, les méthodologies utilisées par les auteurs ainsi que leurs limites. Une analyse exploratoire nous a révélé les liaisons existantes entre les indices paysagers ainsi que les composantes principales qui en résultent. Afin de résoudre la problématique, nous avons mis en oeuvre le modèle de régression Bêta PLS et Bêta bayésien à 0 et/ou 1 au regard de la nature des données. Les résultats montrent que sous certaines configurations, la diversité, l'abondance et la proximité de certaines espèces contribuent significativement dans la régulation naturelle du ravageur par les ennemis naturels.

Ces résultats auraient toutefois pu être meilleurs si l'image satellite avait été acquise à la même période que la mesure des indicateurs de régulation naturelle.

Sur la base des résultats obtenus, les recommandations qui peuvent être faites à l'endroit du CIRAD sont les suivantes :

- ✓ L'organisme devrait, au cas où elle voudrait effectuer une étude similaire faire en sorte qu'il y ait une correspondance exacte entre la période de mesure de la régulation et la période d'acquisition de l'image satellite.
- ✓ Planter ou conserver abondamment les espèces *balanites aegyptica*, *anoeissus leiocarpus* et *tamarindus indica* tout en s'assurant qu'il y ait pas une grande proximité entre les espèces du même type aux alentours des parcelles dans la zone de culture.

En dépit du fait que les résultats soient satisfaisants, cette étude présente également quelques limites ; en l'occurrence elle ne prend pas en compte les pratiques culturales (utilisation d'engrais, fumures organiques, association culturales, etc.) qui sont des actions humaines pouvant influencer la régulation naturelle.

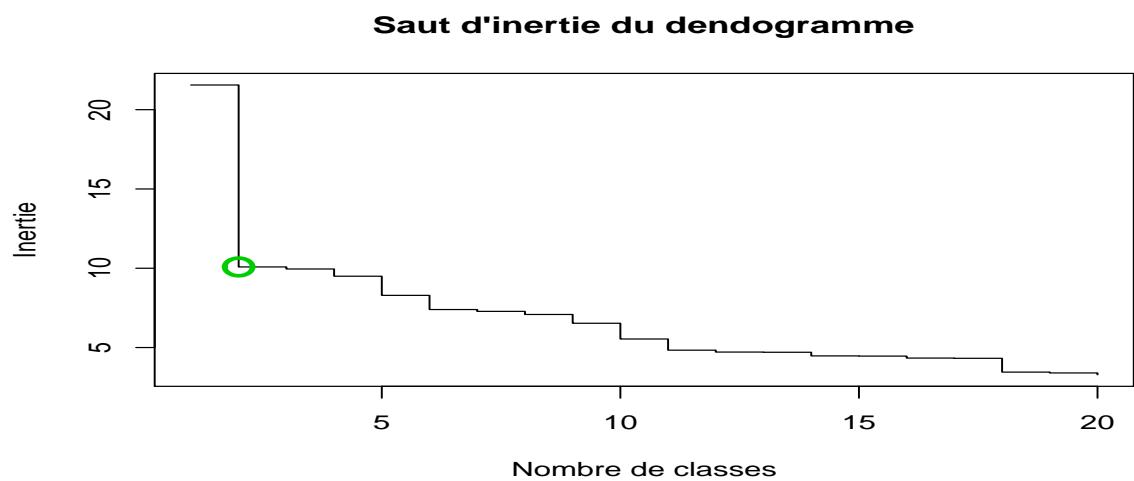
De plus, la faible répartition de certaines espèces aux alentours des parcelles entraîne une multiplicité de valeur manquante lors des calculs des indicateurs paysagers sur les buffers de faible rayon. Il serait en outre intéressants, compte tenu de l'effet indésirable de la proximité entre espèces de même type d'étendre cette étude pour déterminer la distance intra-espèce optimale pour la régulation naturelle.

Bibliographie

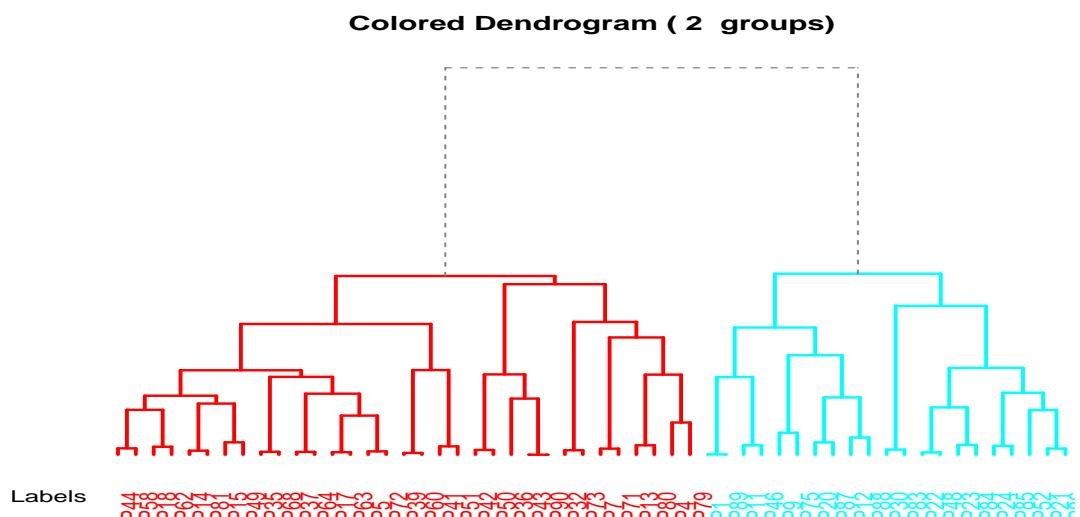
- [1] Jeff HOLLAND et Lenore FAHRIG. “Effect of woody borders on insect density and diversity in crop fields: a landscape-scale analysis”. In : ELSEVIER, *Agriculture, Ecosystems and Environment* Vol. 78 (2000), p. 115-122.
- [2] Bianchi et AL. “Landscape factors affecting the control of Mamestra brassicae by natural enemies in Brussels sprout”. In : *Agriculture, Ecosystems and Environment* Vol. 107 (2005).
- [3] Yves Carrière et AL. “A GIS-based approach for areawide pest management: the scales of Lygus hesperus movements to cotton from alfalfa, weeds, and cotton”. In : (2006).
- [4] Noelline Tsafac et AL. “Effects of landscape context and agricultural practices on the abundance of cotton bollworm Helicoverpa armigera in cotton fields: A case study in northern Benin”. In : *International Journal of Pest Management* (2013).
- [5] Frédéric Bertrand et AL.. “PLS Beta Regression”. In : *Journal de la Société Française de Statistique* Vol. 154.No. 3 (2013).
- [6] Fang Liu & Yunchuan KONG. “zoib: An R Package for Bayesian Inference for Beta Regression and Zero/One Inflated Beta Regression”. In : *The R Journal* Vol. 7.No. 2 (2015).
- [7] N. Oumaroual et AL. “Perception des paysans sur la contrainte de la mineuse de l'épi Heliocheilus albipunctella De Joannis, ravageur important du mil en zone sahélienne”. In : *Tropicultura* Vol. 37.No. 1 (2019).
- [8] V. Soti et AL. “Effect of landscape diversity and crop management on the control of the millet head miner, Heliocheilus albipunctella (Lepidoptera: Noctuidae) by natural enemies”. In : ELSEVIER, *Biological Control* Vol. 10.No. 006 (2019).

Annexes

Statistique Exploratoire

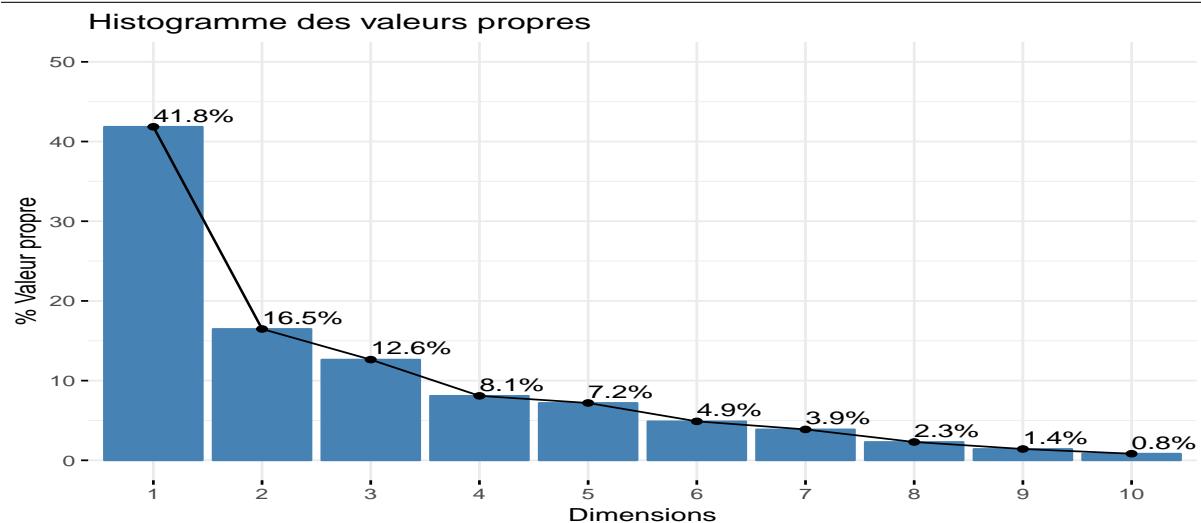


Graphique 3.6: Indices de niveau

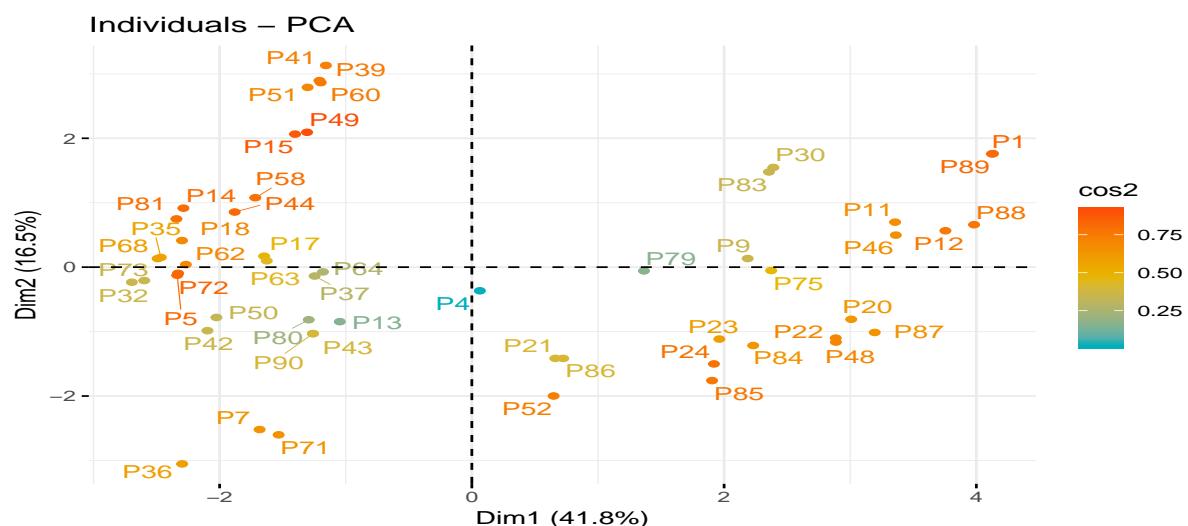


Graphique 3.7: Dendogramme

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



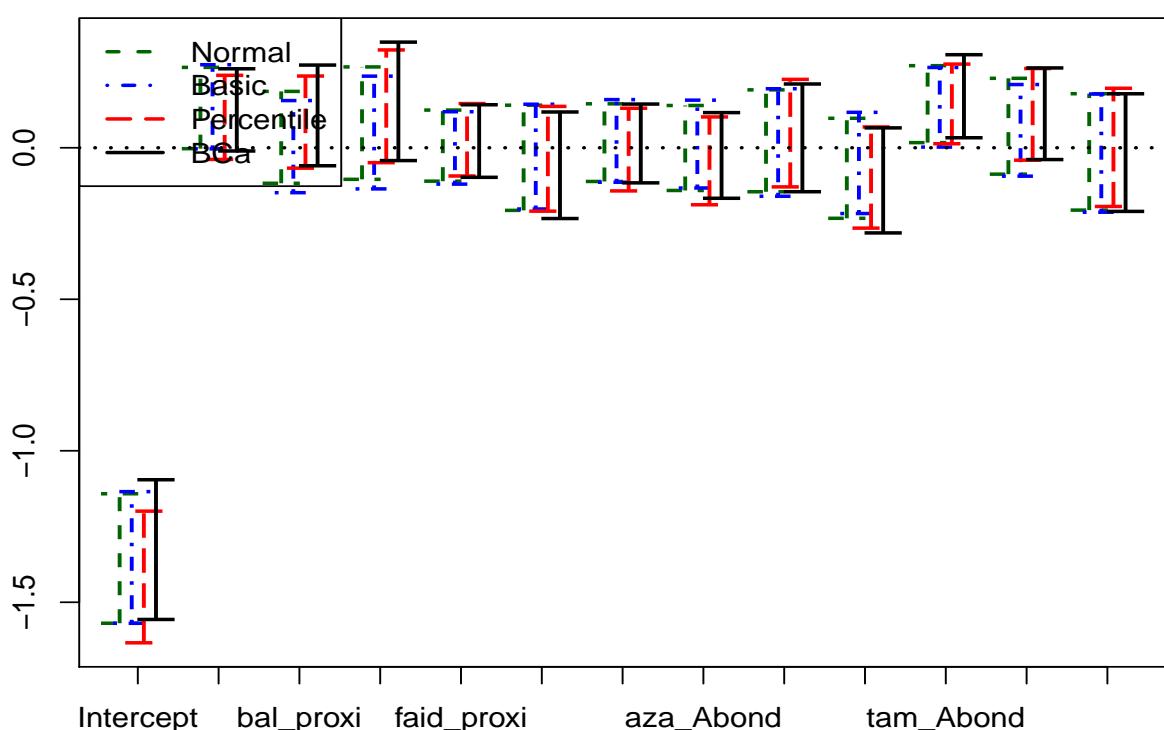
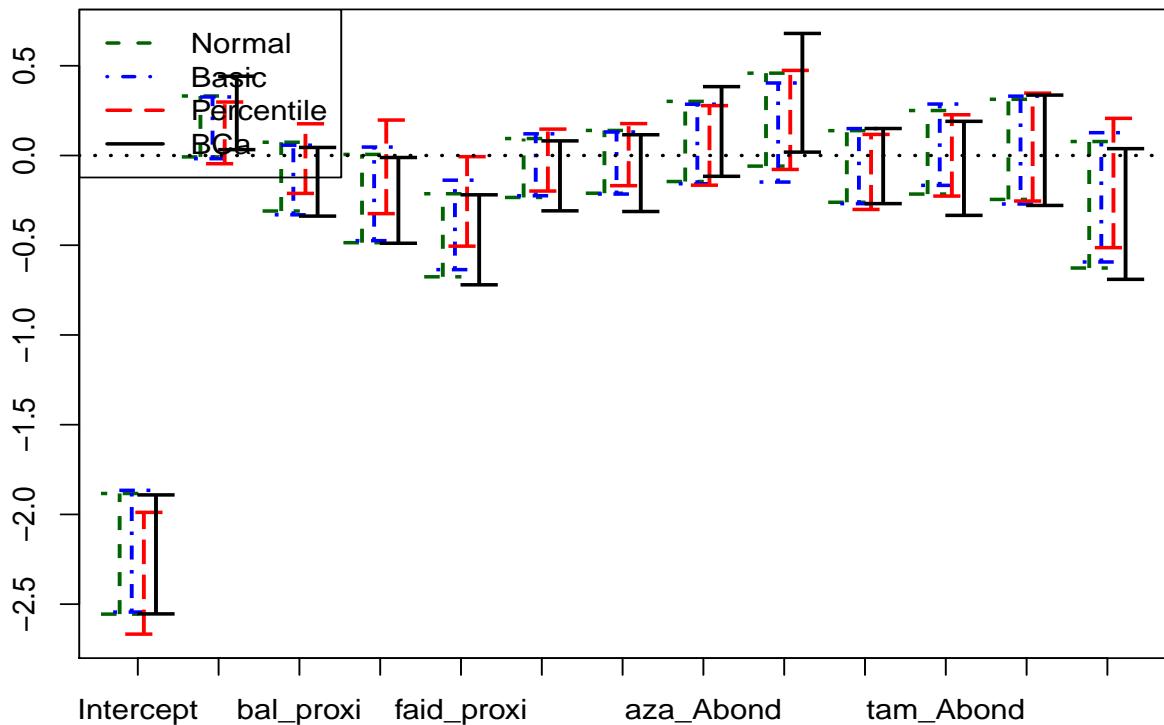
Graphique 3.8: Histogramme des valeurs propres



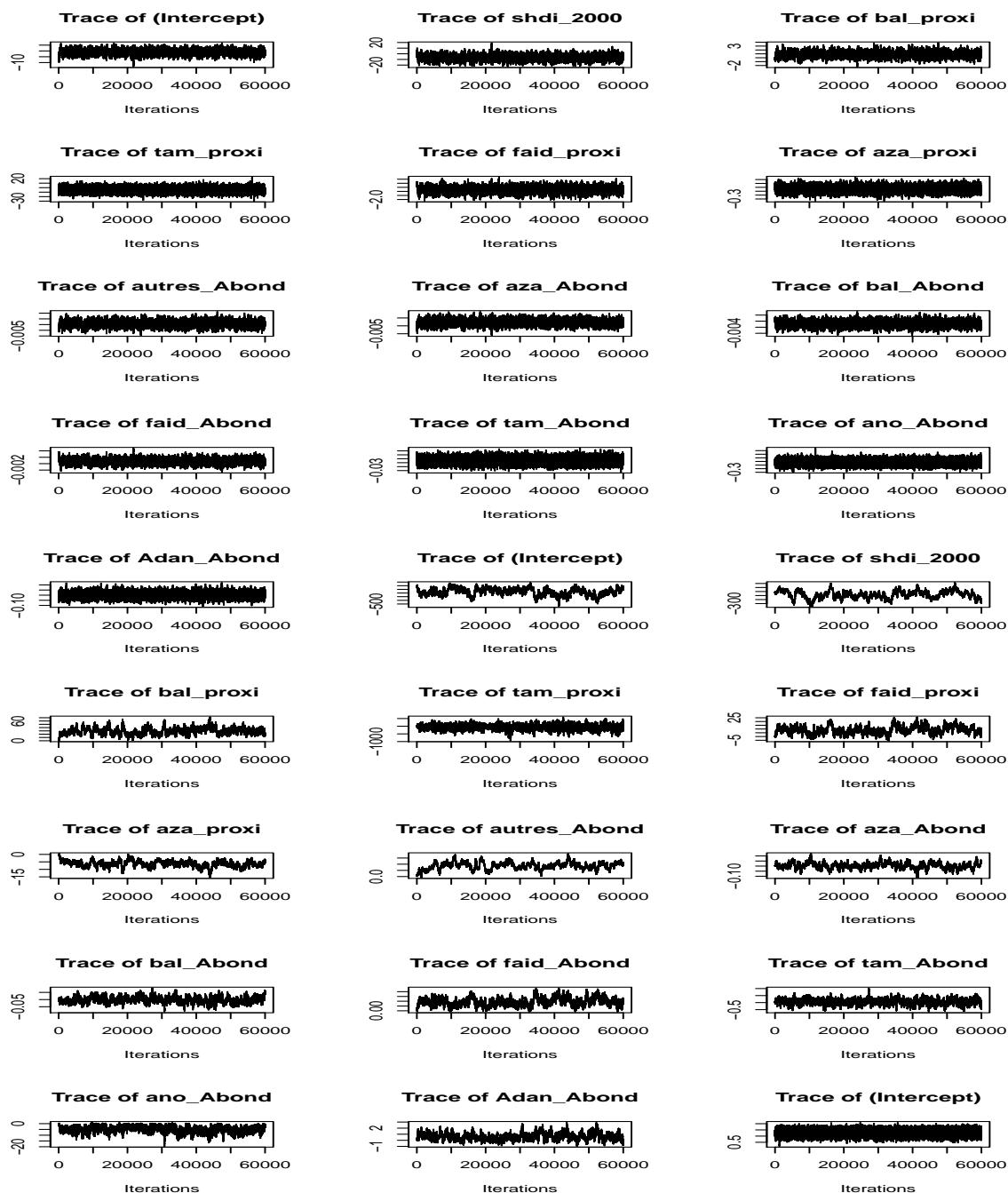
Graphique 3.9: Nuage des individus

Régression Bêta PLS : intervalles de confiance

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

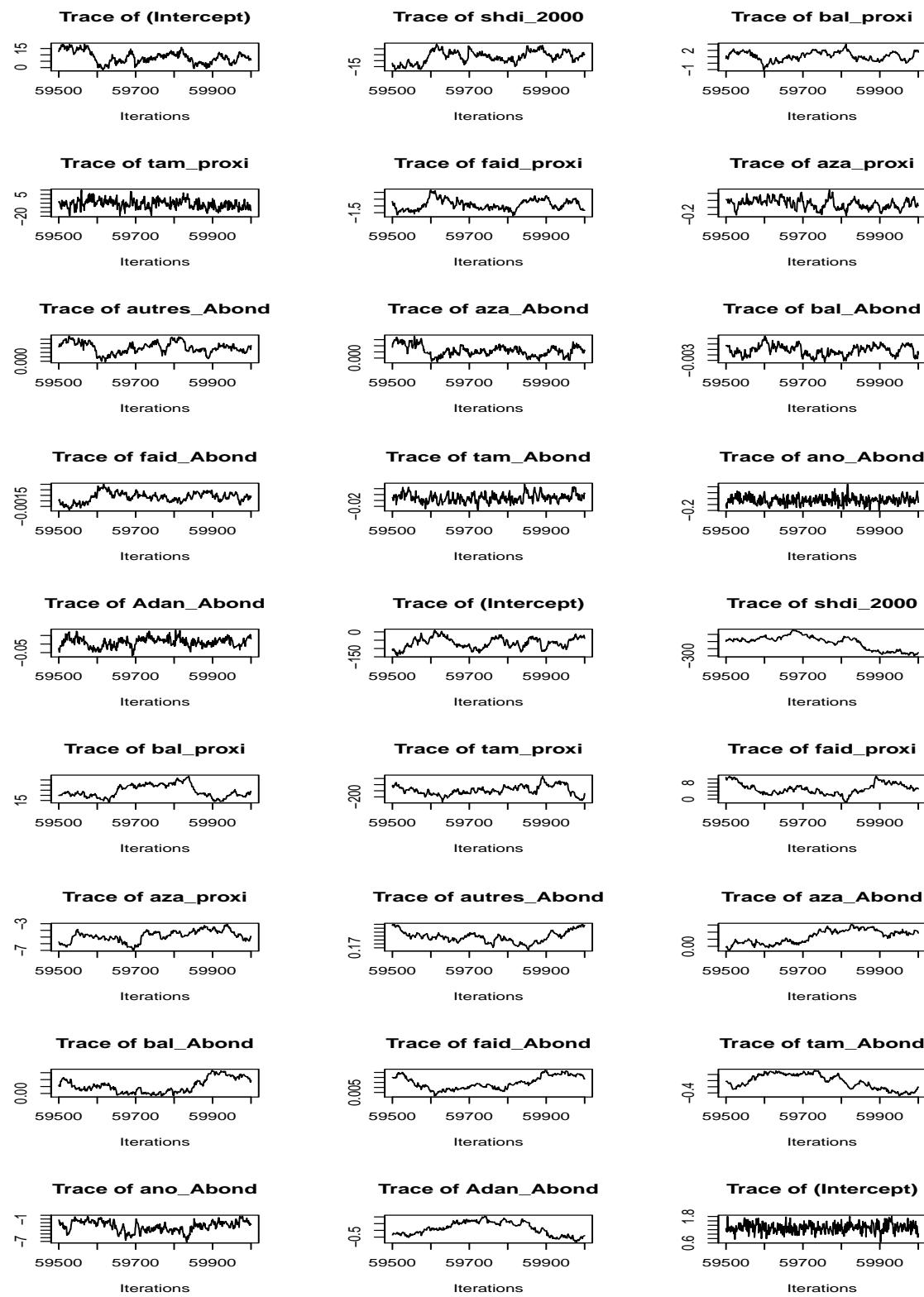


Diagnostic de convergence : BSI



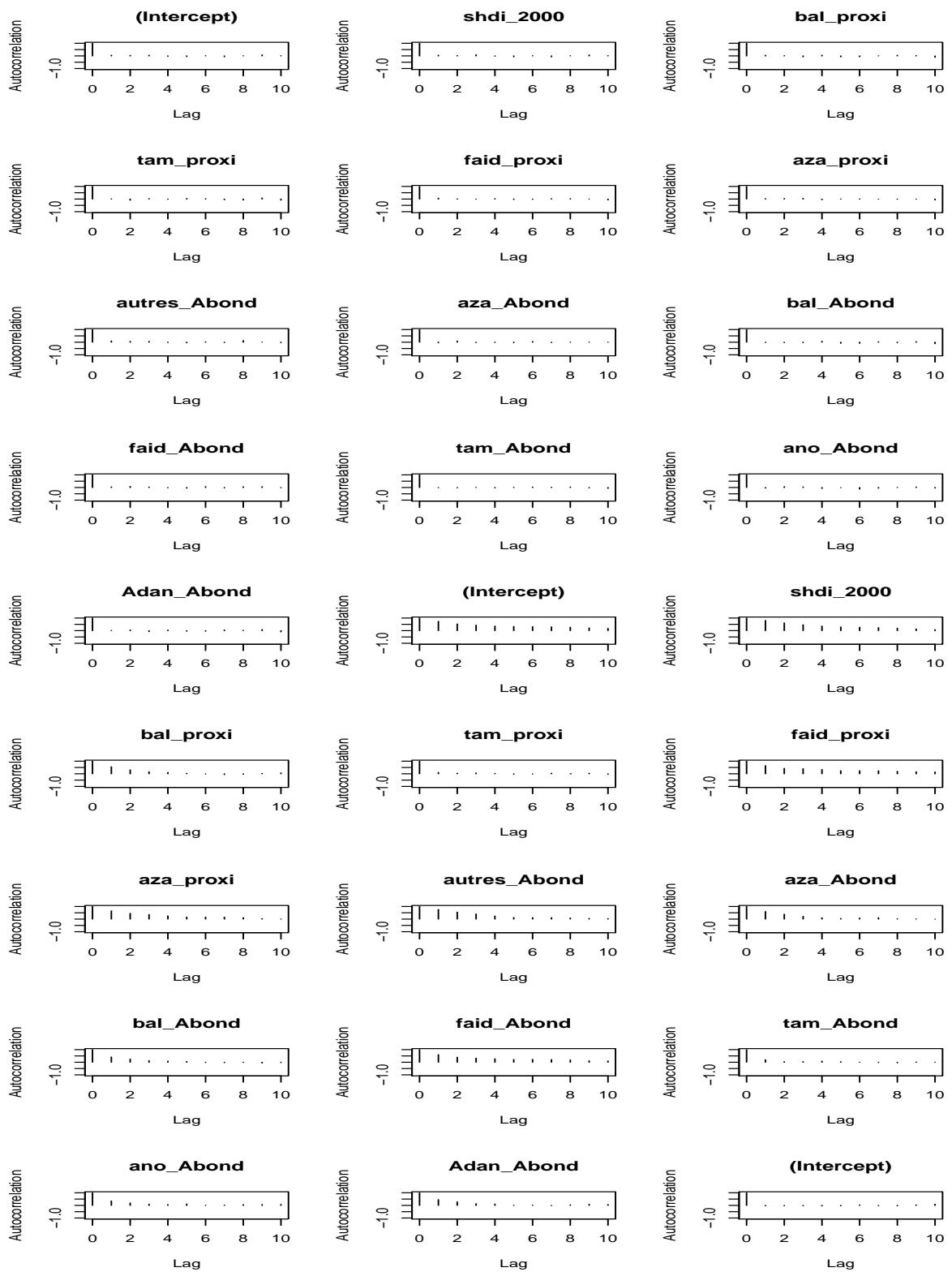
Graphique 3.12: Historique de la chaîne MCMC pour le BSI

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



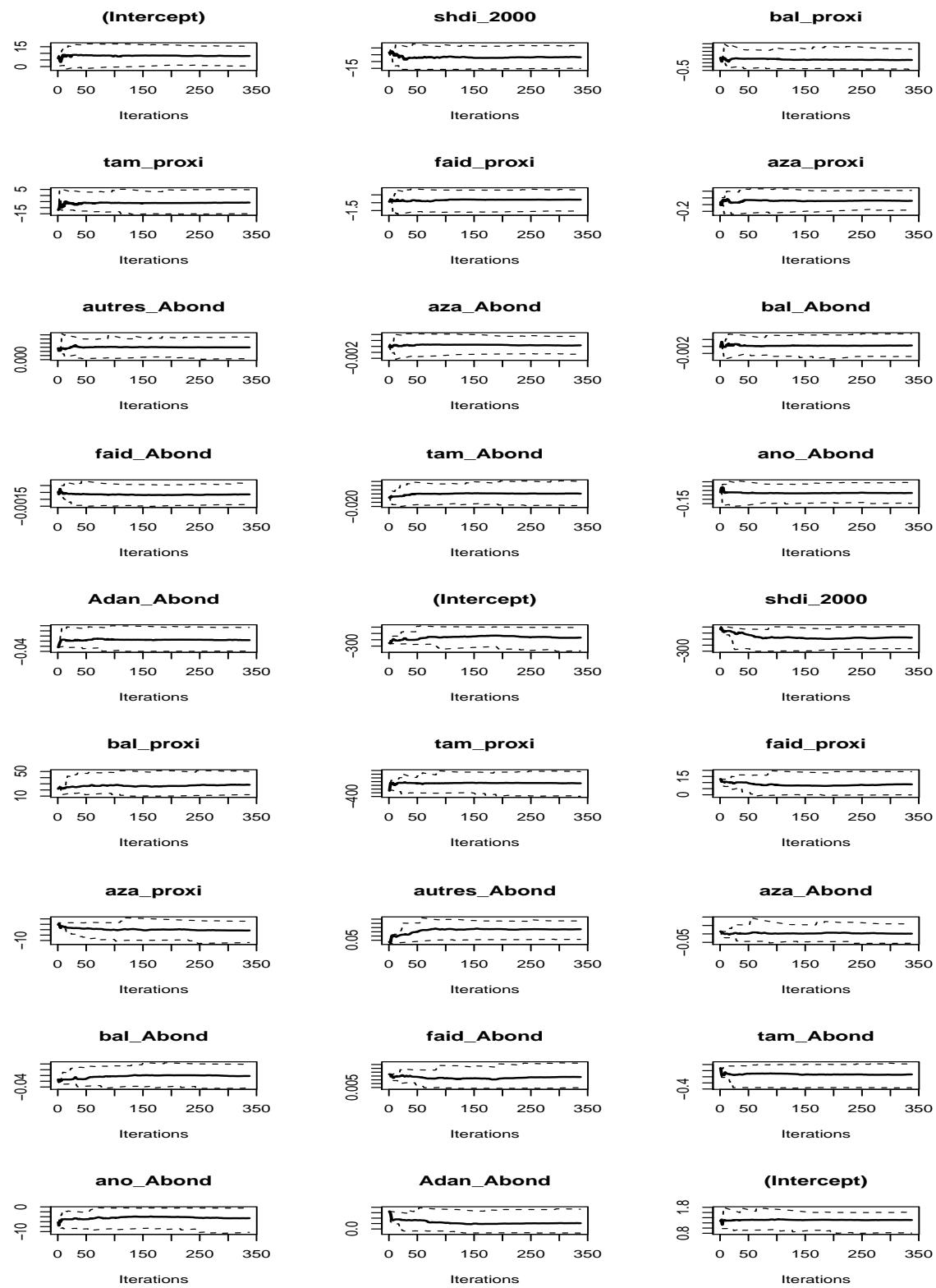
Graphique 3.13: Historique fin de chaîne pour le BSI

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



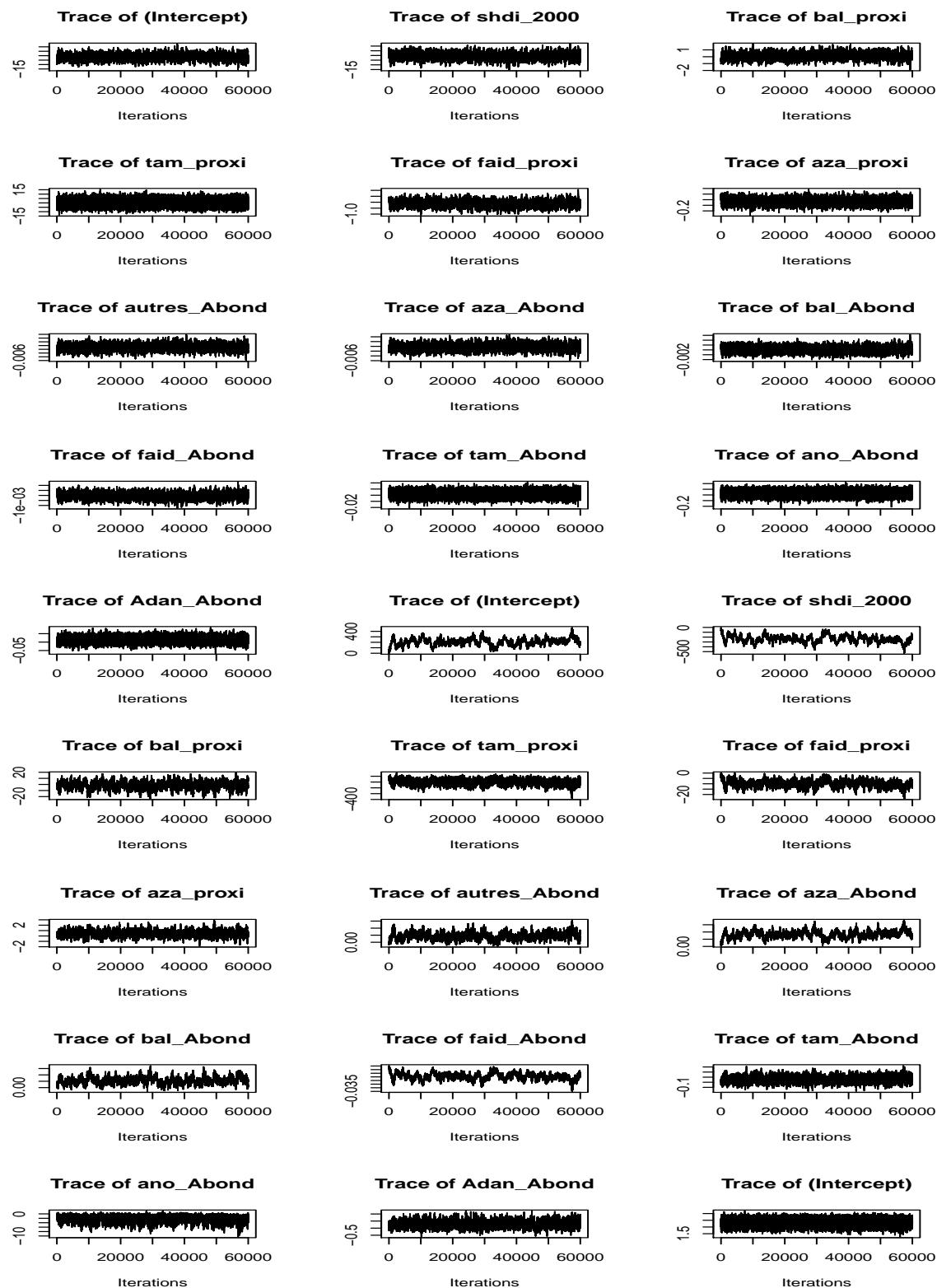
Graphique 3.14: Autocorrélations de la chaîne pour le BSI

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



Graphique 3.15: Quantiles ergodiques pour le BSI

Diagnostic de convergence : TPL

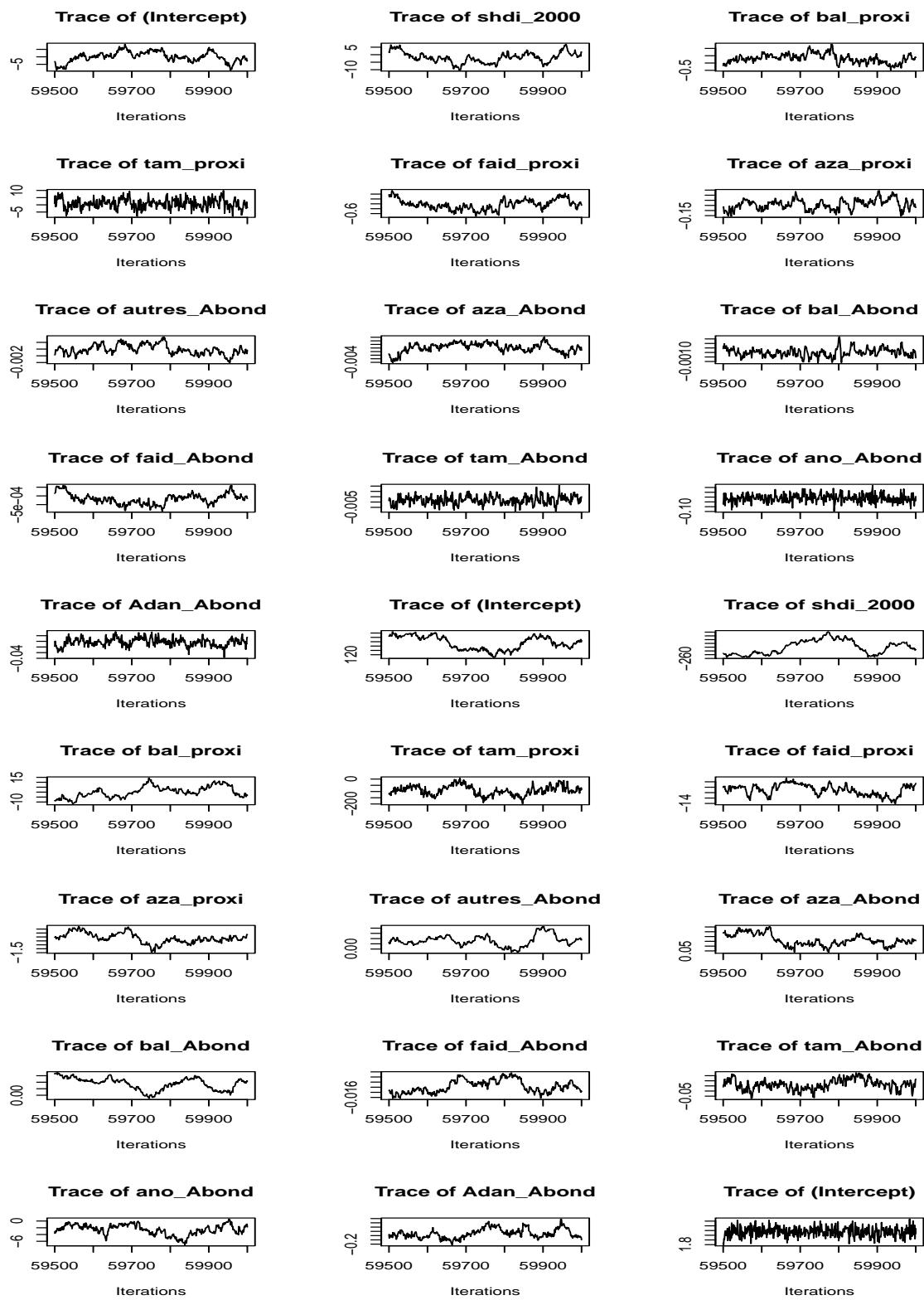


Graphique 3.16: Historique de la chaîne MCMC pour le TPL

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

L'allure globale des historiques ne montre aucune stagnation des chaînes autour d'une valeur pour tous les paramètres. Ce diagnostic est confirmé en regardant l'historique à la fin de la chaîne MCMC. Aucun motif ou périodicité n'apparaît dans la suite des valeurs. Toutes les valeurs semblent être régulièrement visitées.

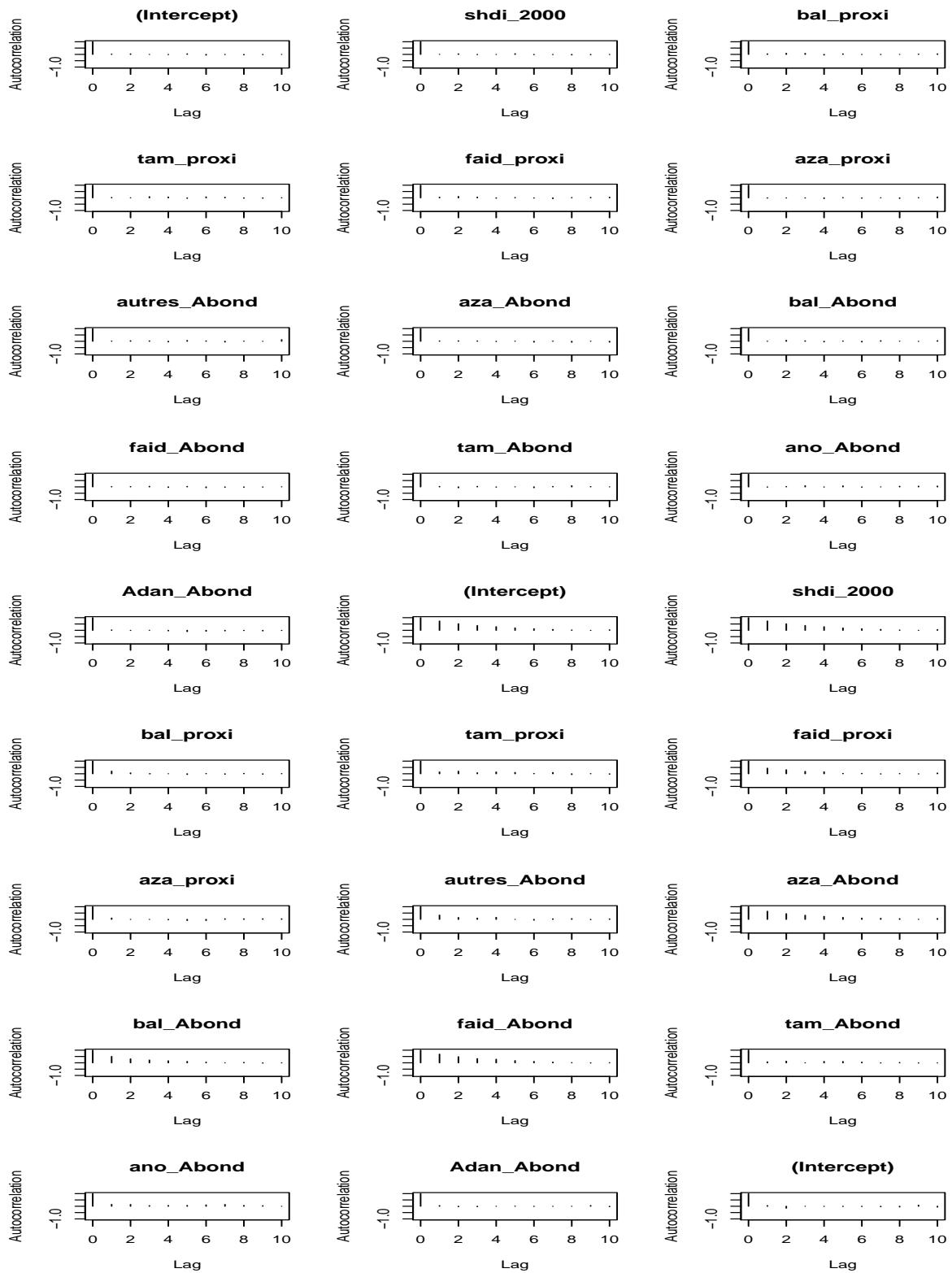
Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



Graphique 3.17: Historique fin de chaîne pour le TPL

En fixant une période de rodage de 1000 (pour plus de sécurité) et en faisant un sous échantillonage à de 175 observations, nous vérifions maintenant que la longueur de la chaîne est assez grande pour assurer la stabilité des quantiles empiriques extrêmes des lois a posteriori.

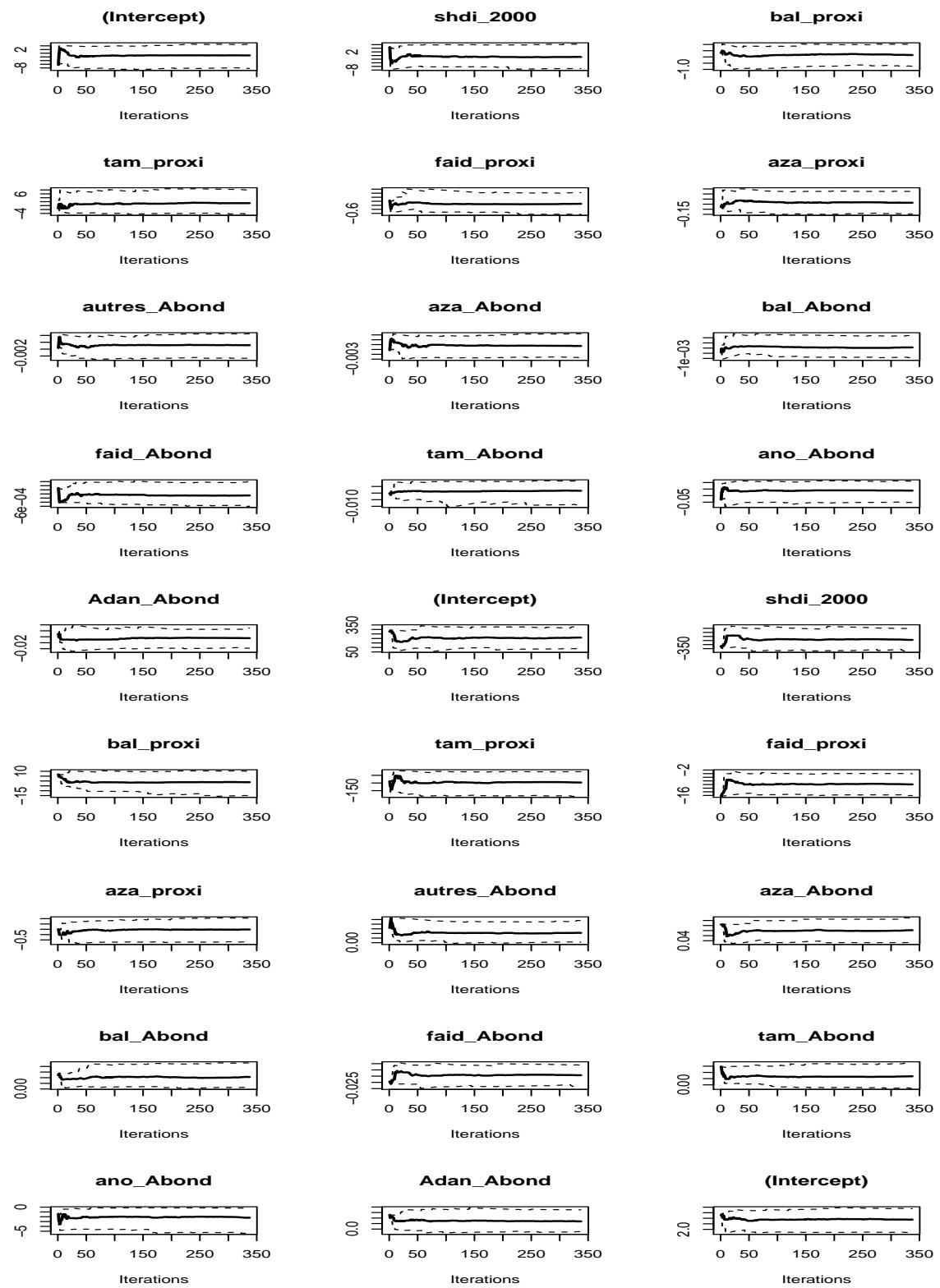
Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



Graphique 3.18: Autocorrélations de la chaîne pour le TPL

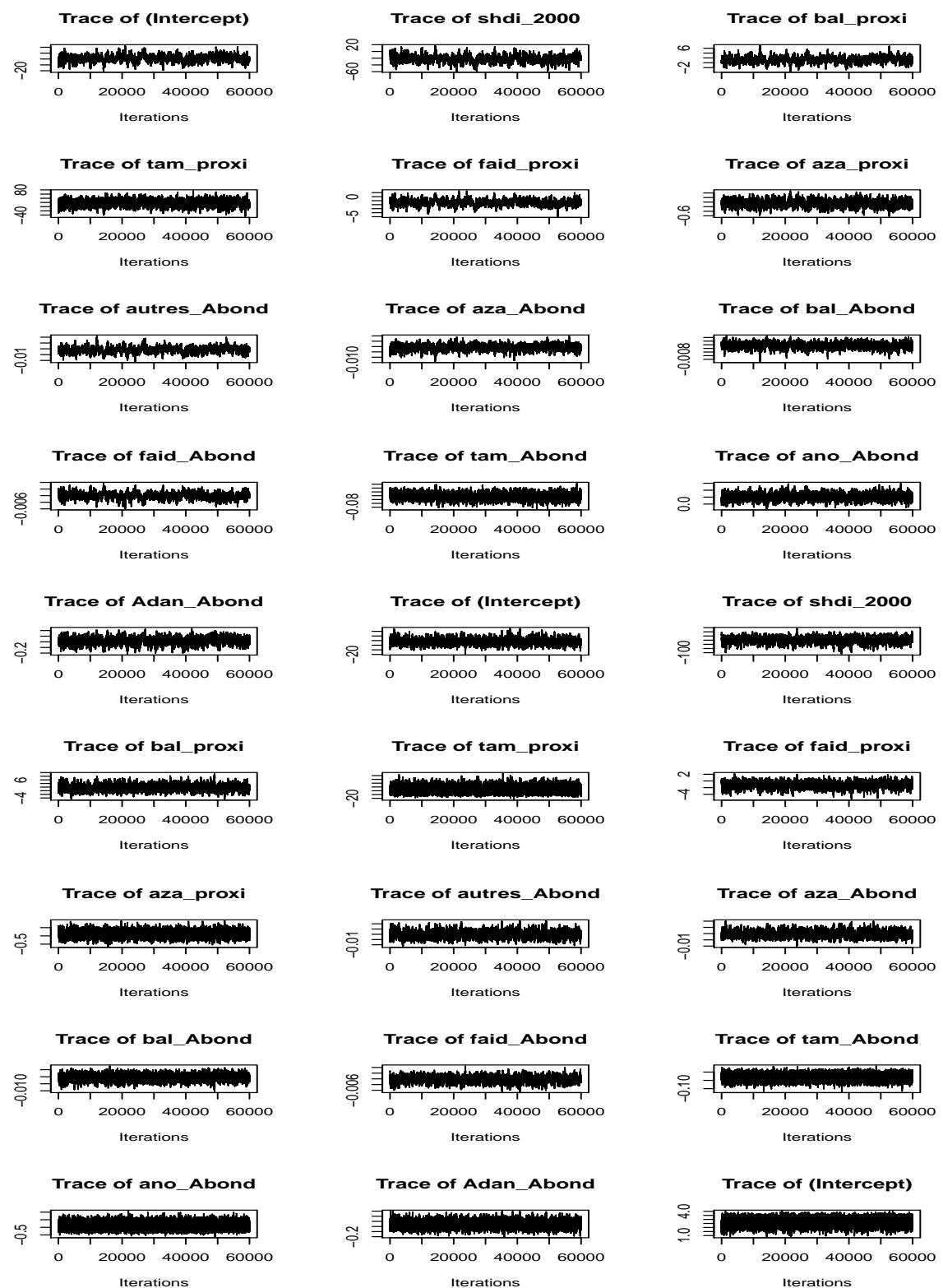
Pour tous les paramètres du modèle, nous avons bien la stabilisation des quantiles empiriques. La taille de l'échantillon MCMC semble suffisante. On remarque également une décroissance rapide sur le graphique des autocorrélations.

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



Graphique 3.19: Quantiles ergodiques pour le TPL

Diagnostic de convergence : TPO

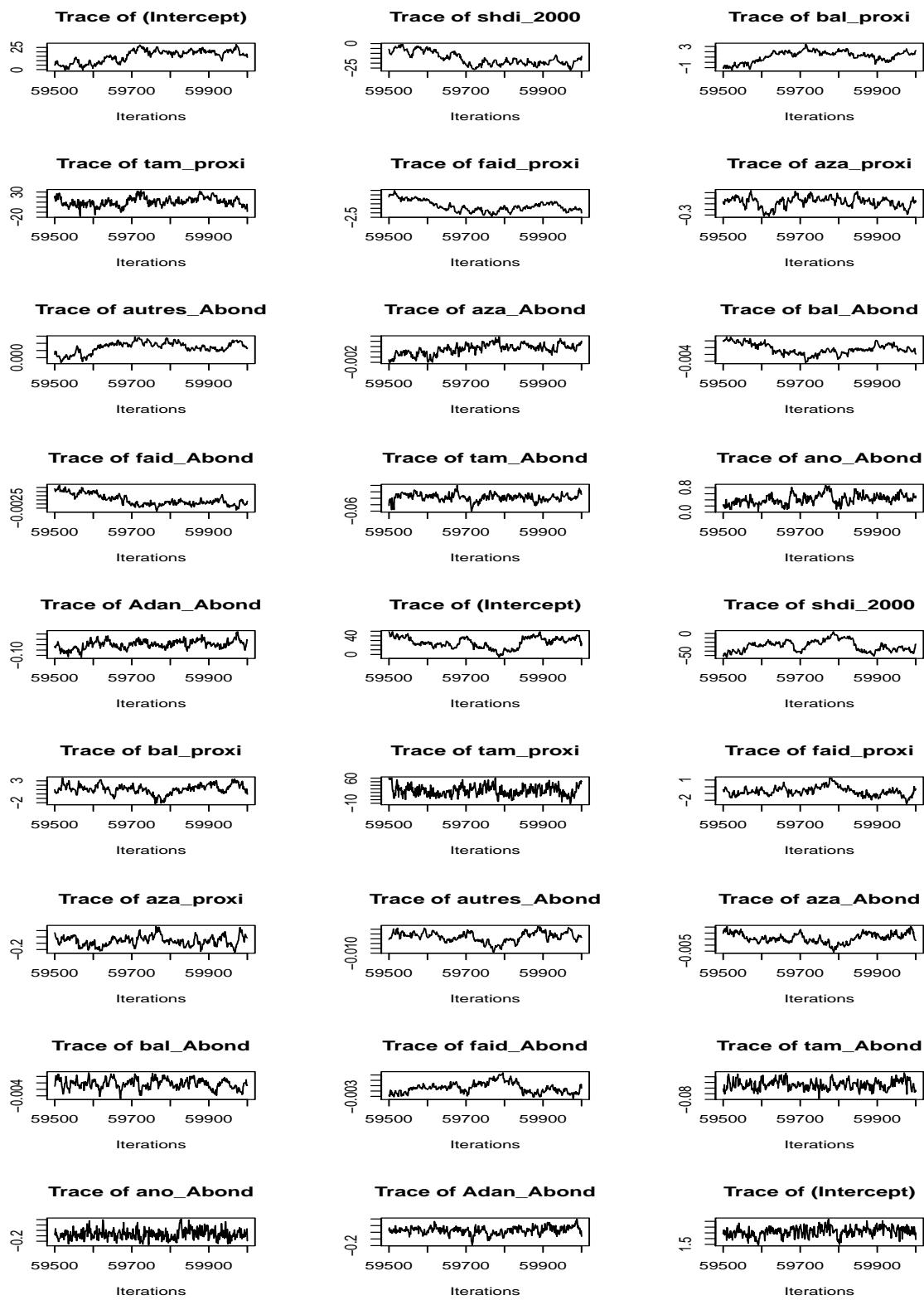


Graphique 3.20: Historique de la chaîne MCMC pour le TPO

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

L'allure globale des historiques ne montre aucune stagnation des chaînes autour d'une valeurs pour tous les paramètres. Ce diagnostic est confirmé en regardant l'historique à la fin de la chaîne MCMC. Aucun motif ou périodicité n'apparaît dans la suite des valeurs. Toutes les valeurs semblent être régulièrement visitées.

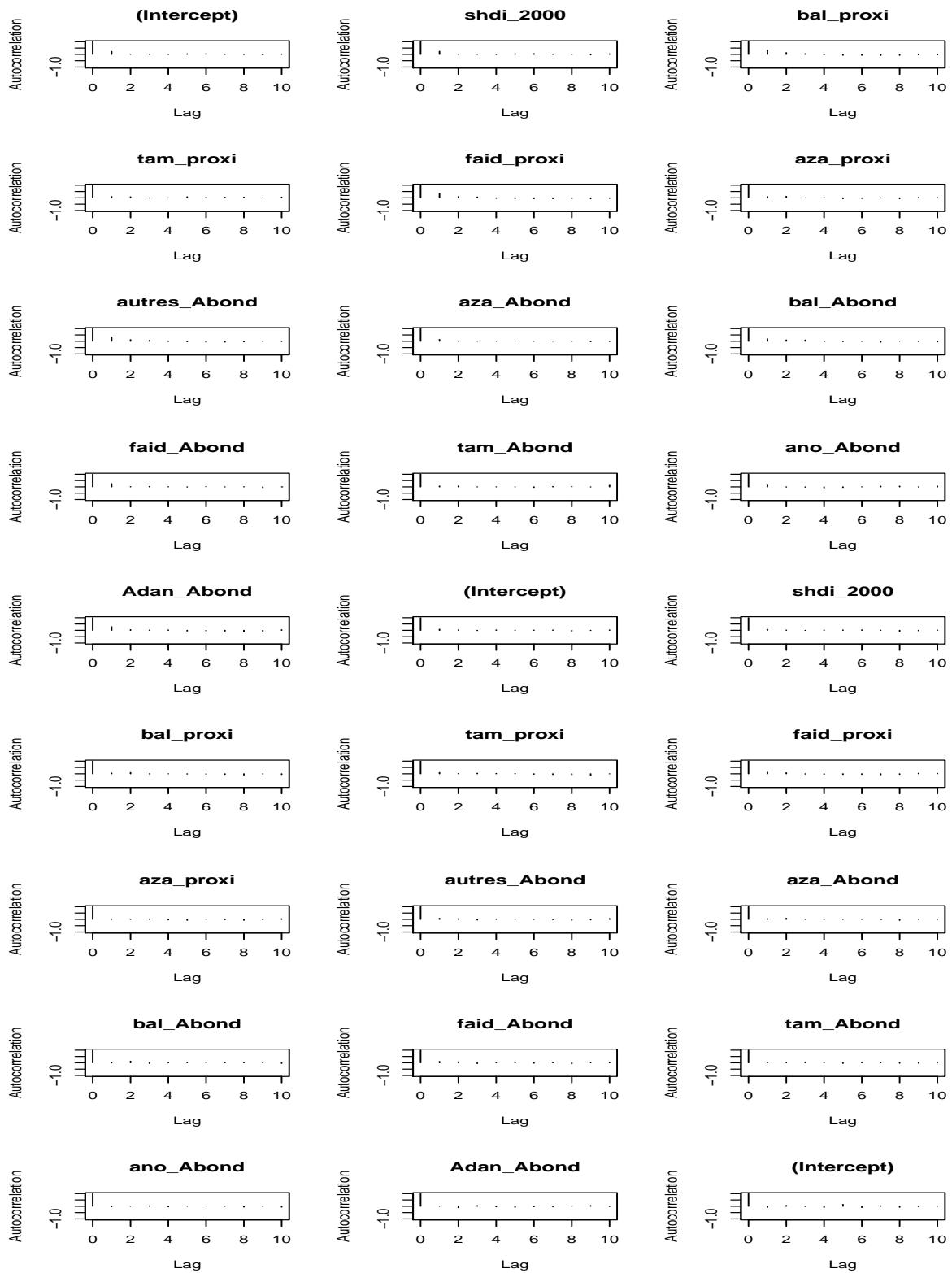
Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



Graphique 3.21: Historique fin de chaîne pour le TPO

En fixant une période de rodage de 1000 (pour plus de sécurité) et en faisant un sous échantillonage à de 175 observations, nous vérifions maintenant que la longueur de la chaîne est assez grande pour assurer la stabilité des quantiles empiriques extrêmes des loi a posteriori.

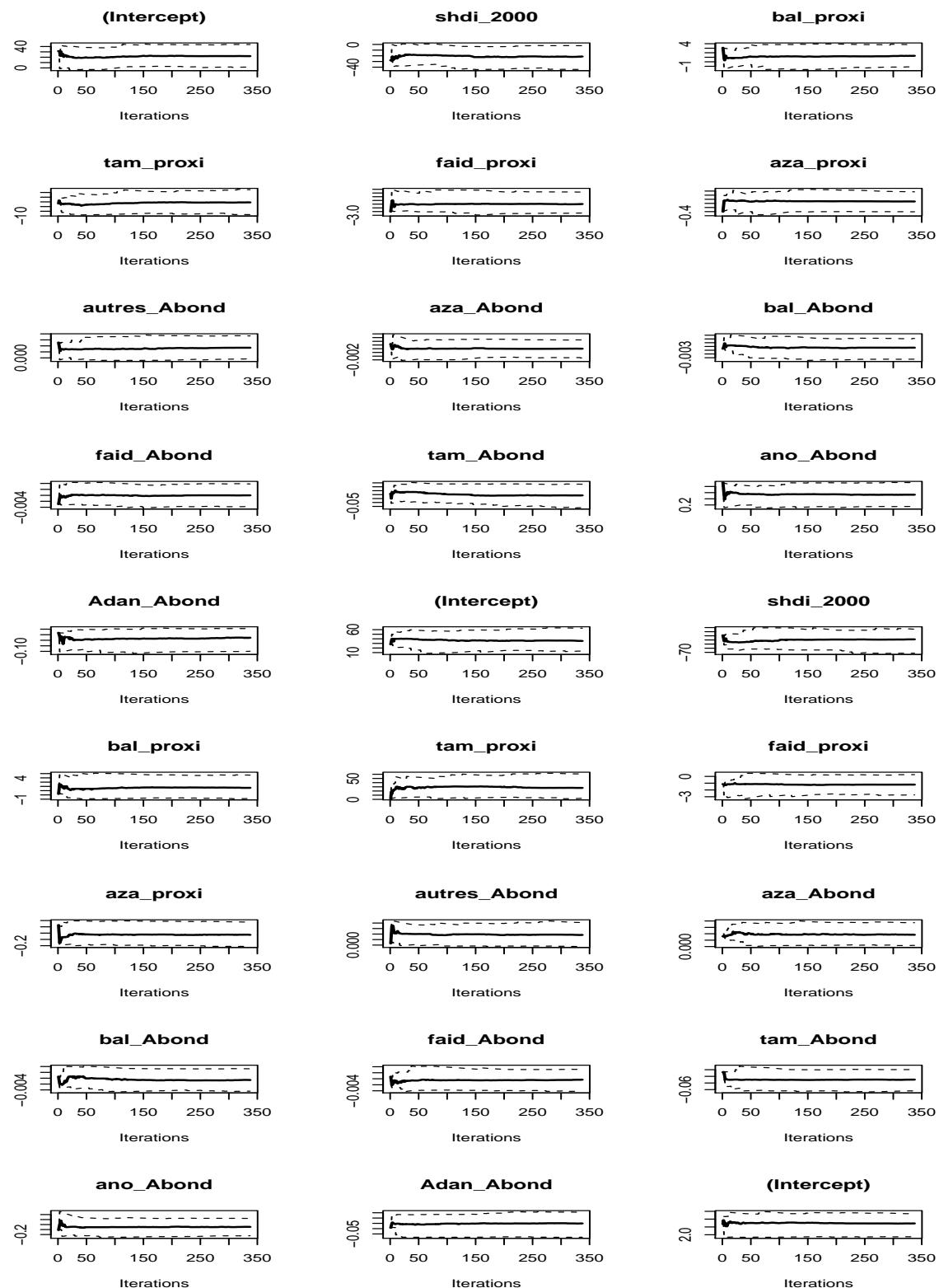
Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



Graphique 3.22: Autoscorrélations de la chaîne pour le TPO

Pour tous les paramètres du modèle, nous avons bien la stabilisation des quantiles empiriques. La taille de l'échantillon MCMC semble suffisante. On remarque également une décroissance rapide sur le graphique des auto-corrélations.

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil



Graphique 3.23: Quantiles ergodiques de chaîne pour le TPO

Impact des espèces arborées sur la régulation naturelle de la mineuse de l'épi de mil

Variable	Libellé
SHDI	Indice de diversité de Shannon
faid_Proxi	Indice de proximité de Faidherbia albida
bal_Proxi	Indice d'abondance de Balanites aegyptica
tam_proxi	Indice de proximité de Tamarindus indica
aza_proxi	Indice de proximité d'Azadirachta indica
ano_Abond	Indice d'abondance d'Anogeissus leiocarpus
aza_Abond	Indice d'abondance d'Azadirachta indica
Adan_Abond	Indice d'abondance d'Andasonia digitata
faid_Abond	Indice d'abondance de Faidherbia albida
bal_Abond	Indice d'abondance de Balanites aegyptica
tam_Abond	Indice d'abondance de Tamarindus indica
Autr_Abond	Indice d'abondance des espèce non identifiées

Tableau 3.7: Libellés des variables explicatives