



INSTITUT DE RECHERCHE
ET DE DÉVELOPPEMENT
EN AGROENVIRONNEMENT
EN АГРОЭКОЛОГИИ И РАЗВИТИИ
СРЕДСТВ АГРОСФЕРЫ

RAPPORT FINAL

ESTIMATION DE LA VALEUR ÉCONOMIQUE DE LA RÉSISTANCE DES MAUVAISES HERBES AUX HERBICIDES EN GRANDES CULTURES



Luc Belzile, agronome, économiste, M. Sc.
Chercheur en économie de l'agroenvironnement (IRDA)

Jingran Li, économiste, M. Sc.
Professionnelle de recherche en économie de l'agroenvironnement (IRDA)

Marie-Édith Cuerrier, agronome, M. Sc.
Chercheuse (CÉROM)

Félix Marsan-Pelletier, agronome, B. Sc. Appl.
Candidat à la maîtrise (Université Laval)

Anne Vanasse, agronome, Ph.D.
Professeure titulaire (Université Laval)

Rapport présenté à : Ministère de l'Agriculture, des Pêcheries et de l'Alimentation du Québec
Date : 31 juillet 2017
Projet IRDA # : 901150

www.
irda.
qc.ca

L'IRDA a été constitué en mars 1998 par quatre membres fondateurs, soit le Ministère de l'Agriculture, des Pêcheries et de l'Alimentation (MAPAQ), l'Union des producteurs agricoles (UPA), le Ministère du Développement durable, de l'Environnement et de la Lutte contre les changements climatiques (MDDELCC) et le ministère de l'Économie, de l'Innovation et des Exportations (MEIE).

L'Institut de recherche et de développement en agroenvironnement est une corporation de recherche à but non lucratif qui travaille à chaque année sur une centaine de projets de recherche en collaboration avec de nombreux partenaires du milieu agricole et du domaine de la recherche.

Notre mission

Soutenir le développement d'une agriculture durable au Québec en favorisant le recours à l'innovation et aux partenariats.

Notre vision

Que l'IRDA soit reconnu en 2020 comme étant le chef de file en matière de R-D agroenvironnementale au Québec. Une reconnaissance :

- par les entreprises, pour la valeur ajoutée de son soutien à leurs efforts d'innovation;
- par les partenaires, pour son leadership en matière d'agroenvironnement;
- par le gouvernement, pour son apport à la mise en œuvre de politiques et de stratégies gouvernementales.

Pour en savoir plus

www.irda.qc.ca

PARTENAIRES



LE RAPPORT PEUT ÊTRE CITÉ COMME SUIT :

Belzile, L., J. Li, M.-É. Cuerrier, F. P.-Marsans, A. Vanasse. 2017. Estimation de la valeur économique de la résistance des mauvaises herbes aux herbicides en grandes cultures. Rapport final. IRDA et partenaires. 23 pages.

REMERCIEMENTS

Ces travaux ont été réalisés grâce à une aide financière du Programme Innov'Action agroalimentaire, un programme issu de l'accord du cadre Cultivons l'avenir conclu entre le ministère de l'Agriculture, des Pêcheries et de l'Alimentation et Agriculture et Agroalimentaire Canada. Des remerciements s'adressent également à l'IRDA qui a fourni une contribution importante dans le cadre de cette étude. Les auteurs remercient également le Centre de recherche sur les grains CÉROM inc. ainsi que les producteurs agricoles qui ont partagé leurs données avec l'équipe de recherche.

RÉSUMÉ

Les résultats agronomiques des essais du Centre de recherche sur les grains CÉROM inc. (Cuerrier et al., à paraître) sur le phénomène de la résistance des mauvaises herbes aux herbicides ont pu être exploités pour évaluer le coût économique de ce phénomène. Pour y arriver, les modèles économétriques Cobb-Douglas et Lichtenberg-Zilberman ont été appliqués et comparés. Cent vingt-deux observations étaient disponibles, mais 100 d'entre elles ont pu être intégrées à la modélisation. Les tests statistiques ont confirmé la bonne spécification des modèles et le bon choix des variables, mis à part le modèle CD qui a dû être corrigé pour l'hétéroscédasticité. La variable de la résistance correspondait au résultat du diagnostic de résistance tiré de Cuerrier et al. (en cours). Une douzaine d'autres variables ont été intégrées à la modélisation, dont des variables relatives à la phytoprotection, à la fertilisation, aux analyses de sol, à certaines caractéristiques du producteur et de son entreprise ainsi qu'aux des variables climatiques.

L'effet marginal des herbicides a aussi été évalué distinctement. Selon le résultat du modèle CD, une augmentation de 1 % de l'utilisation des herbicides, soit 0,019 kg i.a./ha, fait diminuer la valeur des ventes de 0,04 %. En effet, l'effet marginal des herbicides indique qu'une augmentation de 1 kg i.a./ha d'herbicides entraîne une diminution de la valeur des ventes de 0,07 %. Le coût économique de la résistance des mauvaises herbes aux herbicides n'a cependant pas pu être estimé avec certitude avec la méthodologie utilisée.

TABLE DES MATIÈRES

1	Introduction.....	1
2	Méthodologie	2
3	Résultats	7
4	Discussion et conclusion.....	13
	Références.....	15
	Annexe A.....	18
	Annexe B.....	19
	Annexe C.....	21
	Annexe D	22

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1.	Prix de l'orge, du blé [consommation humaine (h) et animale (a)] et du soya au Québec en 2014 et 2015.	4
Tableau 2.	Variables climatiques en fonction de différentes périodes de la saison de croissance.	5
Tableau 3.	Statistiques descriptives des variables retenues dans le modèle Cobb-Douglas corrigé avec la fonction de dommage.	8
Tableau 4.	Résultats de la régression selon les modèles CD et LZ.	11

LISTE DES FIGURES

Figure 1.	Phénomène d'homoscédasticité entre une variable indépendante x et une variable dépendante y	19
Figure 2.	Phénomène d'hétérosécédasticité entre une variable indépendante x et une variable dépendante y....	20
Figure 3.	Phénomène d'hétérosécédasticité entre une variable indépendante x et une variable dépendante y....	20

1 INTRODUCTION

Au Québec, le phénomène de la résistance des ravageurs aux pesticides est documenté, entre autres, à l'égard des mauvaises herbes résistantes. Depuis 2007, différents bulletins et avertissements du Réseau d'avertissements phytosanitaires en font état. En octobre 2012, le Centre de référence en agriculture et agroalimentaire du Québec (CRAAQ) initiait un Forum d'échanges sur la résistance des ennemis des cultures aux pesticides au Québec et peu après, les résultats d'une Enquête sur la résistance des ennemis des cultures aux pesticides étaient publiés (Fortin et al., 2013). Cette enquête rapporte que la résistance aux herbicides a été confirmée à l'égard de six espèces de mauvaises herbes, en plus de plusieurs autres cas pour lesquels de la résistance est soupçonnée. Jusqu'en 2013 au Québec, le développement de résistance aux herbicides a été confirmé chez neuf espèces de mauvaises herbes, dont sept dicotylédones et deux monocotylédones (Bernier, comm. pers., 2014). Depuis 2012, le MAPAQ offre un service de détection de la résistance des mauvaises herbes aux herbicides en collaboration avec divers partenaires dont AAC, le Centre de recherche sur les grains CÉROM et différents fournisseurs de pesticides. Enfin, l'Université de Guelph en Ontario est aussi particulièrement active dans la recherche et le suivi du phénomène de résistance des mauvaises herbes aux herbicides (<http://www.plant.uoguelph.ca/resistant-weeds/>).

En économie agricole, le phénomène de la résistance des ravageurs est traité sous l'angle de la productivité marginale¹ des agents de contrôle des dommages (nommés agents de contrôle par la suite; Carlson, 1977; Lichtenberg et Zilberman, 1986). Les agents de contrôle comprennent les mesures devant limiter l'action des agents de dommage (insecte, maladie, mauvaise herbe) et en agriculture, cela comprend les pesticides mais aussi les antibiotiques ou les vaccins. Si le phénomène de résistance prend de l'ampleur chez un ravageur en particulier face à un agent de contrôle en particulier, alors la productivité marginale de cet agent diminuera. C'est ce phénomène, relativement peu étudié dans la littérature, auquel se consacre la présente étude.

¹ La productivité marginale correspond au gain de rendement incrémentiel associé à l'ajout d'une unité d'intrant. Par exemple, et en utilisant des valeurs fictives, cela pourrait être un gain de rendement de 50 kg/ha dans une culture donnée pour chaque unité d'azote appliqué en plus dans l'intervalle de 100 à 120 unités.

2 MÉTHODOLOGIE

La productivité marginale des pesticides a été étudiée dès les années 1960 et 1970. Headley (1968) a mesuré celle-ci avec des données agrégées de l'agriculture américaine tandis que Campbell (1976) l'a fait pour la production de pommes en Colombie-Britannique. De son côté, Carlson (1977) a étudié la productivité marginale des insecticides dans la production de coton américaine. Tous ces auteurs utilisaient le modèle Cobb-Douglas (CD), soit une spécification économétrique traditionnelle bien connue, et concluaient que la valeur marginale du produit dépassait le coût marginal d'utilisation des pesticides, ce qui se traduisait par une sous-utilisation des pesticides. Toutefois, Lichtenberg et Zilberman (LZ) (1986) ont relevé une limitation méthodologique importante au modèle CD. En effet, ils estimaient que la productivité des pesticides était surestimée en utilisant le modèle CD car les pesticides y sont traités comme tout autre intrant de production qui peut avoir un effet direct sur le potentiel de rendement (ex. : semence, fertilisants, main-d'œuvre, etc.). Or, pour les auteurs, les pesticides doivent être vus comme un intrant qui n'agit pas directement sur le potentiel de rendement mais qui vient plutôt protéger ce potentiel. Il fallait donc une modification importante à la spécification CD, ce que Lichtenberg et Zilberman (1986) ont proposé (nommé modèle LZ ci-après) et que Fox et Weersink (1995) ont enrichi. Le modèle LZ a été appliqué à plusieurs reprises ensuite sans beaucoup de modifications, mais en rapportant des résultats divergents relativement à la présumée surestimation de la productivité marginale des pesticides mesurée par le modèle CD. En comparant avec le modèle LZ, Babcock et al. (1992) ont trouvé que le modèle CD surestimait la productivité marginale des pesticides dans la production de pommes en Caroline du Nord et ce, autant au regard du rendement-quantité que du rendement-qualité. Chambers et Lichtenberg en sont venus à la même conclusion au regard de l'agriculture américaine dans son ensemble, de même que Romain et al. (2002) qui ont estimé une surutilisation des fongicides dans la production de pomme de terre au Québec. Cependant, tous n'en sont pas venus à la conclusion d'une surutilisation des pesticides. Il en est ainsi de Carrasco-Tauber et Moffitt (1992) qui ont appliqué de nouveau le modèle CD avec les mêmes variables que celles utilisées par Headley (1968), mais pour une période plus récente. Pour leur part, en utilisant le modèle LZ, Shankar et Thirtle (2005) ont conclu à une sous-utilisation des pesticides par les producteurs de coton sud-africain.

Parallèlement à ces études offrant des résultats divergents au regard de la spécification LZ, d'autres travaux ont relevé certaines limitations à cette spécification. Blackwell et Pagoulatos (1992) ont proposé de tenir compte de certaines variables d'état, entre autres les infestations initiales de ravageurs et des variables climatiques, ce dont ne tient pas compte le modèle LZ. À cet effet, Hall et Moffitt (2002) ont proposé une extension de LZ très pratique et flexible pour tenir compte des infestations initiales. Dans la même lignée, Norwood et Marra (2003) ont appliqué LZ en tenant compte de la pression d'insectes ravageurs dans la production de pomme de terre au Maine. En comparant les résultats à ceux obtenus par la spécification CD, ils ont conclu que le CD ne mène pas forcément et systématiquement à une surestimation de la productivité des pesticides. Carpentier et Weaver (1997) ainsi que Oude Lansink et Carpentier (2001) ont aussi critiqué la spécification LZ pour le traitement asymétrique qu'elle fait des pesticides comparativement aux autres intrants de production. Pour les auteurs, cette asymétrie fait en sorte que les interactions entre les pesticides et les autres intrants n'est pas prise en compte. Carpentier et Weaver (1997) donnent un exemple d'interaction en soulignant que des applications de fertilisants peuvent stimuler la croissance des mauvaises herbes et alors, avoir un impact négatif sur la productivité des herbicides. De plus,

l'interaction entre les pesticides et les autres intrants doit forcément être admise dans la modélisation puisque c'est cette interaction qui est au cœur de la gestion intégrée des ennemis de culture, alors que les pesticides peuvent être substitués par d'autres intrants (ex. : la machinerie dans le cas du désherbage mécanique). À cet effet, Saha et al. (1997) ont testé la symétrie de traitement des variables d'intrants dans la modélisation LZ en utilisant des données de production de blé au Kansas dans les années 1970 et 1980. Ils ont conclu qu'il existe bel et bien une interaction entre les pesticides et les fertilisants. Cela signifie donc que la spécification initiale LZ doit être adaptée pour tenir compte des interactions entre les intrants directs et les pesticides.

Dans ce projet, le modèle LZ est appliqué par une procédure en deux étapes et ce, en utilisant les données générées dans l'étude de Cuerrier et al. (à paraître). La procédure consiste, dans un premier temps, à estimer la fonction de demande pour les herbicides qui s'exprime par l'équation (1)

$$X = \frac{\mu}{\sigma} + \frac{1}{\sigma} \ln\left(\frac{pQ}{w} - \frac{1}{\gamma\sigma}\right) \quad (1)$$

Où : X , la quantité appliquée (demandée) d'herbicide [kilogrammes d'ingrédients actifs (kg i.a.)/hectare (ha)];
 p , le prix des grains [\$/tonne (t) x t/ha];
 Q , le rendement (kg/ha);
 w , le prix des herbicides (\$/kg i.a./ha²);
 μ, σ et γ , les paramètres à estimer.

L'équation (1) est la forme logistique du modèle LZ. Dans la littérature, on a aussi utilisé la forme exponentielle et Weibull. Dans notre cas, la forme logistique répondait le mieux aux données dont nous disposions. La quantité appliquée d'herbicides ainsi que les rendements provenaient des questionnaires complétés. Les prix des grains sont ceux publiés par les Producteurs de grains du Québec (PGQ) pour les années 2014 et 2015 et ils sont présentés au tableau 1. Quant au prix des herbicides, différentes sources ont été consultées et les données finales ont été validées entre l'équipe de recherche et le MAPAQ.

² Il faut noter ici qu'il s'agit du coût des herbicides sur la base de leur ingrédient actif et non sur leur formulation brute. Cette mesure offre l'avantage de comparer différents herbicides sur une base plus comparable. En effet, par exemple, si un produit est composé d'une molécule plus récente, donc plus efficace et plus chère, ce produit sera probablement appliqué en plus petite quantité. En retour, un produit composé d'une molécule moins récente, moins efficace et moins chère risque d'être appliquée en plus grande quantité. Par conséquent la mesure de coût en dollars par kilogramme d'ingrédients actifs par hectare (\$/kg i.a./ha) est une mesure permettant une meilleure comparaison entre les traitements herbicides.

Tableau 1. Prix de l'orge, du blé [consommation humaine (h) et animale (a)] et du soya au Québec en 2014 et 2015.

2014-2015					
Région	Blé A	Blé H	Blé (prix pondéré)	Orge	Soya
Montréal Nord	234,80 \$	255,88 \$	239,82 \$	173,28 \$	443,35 \$
Montréal Ouest	241,01 \$	265,73 \$	253,02 \$	175,41 \$	443,67 \$
Montréal Sud-Est	234,50 \$	264,20 \$	238,39 \$	191,73 \$	447,70 \$
Saguenay - Lac Saint-Jean	257,05 \$	273,10 \$	264,59 \$	194,52 \$	440,45 \$
Montréal Est	234,65 \$	260,04 \$	239,10 \$	182,50 \$	445,52 \$
2015-2016					
Région	Blé A	Blé H	Blé (prix pondéré)	Orge	Soya
Montréal Nord	235,91 \$	271,19 \$	244,04 \$	189,01 \$	431,20 \$
Montréal Ouest	231,27 \$	249,94 \$	236,87 \$	184,97 \$	436,85 \$
Montréal Sud-Est	236,05 \$	263,44 \$	238,35 \$	191,38 \$	438,17 \$
Saguenay - Lac Saint-Jean	232,04 \$	266,55 \$	244,06 \$	190,93 \$	424,89 \$
Montréal Est	235,98 \$	267,31 \$	241,19 \$	190,20 \$	434,69 \$

Par ailleurs, la deuxième étape est d'obtenir les valeurs prédites de X par l'équation (1) et de les intégrer dans la fonction de production [équation (2)].

$$q = \alpha + z\beta + \gamma \ln[(1 + e^{(\mu - \sigma X)})^{-1}] \quad (2)$$

Où : q , le logarithme de la valeur des ventes par ha;
 Z , les intrants de production autres que les herbicides par ha;
 α et β , les paramètres à estimer;
 μ, σ et γ , les paramètres estimés par l'équation (1);
 X , le vecteur des valeurs prédites de la quantité d'herbicides demandée.

Les intrants de production autres que les herbicides provenaient des questionnaires. Ils incluaient autant les données de fertilisation, le type et l'analyse de sols, le travail du sol, les superficies cultivées pour les cultures visées (blé, orge et soya) et toute l'information relative au semis (date, taux, cultivar, etc.). En ce qui concerne l'application de fertilisants organiques, l'information relative au type de fertilisant et au taux d'application se retrouvait dans le questionnaire et le calcul du taux d'application des éléments fertilisants (N, P, K) était rendu possible grâce aux valeurs référence reconnues³. Le vecteur Z incluait aussi des variables climatiques, soit les températures et les précipitations pour différentes périodes de la saison de croissance (tableau 2). Grâce au code postal de chaque ferme, il était possible d'y associer les données de la station météo la plus proche. Ces données étaient tirées du site Agrométéo Québec.

Tableau 2. Variables climatiques en fonction de différentes périodes de la saison de croissance.

Nom de la variable	Type de variable
T moy 2014 - mois X	Température moyenne du mois X ⁴ 2014
T moy 2015 - mois X	Température moyenne du mois X 2015
T moy 2014 période 2	Température moyenne du 1 ^{er} juin 2014 au 31 juillet 2014
T moy 2014 période 3	Température moyenne du 1 ^{er} août 2014 au 30 septembre 2014
T moy 2015 période 2	Température moyenne du 1 ^{er} juin 2015 au 31 juillet 2015
T moy 2015 période 3	Température moyenne du 1 ^{er} août 2015 au 30 septembre 2015
T E 2014 - mois	Écart de température du mois X 2014
T E 2015 - mois	Écart de température du mois X 2015
T E 2014 période 2	Écart de température du 1 ^{er} juin 2014 au 31 juillet 2014
T E 2014 période 3	Écart de température du 1 ^{er} août 2014 au 30 septembre 2014
T E 2015 période 2	Écart de température du 1 ^{er} juin 2015 au 31 juillet 2015
T E 2015 période 3	Écart de température du 1 ^{er} août 2015 au 30 septembre 2015
Preci moy 2014 - mois X	Précipitation moyenne du mois X 2014
Preci moy 2015 - mois X	Précipitation moyenne du mois X 2015
Preci moy 2014 période 2	Précipitation moyenne du 1 ^{er} juin 2014 au 31 juillet 2014
Preci moy 2014 période 3	Précipitation moyenne du 1 ^{er} août 2014 au 30 septembre 2014
Preci moy 2015 période 2	Précipitation moyenne du 1 ^{er} juin 2015 au 31 juillet 2015
Preci moy 2015 période 3	Précipitation moyenne du 1 ^{er} août 2015 au 30 septembre 2015
Preci E 2014 période 2	Écart de précipitation du 1 ^{er} juin 2014 au 31 juillet 2014
Preci E 2014 période 3	Écart de précipitation du 1 ^{er} août 2014 au 30 septembre 2014
Preci E 2015 période 2	Écart de précipitation du 1 ^{er} juin 2015 au 31 juillet 2015
Preci E 2015 période 3	Écart de précipitation du 1 ^{er} août 2015 au 30 septembre 2015
Preci moy 2014 - mois X	Précipitation moyenne du mois X 2014
Preci moy 2015 - mois X	Précipitation moyenne du mois X 2015
Preci moy 2014 période 2	Précipitation moyenne du 1 ^{er} juin 2014 au 31 juillet 2014
Preci moy 2014 période 3	Précipitation moyenne du 1 ^{er} août 2014 au 30 septembre 2014
Preci moy 2015 période 2	Précipitation moyenne du 1 ^{er} juin 2015 au 31 juillet 2015

³ <http://bureauvirtuel.craaq.gc.ca/web/effluents/documents-de-reference>

⁴ X = Mai, Juin, Juillet, Août, Septembre

Nom de la variable	Type de variable
Preci moy 2015 période 3	Précipitation moyenne du 1 ^{er} aout 2015 au 30 septembre 2015
Preci E 2014 période 2	Écart de précipitation du 1 ^{er} juin 2014 au 31 juillet 2014
Preci E 2014 période 3	Écart de précipitation du 1 ^{er} aout 2014 au 30 septembre 2014
Preci E 2015 période 2	Écart de précipitation du 1 ^{er} juin 2015 au 31 juillet 2015
Preci E 2015 période 3	Écart de précipitation du 1 ^{er} aout 2015 au 30 septembre 2015

Les rotations de cultures étaient aussi obtenues par les questionnaires complétés et elles étaient intégrées dans la modélisation par une variable construite grâce à l'indicateur calculé par l'équation (3).

$$\frac{\text{Nombre d'alternances de cultures} \times \text{nombre de familles de cultures}}{\text{Nombre de cultures annuelles}} \quad (3)$$

Cet indice demeure perfectible car à la différence de Thivierge et al. (2014), il ne tenait pas compte de l'occupation des cultures visées en proportion des superficies de l'ensemble des cultures sur la ferme. Or, l'ensemble des superficies sur la ferme n'était pas disponible par les questionnaires complétés. Enfin, mentionnons que les questionnaires complétés devaient permettre d'inclure une variable identifiant le niveau de dépistage sur chaque entreprise. Or, l'équipe de recherche a appris en cours de route que les répondants confondaient très souvent les visites aux champs et le dépistage méthodique. La conséquence a été que les réponses étaient presque totalement que 100 % des champs faisaient l'objet de dépistage, alors qu'ils faisaient aussi souvent l'objet de simples visites. La variable identifiant le dépistage n'a donc pas été retenue. Finalement, mentionnons que toute l'opérationnalisation des modèles et des différents tests statistiques a été réalisé en utilisant le logiciel STATA, version 12⁵.

⁵ STATA RELEASE 12, StataCorp LP, Texas, USA

3 RÉSULTATS

Tel que mentionné précédemment, l'échantillon exploité est formé des données tirées des questionnaires complétés dans le cadre de l'étude de Cuerrier et al. (à paraître). Au grand total, 122 questionnaires ont été complétés, soit quatre pour le blé d'alimentation animale, 21 pour le blé d'alimentation humaine, 32 pour l'orge et 65 pour le soya. Cela signifie que 65 questionnaires concernaient la petite herbe à poux dans le soya et 67 touchaient la folle avoine dans les céréales. L'ensemble des données agronomiques émanant des questionnaires ne sont pas toutes rapportées dans ce rapport pour éviter d'être répétitif avec le rapport de Cuerrier et al. (à paraître). Toutefois, les statistiques descriptives des variables retenues sont présentées au tableau 3.

Le nombre d'observations qui ont pu être exploitées dans la modélisation est de 100, bien que 122 questionnaires aient été complétés. Aussi, ce ne sont pas toutes les variables incluses dans le tableau 3 qui ont été retenues pour la modélisation et il est important de préciser sur quelle base elles ont été sélectionnées. Cette sélection repose sur certains tests statistiques. Premièrement, les variables qui ont une forte corrélation avec les autres variables indépendantes ne sont pas retenues. Ainsi, par exemple, il n'a pas été possible de retenir la variable des services-conseils à cause d'une très forte corrélation avec plusieurs variables indépendantes. Par ailleurs, le test de Ramsay a aussi été effectué pour vérifier que le modèle ne souffre pas de l'omission d'une ou de plusieurs variables pertinentes. Ce test s'effectue en introduisant une variable fictive et il consiste à vérifier si cette variable fictive introduite a un effet significatif sur le modèle. Le résultat du test de Ramsay est présenté à l'annexe A et on constate qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de l'absence d'omission de variables significatives au niveau de confiance de 5 % (i.e. Prob >F).

La spécification du modèle se basait aussi sur d'autres critères. En premier lieu, le modèle a été opéré en distinguant le soya et les céréales. Or, des problèmes statistiques graves ont été constatés, soit la présence de multicolinéarité et de faibles valeurs des coefficients de détermination (R^2) ($\approx 0,20-0,30$). La solution alternative qui a été choisie a été de regrouper toutes les productions et d'utiliser le logarithme de la valeur de la production (\$/ha) plutôt que le logarithme du rendement (t/ha). Cette approche est certainement perfectible mais elle a permis d'éviter les problèmes statistiques mentionnés ci-dessus. Aussi, le modèle a été corrigé pour l'hétéroscédasticité suite au test effectué à cette fin (annexe C). Enfin, le test de Hausman a aussi été opéré pour déceler la présence possible d'endogénéité dans le modèle. Ce test a été jugé nécessaire par plusieurs auteurs afin de s'assurer que les applications de pesticides n'étaient pas corrélées avec l'apport d'autres intrants (Oude Lansink et Carpentier, 2001; Shankar et Thirtle, 2005; Ma et al., 2016; Bakhsh et al., 2016). Par exemple, Oude Lansink et Carpentier (2001) ont fait valoir que les applications d'engrais azotés peuvent stimuler la croissance des mauvaises herbes et avoir un impact négatif sur la productivité des herbicides. Le teste d'Hausman consiste à régresser en premier lieu les applications d'herbicides sur un certain nombre de variables qui peuvent influencer les quantités d'herbicides appliquées. Dans le cas présent, ces variables étaient le coût des herbicides, le diagnostic de résistance, l'âge, l'expérience et le niveau d'éducation du producteur ainsi que le revenu de l'entreprise. Dans un deuxième temps, les résidus de cette régression sont conservés et ils sont intégrés dans le modèle CD. Si dans cette deuxième régression les résidus ont un effet significatif, il y a alors présence

d'endogénéité. Ce test a été mené dans le cas présent et les résidus n'avaient pas d'effet significatif sur la variable dépendante dans le modèle Cobb-Douglas.

Tableau 3. Statistiques descriptives des variables retenues dans le modèle CD corrigé avec la fonction de dommage.

Variables	N	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Diagnostic ^a	100	1,94	0,86	1	3
Superficie du champ	100	13,95	12,27	0,025	49,7
Type de sol	100	1,58	0,88	1	3
Teneur en phosphore (kg/ha) - Analyse de sol	100	117,74	102,66	18	538
Ratio P/Al (%) - Analyse de sol	100	14,46	93,76	0,034	941
Teneur en potassium (kg/ha) - Analyse de sol	100	396,32	177,98	58	980
pH (eau) - Analyse de sol	100	6,31	0,42	5,5	7,4
Matière organique (%) - Analyse de sol	100	6,08	2,50	2,3	17,1
Travail du sol ^b	100	1,85	0,73	1	3
Taux de semis (kg/ha)	91	138,58	49,42	48	215
Application d'azote minéral (kg/ha)	100	29,32	34,53	0	120
Application de phosphore minéral (kg/ha)	100	20,69	22,05	0	61
Application de potassium minéral (kg/ha)	100	9,02	14,83	0	67
Application des engrais minéraux ^c	100	0,59	0,49	0	1
Rendement (tonne/ha)	100	3,07	0,82	0,99	4,94

Variables	N	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Valeur des ventes (\$/ha)	100	994,34	355,69	248,209	1871,184
Indice de rotation	100	1,34	0,72	0	3
Application d'azote organique (kg/ha)	99	19,61	56,24	0	347
Application de phosphore organique (kg/ha)	99	10,57	29,81	0	177
Application de potassium organique (kg/ha)	99	16,70	46,77	0	223
Quantité totale d'azote appliqué (minéral + organique)	100	48,74	60,41	0	374
Quantité totale de phosphore appliqué (minéral + organique)	100	31,15	31,20	0	177
Quantité totale de potassium appliqué (minéral + organique)	100	25,55	45,68	0	223
Services-conseils (non-liés) ^d	100	0,49	0,50	0	1
Services-conseils (liés)	100	0,42	0,50	0	1
Services-conseil (tous)	100	0,30	0,46	0	1
Source d'info - réseau	100	0,12	0,33	0	1
Source d'info - SAgE	100	0,06	0,24	0	1
Source d'info - guide	100	0,36	0,48	0	1
Source d'info - conseiller	100	0,98	0,14	0	1
Connaissance de la rotation des herbicides	93	0,24	0,43	0	1
Mélange d'herbicides	100	0,68	0,47	0	1

Variables	N	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Rotation effective des herbicides^e	100	2,44	0,78	1	4
Registre de traitement	100	0,67	0,47	0	1
Expérience (années)	100	26,76	13,33	3	61
Âge^f	100	3,76	1,26	2	6
Diplôme^g	100	2,24	1,06	1	5
Spécialisation^h	100	0,72	0,45	0	1
Quantité totale des ingrédients actifs appliqués (kg/ha)	100	1,19	1,02	0,02	4,21
Coût total des herbicides (\$/ha)	100	107,04	56,98	21,22	293,18

- 1=Sensible; 2=Progression; 3=Résistant
- 1=Conventionnel; 2=Travail réduit; 3=Semi direct.
- 0= aucune application; 1 = application.
- Les variables binaires qui suivent signifient 0=absence; 1=présence.
- 1=Toujours; 2=La plupart du temps; 3=Rarement; 4=Jamais.
- 1=18-24 ans; 2=25-34 ans; 3=35-44 ans; 4=45-54 ans; 5=55-64 ans; 6=65-74 ans; 7=75 ans ou plus.
- 1=Diplôme d'études secondaires; 2=Diplôme d'études professionnelles; 3=Diplôme d'études collégiales; 4=Diplôme d'études universitaire; 5=ne s'applique pas
- 0 = moins de 50 % des revenus agricoles sont en grandes cultures; 1 = 50 % et plus des revenus agricoles sont en grandes cultures.

Le tableau 4 présente et compare les résultats des modèles CD et LZ (modèle de contrôle des dommages). On remarque en premier lieu que les résultats entre les deux modèles ne diffèrent pas et que les variables ayant un effet significatif sur la variable dépendante sont les mêmes (marqué par un des astérisques). En fait les seules divergences entre les deux modèles ont trait au niveau de significativité de certaines variables. Ainsi, en guise d'interprétation générale, on constate d'abord que la superficie du champ a un effet bénéfique ($\approx + 8\%$) sur la valeur des ventes, ce qui indique qu'il y a présence d'économie d'échelle. Le niveau du pH a aussi un impact significatif sur la valeur des ventes, ce qui illustre l'importance du contrôle de l'acidité du sol. Les applications de potassium ont aussi un effet significatif sur la valeur des ventes, mais pas les autres éléments fertilisants. L'expérience du producteur aurait un effet négatif sur la productivité et la valeur des ventes si l'on se fie au modèle CD, mais ce résultat diffère dans le modèle de contrôle des dommages (LZ). Enfin, on constate que différentes

variables climatiques ont un effet significatif sur la valeur des ventes, ce qui illustre le fait que les fluctuations de températures et de précipitations peuvent avoir des effets divers selon la période de la saison de croissance.

Concernant la productivité des herbicides, celle-ci est rapportée par la valeur du coefficient sigma (σ). Ce coefficient est négatif et très près d'être significatif au niveau de confiance de 95 % ($p < 0,05$). Cela signifie que pour les champs faisant partie de l'échantillon, les herbicides n'étaient pas appliqués de façon optimale car ces applications avaient un effet négatif sur la valeur des ventes. Le résultat est le même pour le modèle CD, mais de moindre ampleur et sans être significatif sur le plan statistique. Cela dit, il est possible que dépassé un certain niveau d'application des herbicides, l'augmentation des doses d'herbicides ne se reflète plus sur le rendement de l'année en cours, mais plutôt sur la gestion de la production de graine des mauvaises herbes qui auront un impact sur les années suivantes (i.e. les mauvaises herbes se reproduisent à des seuils qui n'affectent pas le rendement de l'année en cours) (Simard et al., 2009). Enfin, la variable de présence de résistance n'a pas d'effet significatif dans aucun des deux modèles.

Tableau 4. Résultats de la régression selon les modèles CD et LZ.

Variable dépendante: logarithme de la valeur des ventes	Modèle Cobb-Douglas		Modèle contrôle des dommages	
	lnoutput	p> t	lnoutput	p> t
Diagnostic - résistance	0,0349	0,359	0,0337	0,375
Superficie	0,0771*	0,024	0,0825**	0,005
Pm3 - analyse de sol	0,0259	0,682	0,0294	0,588
Km3 - analyse de sol	0,0582	0,306	0,0663	0,234
pH-eau - analyse de sol	1,159**	0,004	1,161**	0,009
Matière organique - analyse de sol	-0,107	0,154	-0,111	0,17
Pal - analyse de sol	0,00039	0,133	0,000541	0,13
Rotation	0,067	0,14	0,0807	0,066
Total N appliqué	0,0192	0,207	0,027	0,156
Total P appliqué	-0,0118	0,426	-0,018	0,312
Total K appliqué	-0,0217*	0,024	-0,0229**	0,006
Expérience	-0,127*	0,031	-0,123	0,154
Âge	-0,00902	0,807	-0,00961	0,812
Diplôme	0,00362	0,918	0,00293	0,925
Revenu	0,0563	0,553	0,0623	0,355
Herbicide - ingrédients actifs	-0,0447	0,114		
Écart de température- mai	0,00358	0,972	0,0241	0,784
Écart de température- juin	-0,445***	0,001	-0,477**	0,002
Écart de température- juillet	0,784***	0	0,797***	0
Écart de température- août	-0,313*	0,027	-0,276	0,071
Écart de température- septembre	-0,178	0,149	-0,222	0,119

Variable dépendante: logarithme de la valeur des ventes	Modèle Cobb-Douglas		Modèle contrôle des dommages	
Écart de précipitation - mai	0,00146	0,55	0,00104	0,67
Écart de précipitation - juin	0,00414*	0,027	0,00427**	0,01
Écart de précipitation - juillet	0,0025	0,288	0,00302	0,245
Écart de précipitation - août	-0,00127	0,554	-0,00214	0,392
Écart de précipitation - septembre	-0,00115	0,389	-0,00137	0,434
Modèle contrôle de dommage				
μ			-4,487	.
σ			-0,071	0,062
Test spécification	p> t			
Test Ramsey	0,3777			
Test Breusch-Pagan				
chi2(1)	2,71			
Prob > chi2	0,10			
Nombre d'observation	100		100	
R-sq	0,74		0,74	
adj. R-sq	0,64		0,65	

Note : * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

Par ailleurs, l'effet marginal des herbicides a aussi été évalué distinctement. Les résultats de la procédure dans STATA sont présentés à l'annexe D. Selon le résultat du modèle CD, une augmentation de 1% de l'utilisation des herbicides, soit 0,019 kg i.a./ha⁶ fait diminuer la valeur des ventes de 0,04 %. Ce résultat montre donc que les herbicides ne contribuent pas à augmenter la valeur de la production. Huang et al.(2002) ont obtenu un conclusion semblable. Selon les auteurs, la productivité marginale des pesticides est proche de zéro ou même négative au-delà d'un certain niveau d'application. Cela dit, l'impact de l'utilisation des herbicides n'était pas significatif dans leur modèle CD. Aussi, il faut ajouter qu'une baisse de la valeur des ventes de 0,04 % est peut-être acceptable à une année données si cela permet de limiter la croissance des populations de mauvaises herbes. Plus les populations printanières sont élevées, plus le risque est élevé de voir une mauvaise herbe présentant une génétique de résistance.

Pour ce qui est du modèle de contrôle LZ, l'effet des herbicides appliqués est négatif et significatif sur la valeur des ventes. En effet, l'effet marginal des herbicides indique qu'une augmentation de 1 kg i.a./ha d'herbicides entraîne une diminution de la valeur des ventes de 0.07 %. Autrement dit, le modèle contrôle des dommages suggère un impact négatif des pesticides moins important que le modèle CD.

⁶ 1%*1.1921 kg i.a./ha, soit la quantité moyenne d'herbicides appliquée.

4 DISCUSSION ET CONCLUSION

Les objectifs de la présente étude étaient les suivants :

- Mesurer la productivité marginale des herbicides en grandes cultures;
- Estimer l'impact de la résistance des mauvaises aux herbicides sur la productivité marginale.

En ce qui concerne la productivité marginale des herbicides, celle-ci est faiblement négative selon les résultats obtenus. En effet, les effets marginaux mesurés dans les deux modèles indiquent que les herbicides contre la folle avoine et la petite herbe à poux seraient surutilisés. Plusieurs facteurs peuvent contribuer à ce phénomène. Il peut y avoir tout d'abord un effet d'année. Si par exemple, les pressions de mauvaises herbes étaient plus faibles qu'à l'habitude, moins d'herbicides auraient pu être appliqués tout en protégeant la même proportion de rendement. De plus, les prix des grains relativement élevés dans les années de l'étude ont pu inciter les producteurs à surutiliser les herbicides, ceux-ci voyant une marge bénéficiaire relativement importante à protéger. Ce phénomène a été observé par Fleischer et Waibel (2003) dans l'agriculture allemande.

À l'égard de l'impact de la résistance des mauvaises herbes aux herbicides sur la productivité marginale, il n'a pas été possible de le mesurer avec certitude. En effet, la variable de diagnostic de résistance n'a pas d'effet significatif sur la valeur des ventes et ce, autant dans la modélisation CD que LZ. Par ailleurs, des tests de corrélation ont été réalisés entre, d'une part, la variable de diagnostic de résistance et, d'autre part, différentes variables d'extrait. Dans tous les cas, cette corrélation était faible, soit à moins de 15 % en valeur absolue. Le même résultat a été obtenu entre la variable de diagnostic et le coût des herbicides.

Par conséquent, il est difficile de conclure que la portion d'herbicides surutilisée serait due au phénomène de résistance. Tel que mentionné précédemment, des prix et des marges bénéficiaires relativement élevés ont peut-être incité les producteurs à surutiliser les herbicides en 2014 et en 2015, surtout dans le contexte où le ratio prix des cultures/prix des herbicides auraient augmenté par rapport aux années précédentes (Fleischer et Waibel, 2003). Cette explication serait d'autant plus vraie pour les producteurs qui présentent une faible tolérance au risque. Comme il est reconnu dans la littérature en économie agricole, les pesticides ne sont pas un intrant conventionnel qui peut augmenter le potentiel de rendement, mais plutôt un intrant qui protège ce potentiel de rendement. Alors, l'utilisation des pesticides devient un outil de gestion du risque et les producteurs les moins tolérants au risque font probablement une utilisation de cet intrant qui n'est pas optimale. Cet élément a aussi été évoqué par Belzile (2016) lorsqu'il a mesuré une utilisation excessive des fongicides foliaires dans les cultures de maïs-grain et de soya

Le présent projet a permis à l'équipe de recherche de développer l'expertise nécessaire à la maîtrise des différentes approches méthodologiques pour estimer les impacts économiques du phénomène de résistance des ravageurs des cultures aux pesticides, ainsi que la productivité de ces derniers. Ainsi, dans des travaux futurs, l'équipe sera mieux en mesure de déterminer le jeu de données nécessaire pour bien évaluer ces éléments. Cet élément est important car dans le présent projet, le faible nombre d'observations par culture et l'impossibilité

d'opérationnaliser les différents modèles par culture a été une limitation. Par ailleurs, dans les travaux futurs, d'autres approches méthodologiques seront appliquées, en plus du modèle Lichtenberg-Zilberman. On peut mentionner à cet effet l'approche de Fleischer et Waibel (2003), celle de l'analyse par enveloppement des données (AED) (Oude Lansink, 2004; Kuosmanen et al., 2006) ainsi que les approches de Baksh et al (2016) et de Hall et Moffitt (2002).

RÉFÉRENCES

- Babcock, B.A, E. Lichtenberg et D. Zilberman. 1992. *Impact of Damage Control and Quality of Output: Estimating Pest Control Effectiveness*. American Journal of Agricultural Economics, 74(1) :163-172.
- Bakhsh, K., W. Akram, A. Jahanzeb et M. Khan. 2016. *Estimating Productivity of BT Cotton and its Impact on Pesticide Use in Punjab (Pakistan)*. Pakistan Economic and Social Review, 54(1) : 15-24.
- Belzile, L., G. West, É. Gaudreault et J. Li. 2015. *Évaluation des facteurs et des risques d'adoption de la gestion intégrée des ennemis des cultures en horticulture*. Rapport final, IRDA. 100 p.
- Belzile, L. 2016. Utilisation des fongicides foliaires en grandes cultures (volet économique). Rapport de recherche présenté au MAPAQ et au CÉROM. IRDA. 19 p.
- Bernier, D. 2014. Communication personnelle.
- Blackwell, M. et A. Pagoulatos. 1992. *The Econometrics of Damage Control*. American Journal of Agricultural Economics, 74(4) : 1040-1044.
- Campbell, H. F. 1976. *Estimating the Marginal Productivity of Agricultural Pesticides: the Case of Tree-Fruit Farms in the Okanagan Valley*. Canadian Journal of Agricultural Economics, 24 : 23–30.
- Carlson, G.A. 1977. *Long-Run Productivity of Insecticides*. American Journal of Agricultural Economics, 59(3) : 543-548.
- Carpentier, A. et R.D. Weaver. 1997. *Damage Control Productivity: Why Econometrics Matters*. American Journal of Agricultural Economics, 79 (1) : 47-61.
- Carrasco-Tauber, C. et L.J. Moffitt. 1992. *Damage Control Econometrics: Functional Specification and Pesticide Productivity*. American Journal of Agricultural Economics, 74(1) : 158-162.
- Cuerrier, M.-C, A. Vanasse, M.-J. Simard, D. Bernier, G.D. Leroux, M. Tremblay. 2017 (à paraître). *Détection et répartition de la folle avoine et de la petite herbe à poux résistantes à des herbicides au Saguenay–Lac-Saint-Jean et en Montérégie*. Centre de recherche sur les grains CÉROM.
- Fleischer, G. et H. Waibel. 2003. *Elements of Economic Resistance Management Strategies – Empirical Evidence from Case Studies in Germany*. Dans *Battling Resistance to Antibiotics and Pesticides – An Economic Approach*. Rff Press, 161-179.

Fortin, R., D. Bernier et D. Bachand. 2013. *Enquête sur la résistance des ennemis des cultures aux pesticides*. Centre de références en agriculture et agroalimentaire du Québec (CRAAQ). 40 pages.

Fox, G et A. Weersink. 1995. *Damage Control and Increasing Returns*. American Journal of Agricultural Economics, 77(1) : 33-39.

Hall, D.C. et L.J. Moffitt. 2002. *Modeling for pesticide productivity measurement*. Dans Economics of Pesticides, Sustainable Food Production, and Organic Food Markets. Emerald Group Publishing Limited, pp.21-35.

Headley, J.C. 1968. *Estimating the Productivity of Agricultural Pesticides*. American Journal of Agricultural Economics, 50(1) : 13-23.

Huang, J, R. Hu, S. Rozelle, F. Qiao et C.E. Pray. 2002. *Transgenic varieties and productivity of smallholder cotton farmers in China*. The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 46(3) : 1–21.

Kuosmanen, T., D. Pemsil et J. Wesseler. 2006. *Specification and Estimation of Production Functions Involving Damage Control Inputs: A Two-Stage, Semiparametric Approach*. American Journal of Agricultural Economics, 88(2) : 499-511.

Lichtenberg, E et D. Zilberman. 1986 *The Econometrics of Damage Control: Why Specification Matters*. American Journal of Agricultural Economics, 68(2) : 261-273.

Ma, X, M. Smale, D.J. Spielman, P. Zambrano, H. Nazli et F. Zaidi. 2016. *Varietal Integrity, Damage Abatement, and Productivity: Evidence from the Cultivation of Bt Cotton in Pakistan*. IFPRI Discussion Paper 01520. International Food Policy Research Institute (IFPRI). 21 pages.

Norwood, F.B. et M.C. Marra. 2003. *Pesticide Productivity: Of Bugs and Biases*. Journal of Agricultural and Resource Economics, 28(3) : 596-610.

Oude Lansink, A. et A. Carpentier. 2001. *Damage Control Productivity: An Input Damage Abatement Approach*. Journal of Agricultural Economics, 52(3) : 11-22.

Oude Lansink, A. et E. Silva. 2004. *Non-Parametric Production Analysis of Pesticides Use in the Netherlands*. Journal of Productivity Analysis, 21 : 49-65.

Romain, R., R. Lambert, R. Michaud et C. Lapointe. 2002. *Impact des variables agronomiques et des variables de régie sur la réduction des dommages de la pomme de terre au Québec*. Cahiers d'Économie et Sociologie rurales, Université Laval, 64 : 23 pages.

Saha, A, C.R. Shumway et A. Havenner. 1997. *The Economics and Econometrics of Damage Control*. American Journal of Agricultural Economics, 79 : 773-785

Shankar, B. et C. Thirtle. 2005. *Pesticide Productivity and Transgenic Cotton Technology: The South African Smallholder Case*. Journal of Agricultural Economics, 56(1) : 97-116.

Simard, M.-J., B. Panneton, L. Longchamps, C. Lemieux, A. Légère et Leroux, G.D. 2009. *Validation of a management program based on a weed cover threshold model: effect on herbicide use and weed populations*. Weed Science, 57 : 187-193.

Thivierge, M.-N., D. Parent, V. Bélanger, D.A. Angers, G. Allard, D. Pellerin et A. Vanasse. 2014. *Environmental sustainability indicators for cash-crop farms in Quebec, Canada: A participatory approach*. Ecological Indicators, 45 : 677–686.

-

ANNEXE A

Test de Ramsay pour vérifier que le modèle ne souffre pas de l'omission d'une ou de plusieurs variables pertinentes

```
. quietly reg lnoutput Diagno lnSupha lnPm3kgha lnKm3kgha lnpHeau lnMO Pal l
> talPnonnul lnTotalKnonnul lnexp age diplome revenu lnEA TE20142015mai TE20
> 5aout TE20142015sept PreciE20142015mai PreciE20142015juin PreciE20142015j
> 5sept,ro
```

```
. ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of lnoutput
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 70) = 1.05
```

```
Prob > F = 0.3777
```

ANNEXE B

Les concepts d'homoscédasticité et d'hétéroscédasticité représentent, dans le premier cas, une situation où la variance dans les observations d'un échantillon donné est constante et, dans le deuxième cas, une situation où la variance n'est pas constante. Pour aider à la compréhension, un exemple fictif est illustré aux figures 1 à 3.

Ces trois figures illustrent simplement une relation entre une variable indépendante x et une variable dépendante y . Dans les trois exemples, des données existeraient pour ces deux variables (ex. : quantité x d'herbicide appliquée relativement au rendement y de maïs-grain) et un nuage de points pourrait être constitué à partir d'un ensemble d'observations où chaque observation, ou point, correspondrait à une combinaison (x_i, y_i) . De ce nuage de point, il serait ensuite possible de tracer une droite de régression dont l'équation prendrait la forme :

$$y = mx + b$$

(A1)

Dans le cas de la figure 1, il est possible de voir que les points sont dispersés uniformément et de façon constante autour de la droite de régression. Dans un tel cas, la dispersion des observations est telle qu'il est possible de tracer des bornes parallèles à la droite de régression (trait pointillé). On nomme alors ce phénomène homoscédasticité et en présence d'homoscédasticité, la variance est constante.

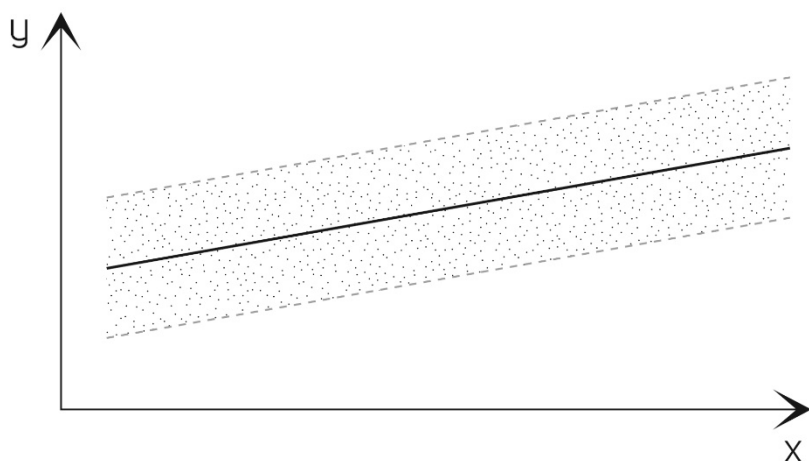


Figure 1. Phénomène d'homoscédasticité entre une variable indépendante x et une variable dépendante y

Les figures 2 et 3 représentent toutefois deux cas d'espèce ne respectant pas les caractéristiques d'homoscédasticité. Dans ces figures, la dispersion des observations autour de la droite de régression n'est pas constante et alors, les droites qui bornent le nuage de points ne sont pas parallèles à la droite de régression. Dans ces deux cas, il y a alors plutôt phénomène d'hétéroscédasticité.

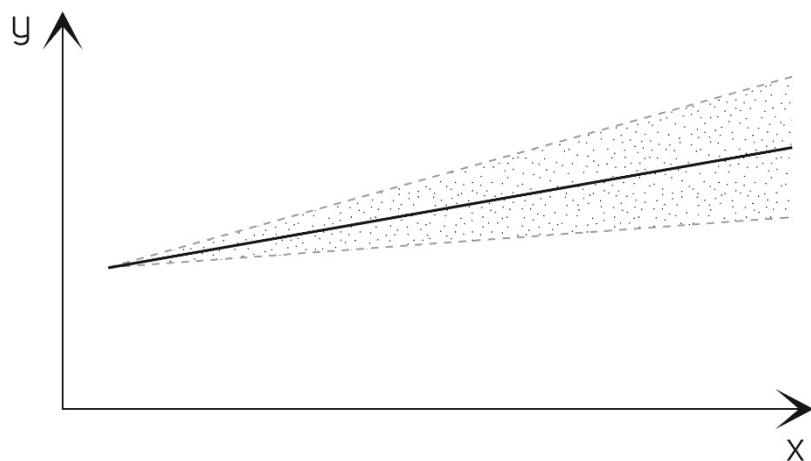


Figure 2. Phénomène d'hétéroscédasticité entre une variable indépendante x et une variable dépendante y

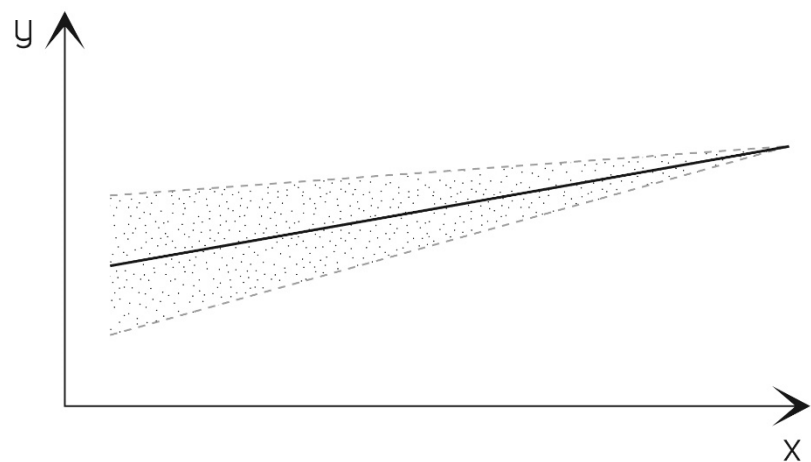


Figure 3. Phénomène d'hétéroscédasticité entre une variable indépendante x et une variable dépendante y

ANNEXE C

Test Breusch-Pagan pour vérifier la présence d'hétéroscédasticité.

Le résultat du test Breusch-Pagan montre que l'on doit rejeter l'hypothèse nulle de l'absence d'hétéroscédasticité à un niveau de confiance de 5 %. En conséquence, le modèle doit être soumis à la correction de White pour corriger la présence d'hétéroscédasticité.

```
. ***Test Breusch-Pagan Test Hétéroskedasticité***p(t)<0.05 rejette H0 (
. quietly reg lnoutput Diagno lnSupha lnPm3kgha lnKm3kgha lnPHeau lnMO
> talPnonnul lnTotalKnonnul lnexp age diplome revenu lnEA TE20142015mai
> 5aout TE20142015sept PreciE20142015mai PreciE20142015juin PreciE20142
> 5sept
```

```
. hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of lnoutput

chi2(1) = 2.71

Prob > chi2 = 0.1000

ANNEXE D

Effet marginal des herbicides (ln) – Modèle Cobb-Douglas

```
. quietly reg lnoutput Diagno lnSupha lnPm3kgha lnKm3kgha lnPHeau lnMO Pal Rota
> E20142015juin TE20142015juillet TE20142015aout TE20142015sept PreciE20142015ma:
```

```
. margins, dydx( lnEA)
```

```
Average marginal effects          Number of obs   =          100
Model VCE      : OLS
```

```
Expression      : Linear prediction, predict()
dy/dx w.r.t.    : lnEA
```

	Delta-method				
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnEA	-.0446639	.0302957	-1.47	0.140	-.1040424 .0147147

Effet marginal des herbicides - Modèle Contrôle de dommages (logistique)

```
. quietly nl (lnoutput={b0}+{b1}*Diagno+{b2}*lnSupha+{b3}*lnPm3kgha+{b4}*lnKm3kgha+
> nTotalKnonnul+{b12}*lnexp+{b13}*age+{b14}*diplome+{b15}*revenu+{b20}* TE20142015:
> iE20142015mai+{b26}* PreciE20142015juin+{b27}* PreciE20142015juillet+{b28}* Prec:
> ^(-1))), variable( QuantittotaleEA) nolog
```

```
. margins, dydx( QuantittotaleEA)
```

```
Warning: cannot perform check for estimable functions.
```

```
Average marginal effects          Number of obs   =          100
Model VCE      : GNR
```

```
Expression      : Fitted values, predict()
dy/dx w.r.t.    : QuantittotaleEA
```

	Delta-method				
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
QuantittotaleEA	-.0701166	.0369517	-1.90	0.058	-.1425405 .0023073