



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Impact des variables
et pratiques agronomiques
sur la réduction des dommages :
le cas de la pomme de terre
au Québec

Robert ROMAIN
Rémy LAMBERT
Renée MICHAUD
Claude LAPOINTE

*Impact of agronomic
and management
variables on damage
reduction in potato
production in Quebec*

Key-words:

potatoes, control agent,
abatement function

Summary – This study proposes an approach similar to that of Lichtenberg and Zilberman to model the impact of control agents (pesticides, herbicides) on potato production. We estimate simultaneously a marketable output equation as well as three damage abatement functions. Empirical results show that fertilising elements (nitrogen, phosphorus, potassium and magnesium) do not have statistically significant impacts on the potential output of potatoes. Significant effects are obtained in the damage abatement functions but only for phosphorus and potassium. These latter variables show opposite effects in altering damages caused by the small size of the tuber. Hence phosphorus increases them while potassium reduces them. Several variables reflecting alternative management practices have also been included in the model but only few of them are statistically significant.

**Impact des variables
et pratiques
agronomiques sur
la réduction des
dommages: le cas
de la pomme de terre
au Québec**

Mots-clés:

pomme de terre, agent
de contrôle, fonction
de dommage

Résumé – La présente étude propose une approche similaire à celle de Lichtenberg et Zilberman pour modéliser l'impact d'intrants qui agissent comme agents de contrôle (insecticides, fongicides, herbicides) sur la production de pomme de terre. Dans cette perspective, nous estimons, à l'aide de procédures économétriques, un système d'équations simultanées expliquant la production commercialisable de pommes de terre et trois types de dommage. Les résultats empiriques montrent que les effets des éléments fertilisants (azote, phosphore, potassium et magnésium) sur la production potentielle de pomme de terre ne sont pas statistiquement significatifs. En revanche, des impacts significatifs se retrouvent dans les fonctions de réduction des dommages pour le phosphore et le potassium. Ces derniers résultats montrent des effets antagoniques sur les pertes causées par le faible calibre des tubercules : ainsi, le phosphore contribue à les augmenter tandis que le potassium joue un rôle opposé. Plusieurs variables traduisant les pratiques culturales ont également été incorporées dans le modèle mais peu d'entre elles se sont avérées comme étant significatives.

* Centre de recherche en économie agroalimentaire (CRÉA), Université Laval,
Pavillon Comtois, cité universitaire, Sainte-Foy, Québec, Canada
e-mail: robert.romain@eac.ulaval.ca
remy.lambert@eac.ulaval.ca
CLapoint@NRCan.gc.ca

** Institut des nutraceutiques et des aliments fonctionnels, Université Laval, Pavillon
Comtois, cité universitaire, Sainte-Foy, Québec, Canada
e-mail: renee.michaud@fsaa.ulaval.ca

Cette étude a été réalisée grâce à la contribution financière du Conseil des recherches en pêche et en agroalimentaire du Québec (CORPAQ). Nous désirons remercier Gilles Hamel du Réseau de dépistage du Centre du Québec pour sa participation à la collecte des données, ainsi que Serge Yelle, ancien directeur du Centre de recherche en horticulture (CRH) de l'Université Laval, pour ses précieux commentaires. Merci aussi aux lecteurs de la revue dont les suggestions ont grandement contribué à améliorer la qualité de ce travail, et à Yves Surry, rédacteur, qui en a assuré la supervision. Les erreurs qui subsisteraient dans le texte relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

AFIN de neutraliser les dommages qui peuvent être causés par les agents destructeurs (insectes, agents pathogènes, mauvaises herbes), les exploitants agricoles utilisent différents intrants tels que les insecticides, les fongicides et les herbicides. Ces intrants, communément appelés « agents de contrôle », ont comme fonction de détruire l'élément qui affecte, non seulement la production, mais très souvent la qualité des fruits, légumes et céréales. Contrairement aux intrants traditionnels (engrais, capital, etc.) qui visent à accroître directement le rendement, les agents de contrôle n'ont pas d'effet sur ce dernier si l'élément qu'ils visent à contrôler n'est pas présent. A titre d'exemple, si les conditions climatiques font en sorte que le mildiou ne se développe pas, des applications de fongicides ne feront pas augmenter les rendements.

L'action de ces deux types d'intrants – facteurs de production conventionnels et « agents de contrôle » – a été fréquemment mesurée dans la littérature. Headley (1968) semble avoir été le premier à mesurer la productivité des pesticides. Il utilisa une fonction de production de type Cobb-Douglas mais traita les agents de contrôle comme tout autre intrant. Les résultats obtenus montrent que les pesticides ont une productivité comparable à celle des engrais commerciaux et que leur productivité marginale en valeur est nettement supérieure à leur coût unitaire, ce qui laisse croire que leur utilisation est sous-optimale. En utilisant une méthodologie similaire mais des données différentes, d'autres auteurs, tels que Fisher (1970) et Campbell (1976), ont aussi conclu que les pesticides étaient nettement sous-utilisés lorsqu'ils ont comparé leur productivité marginale en valeur et leur coût unitaire. Ainsi, Campbell conclut qu'un dollar investi en pesticide entraîne des revenus supplémentaires de douze dollars.

Selon Lichtenberg et Zilberman (1986), il est cependant erroné de traiter les agents de contrôle comme les autres intrants puisqu'ils ne contribuent pas à la croissance de la production de manière directe, comme c'est le cas des intrants « conventionnels » (engrais, etc.). Selon ces auteurs, il est possible de mieux comprendre la contribution des agents de contrôle si l'on considère la production réalisée comme étant une combinaison de la production potentielle (à savoir la quantité maximale de produits qu'il est possible d'obtenir selon le panier d'intrants utilisés) et des pertes causées par les agents destructeurs présents dans l'environnement. Lichtenberg et Zilberman soutiennent aussi que la productivité des agents de contrôle ne doit pas être définie en terme de leur apport à la production, mais plutôt en terme de leur contribution au contrôle des agents destructeurs. En fait, ils ont démontré pour certaines formes fonctionnelles caractérisées par des productivités marginales décroissantes (*e.g.* Cobb-Douglas) que le fait d'insérer directement une variable représentant l'agent de contrôle dans la fonction de production (modélisation symétrique de tous les intrants) entraîne une surestimation de la productivité de l'agent de contrôle et une

sous-estimation de la productivité des intrants conventionnels. Cette conclusion n'est cependant pas valable pour des formes fonctionnelles plus flexibles (Carpentier et Weaver, 1997).

La pomme de terre est une production agricole qui fait appel à l'utilisation de plusieurs agents de contrôle contre les maladies et les insectes nuisibles (Rousselle *et al.*, 1996). Cependant, afin de préserver l'environnement, plusieurs autorités gouvernementales mettent en place des réglementations touchant l'utilisation d'engrais et de pesticides, qui pourraient avoir des conséquences sur les rendements agricoles. En particulier, le gouvernement du Québec étudie la mise en place d'une réglementation plus sévère sur les quantités maximales d'application d'azote et de phosphore, l'utilisation massive de ces dernières entraînant la contamination des nappes phréatiques (Giroux, 1993).

L'objectif de cette étude est d'estimer l'impact de l'utilisation d'engrais et de pesticides sur les rendements de la pomme de terre au Québec, en tenant compte du type d'intrant considéré (conventionnel ou agent de contrôle). De plus, étant donné que la banque de données que nous utilisons contient des informations sur trois types de pertes, – celles dues à la nécrose, au mildiou et au petit calibre des tubercules – nous généralisons l'approche proposée par Lichtenberg et Zilberman en estimant un modèle qui explique simultanément la production commercialisable de pommes de terre ainsi que les trois types de pertes susmentionnées. Nous analysons aussi les effets de plusieurs variables d'application culturale sur le rendement commercialisable puisque certaines d'entre elles, plus respectueuses de l'environnement, pourraient être adoptées et venir neutraliser, en partie, l'effet négatif d'une réglementation sur l'utilisation des engrais.

La première partie présente le cadre théorique retenu, la deuxième propose le modèle empirique, tandis que les caractéristiques de l'échantillon de données et les résultats économétriques sont discutés dans la troisième partie. La dernière partie résume les principaux résultats empiriques et présente aussi une courte discussion quant à leurs implications.

LE CADRE THÉORIQUE

Afin de tenir compte du problème de spécification mentionné précédemment, Lichtenberg et Zilberman ont proposé de jumeler à la fonction de production traditionnelle une fonction de réduction des dommages (*damage abatement function*). La fonction de production s'exprime alors sous la forme suivante :

$$Y = F(Z, G(X)); \quad (1)$$

où «*Y*» est le rendement observable, «*Z*» est un vecteur d'intrants conventionnels, à savoir les intrants qui influencent directement la pro-

duction du produit Y , $G(.)$ est la fonction de réduction des dommages, et « X » est un vecteur représentant les agents de contrôle (insecticides, fongicides, etc.).

La fonction $G(X)$ représente, en fait, la proportion de la capacité des agents destructeurs qui est éliminée par l'application des vecteurs de contrôle. Lorsque cette capacité destructrice est complètement éliminée ($G(X) = 1$), les pertes sont nulles, et la production réalisée est égale à la production potentielle, soit $Y = F(Z, 1)$. À l'opposé, lorsque les dommages causés à la production sont maximaux, alors $G(X) = 0$ et la production atteint son plus bas niveau, à savoir $Y = F(Z, 0)$.

Cette méthodologie fut reprise et adaptée par différents auteurs (Carrasco-Tauber et Moffitt, 1992 ; Babcock *et al.*, 1992). Ces derniers économistes ont souligné que dans certains cas un intrant conventionnel peut également être inclus dans la fonction de réduction des dommages, lorsque celui-ci a un impact à la fois sur la croissance des plantes et dans la lutte contre les maladies. Ils mentionnent aussi que plusieurs fonctions de réduction des dommages peuvent être définies lorsque les fléaux à combattre sont multiples et qu'ils requièrent des agents de contrôle spécifiques. De plus, certains agents de contrôle peuvent contribuer à combattre plusieurs fléaux. Ainsi, une façon générale pour représenter tous ces phénomènes est d'écrire la fonction de production $F(.)$ comme suit :

$$Y = F[Z_1, Z_2, Z_3, G^1(X_1, X_2, Z_2, Z_3), G^2(X_2, Z_3)], \quad (2)$$

où Z_i et X_i représentent respectivement l'ensemble i des vecteurs d'intrants traditionnels et d'agents de contrôle pour $i = 1, 2$ et 3 , qui affectent distinctement la production agricole selon le type de dommages, $G^1(.)$ et $G^2(.)$ sont des fonctions de réduction des dommages causés par différents fléaux, et l'indice i est défini pour permettre de distinguer l'influence des différents ensembles de variables X_i et Z_i sur la production agricole en fonction de la nature des dommages.

Selon cette spécification générale, il est possible qu'un intrant ait un impact positif sur la production potentielle, mais négatif sur la fonction de réduction des dommages, et vice-versa. Notons que Carpentier et Weaver soulignent que les agents de contrôle peuvent aussi avoir des effets non neutres sur l'efficacité des intrants traditionnels.

Dans les études empiriques, le choix des formes fonctionnelles $F(.)$ et $G(.)$ est crucial puisqu'il peut imposer des effets pré-déterminés sur les rendements d'échelle des agents de contrôle, sur la productivité des intrants et sur les quantités produites, qui dépendent de la dose d'emploi des agents de contrôle. Plusieurs formes fonctionnelles ont été analysées par Lichtenberg et Zilberman, et par Fox et Weersink (1995). Ainsi, les formes fonctionnelles exponentielle, hyperbolique et de Weibull imposent une valeur nulle à la fonction de réduction des dommages

lorsque aucun agent de contrôle n'est utilisé, soit $G(0) = 0$. De plus, dans le cas où l'effet de X sur $G(.)$ est négatif, les formes exponentielle et hyperbolique ne sont pas définies à l'intérieur de l'intervalle $[0,1]$. Ces propriétés doivent donc être prises en considération dans le choix du modèle à estimer. La forme logistique ressort cependant comme étant une spécification flexible de la fonction de réduction des dommages, possédant plusieurs caractéristiques théoriques intéressantes, qui sont présentées plus loin dans cette section.

Dans la présente étude, l'analyse porte sur les variables qui affectent les rendements commercialisables de la pomme de terre. Ces rendements sont déterminés par les quantités d'intrants et les pratiques culturales utilisées, mais ils dépendent également de l'importance des pertes subies par les producteurs. Trois types de dommage sont considérés de façon explicite: les pertes occasionnées par le mildiou, la nécrose interne (désordre physiologique) et celles associées au petit calibre des tubercules. Quatre fonctions de réduction des dommages (dont trois peuvent être estimées de façon explicite) sont couplées à une fonction de rendement potentiel en vue d'estimer le rendement commercialisable. Le système d'équations utilisé pour estimer le rendement commercialisable et les fonctions de réduction des dommages s'exprime donc comme suit:

$$Y_c = F [Z, G^1(.), G^2(.), G^3(.), G^4(.)] \quad (3a)$$

$$NC = G^1(.) \quad (3b)$$

$$M = G^2(.) \quad (3c)$$

et

$$D = G^3(.) \quad (3d)$$

La variable dépendante Y_c représente le rendement commercialisable, soit le rendement de pommes de terre de plus de $2^{1/4}$ pouces de diamètre, exempt de nécrose et de mildiou. Les trois autres variables endogènes, à savoir NC , M et D , représentent respectivement les proportions du rendement après déduction successive des pertes associées à la nécrose, au mildiou et au petit diamètre des tubercules (diamètre inférieur à $2^{1/4}$ pouces). Le vecteur Z représente les facteurs de production traditionnels alors que les fonctions $G^j(.)$ ($j = 1, 2, 3, 4$) sont les fonctions de réduction des dommages où j définit la nature des dommages causés par la nécrose ($j = 1$), le mildiou ($j = 2$), le petit calibre des tubercules ($j = 3$) et les fléaux restants ($j = 4$). Tel que mentionné précédemment, certains arguments de la fonction $G^1(.)$ peuvent apparaître dans les autres fonctions de dommages pour $j \neq 1$, ainsi que dans la fonction de rendement potentiel, soit faire partie du vecteur Z .

La fonction $F(.)$ peut prendre différentes formes bien que la forme multiplicative soit généralement retenue dans les études empiriques. L'équation de rendement commercialisable devient ainsi:

$$Y_C = H(X) \cdot G^1(.) \cdot G^2(.) \cdot G^3(.) \cdot G^4(.) \quad (4)^1$$

où $H(.)$ représente la fonction de rendement potentiel.

Les fonctions de réduction des dommages retenues dans cette étude, $G^j(.)$, sont représentées par une forme logistique décrite par l'expression suivante :

$$G^j = \frac{1}{1 + \exp\left(-\beta_0^j - \sum_{i=1}^n \beta_i^j X_i\right)} \quad (5)$$

où « exp » désigne la fonction exponentielle, et β_0^j et β_i^j sont des paramètres.

Un examen de la relation (5) montre que $G^j(.)$ a une forme symétrique en « S » ; elle est aussi définie dans l'intervalle $[0,1]$ quels que soient les signes des paramètres β_0^j et β_i^j , et ce même dans le cas non négligeable où les quantités utilisées des agents de contrôle sont nulles. En effet, lorsque $X_i = 0 \forall i$ et que $\beta_0^j \rightarrow 0$, alors $G^j(0) \rightarrow 0,5$; lorsque $\beta_0^j \rightarrow +\infty$, $G^j(0) \rightarrow 1$ et enfin lorsque $\beta_0^j \rightarrow -\infty$ alors $G^j(0) \rightarrow 0$. En somme, $G^j(.)$ génère des prédictions de réductions des dommages qui sont obligatoirement incluses entre 0 et 1.

La dérivée première G_i^j qui traduit l'impact marginal du facteur X_i sur chacune des quatre fonctions $G^j(.)$, est donnée par l'expression suivante :

$$G_i^j = \frac{\beta_i^j \exp\left(-\beta_0^j - \sum_{i=1}^n \beta_i^j X_i\right)}{\left[1 + \exp\left(-\beta_0^j - \sum_{i=1}^n \beta_i^j X_i\right)\right]^2} \quad (6)$$

Si $\beta_i^j > 0$, alors $G_i^j > 0$ et le facteur X_i a un impact positif sur la fonction de réduction des dommages. L'ajout du facteur X_i diminue donc les pertes et par conséquent augmente le rendement commercialisable. Cependant, si $\beta_i^j < 0$, alors $G_i^j < 0$ et l'incorporation du facteur X_i entraîne des pertes supplémentaires, ce qui nuit à l'effort de réduction des dommages.

La dérivée seconde de la fonction logistique (dénotee G_{ii}^j) indique si l'effet du facteur X_i sur la réduction des pertes est croissant ou décroissant : celui-ci est croissant si $G^j(.)$ est convexe par rapport à X_i ($G_{ii}^j > 0$), et décroissant si la fonction est concave par rapport à ce facteur ($G_{ii}^j < 0$). L'expression de la dérivée seconde est donnée par :

¹ Il faut signaler que pour des raisons de simplicité et de meilleure lisibilité du modèle empirique, nous ne faisons plus aucune distinction entre intrants conventionnels et agents de contrôle.

$$G_{ii}^j = \frac{\partial^2 G^j(.)}{\partial^2 X_i} = \frac{\left(\beta_i^j\right)^2 \exp\left(-\beta_0^j - \sum_{i=1}^n \beta_i^j X_i\right) \left[\exp\left(-\beta_0^j - \sum_{i=1}^n \beta_i^j X_i\right) - 1\right]}{\left[1 + \exp\left(-\beta_0^j - \sum_{i=1}^n \beta_i^j X_i\right)\right]^3} \quad (7)$$

L'analyse de la dérivée seconde montre que son signe peut varier en fonction du signe et de la valeur des paramètres β_0^j et β_i^j ainsi qu'en fonction du degré d'utilisation des intrants. Si l'expression $\left(-\beta_0^j - \sum_{i=1}^n \beta_i^j X_i\right)$ est positive, alors l'impact de l'intrant X_i est croissant.

Dans le cas inverse, l'impact est décroissant. En somme, la fonction logistique possède donc des propriétés très intéressantes pour modéliser la réduction des dommages.

En supposant que la fonction de rendement potentiel $H(.)$ est représentée par une forme fonctionnelle à élasticité constante (de type Cobb-Douglas), le système d'équations à estimer, exprimé sous forme logarithmique, s'écrit de la manière suivante ²:

$$Ln(Y_C) = Ln[H(X)] + Ln(NC) + Ln(M) + Ln(D) + Ln[G^4(X)] =$$

$$\alpha_0 + \sum_{i=1}^{n0} \alpha_i Ln(X_i) - Ln\left[1 + \exp\left(-\beta_0^1 - \sum_{i=1}^{n1} \beta_i^1 X_i\right)\right] - Ln\left[1 + \exp\left(-\beta_0^2 - \sum_{i=1}^{n2} \beta_i^2 X_i\right)\right] \quad (8)$$

$$- Ln\left[1 + \exp\left(-\beta_0^3 - \sum_{i=1}^{n3} \beta_i^3 X_i\right)\right] - Ln\left[1 + \exp\left(-\beta_0^4 - \sum_{i=1}^{n4} \beta_i^4 X_i\right)\right]$$

$$NC = 1 / \left[1 + \exp\left(-\beta_0^1 - \sum_{i=1}^{n1} \beta_i^1 X_i\right)\right] \quad (9)$$

$$M = 1 / \left[1 + \exp\left(-\beta_0^2 - \sum_{i=1}^{n2} \beta_i^2 X_i\right)\right] \quad (10)$$

$$D = 1 / \left[1 + \exp\left(-\beta_0^3 - \sum_{i=1}^{n3} \beta_i^3 X_i\right)\right] \quad (11)$$

où $n0$ désigne le nombre de variables explicatives décrivant la fonction de rendement potentiel et les ni pour $i = 1, 2, 3$ et 4 définissent l'ensemble des arguments influençant les quatre fonctions de dommages $G^j(.)$ pour $j = 1$ à 4 .

Notons que les paramètres β_0^j et β_i^j apparaissant dans les fonctions de réduction des dommages (expressions (9), (10) et (11)) se retrouvent éga-

² Toutes les variables explicatives affectant les fonctions de rendement potentiel et de dommages sont regroupées dans un seul vecteur de variables dénommé X_i pour i variant de 1 à $n0$ ou $n1$, ou $n2$, ou $n3$, ou $n4$.

lement dans l'équation expliquant le rendement commercialisable (8). La variable Y_C (rendement commercialisable) est obtenue en déduisant du rendement total les pertes dues à la nécrose, au mildiou et au petit calibre des tubercules, soit $Y_C = Y \cdot (1 - PE_{NC} - PE_M - PE_D)$; où Y est le rendement total (tonnes/hectares) et PE_{NC} , PE_M et PE_D représentent respectivement les proportions de pertes dues à la nécrose interne, au mildiou et au petit diamètre des tubercules.

Étant donné la définition adoptée du rendement commercialisable, l'introduction des autres variables endogènes NC , M et D va permettre d'assurer l'égalité entre le rendement commercialisable et le produit du rendement total (Y) par les trois facteurs de réduction des pertes, soit :

$$Y_C = Y \cdot NC \cdot M \cdot D. \quad (12)$$

En conséquence, les variables endogènes expliquées par les fonctions de réduction des dommages ont donc été calculées de la façon suivante: $NC = 1 - PE_{NC}$, $M = 1 - (PE_M / (1 - PE_{NC}))$, et $D = 1 - (PE_D / (1 - PE_{NC} - PE_M))$. Cette spécification repose sur l'hypothèse que les trois pertes sont indépendantes les unes des autres, ce qui suppose également que : 1) les pommes de terre nécrosées ne sont pas affectées par le mildiou et ont un diamètre supérieur à $2^{1/4}$ pouces, 2) les pommes de terre atteintes par le mildiou ne sont pas nécrosées et présentent un calibre supérieur à $2^{1/4}$ pouces, et enfin 3) les pommes de terre qui ont un calibre inférieur à $2^{1/4}$ pouces ne sont pas nécrosées et ne sont pas atteintes par le mildiou. Selon les spécialistes en physiologie et en phytopathologie de la pomme de terre, ces hypothèses d'indépendance ne sont cependant pas contraignantes³.

Les pertes dues à la nécrose et au petit calibre des pommes de terre sont à peu près indépendantes car la nécrose est principalement présente dans les tubercules de taille moyenne ou grosse. L'hypothèse d'indépendance entre les pertes causées par la nécrose et celles dues au mildiou est également peu contraignante car il est difficile de noter la présence de nécrose lorsqu'un tubercule est atteint du mildiou. L'hypothèse d'indépendance entre les pertes causées par le mildiou et celles dues au petit calibre des tubercules est en revanche moins robuste. Cependant, les spécialistes mentionnent que l'effet combiné du double calcul des pertes est négligeable car ne surestime-rait la perte totale que de 1 % ou 2 %, alors que les pertes totales observées dans l'échantillon, et attribuables à ces deux sources, sont de 32 %.

LE MODÈLE EMPIRIQUE

Le modèle représenté par les expressions (8) à (11) est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance⁴. Le modèle étant extrêmement non li-

³ Discussions avec Serge Yelle, Directeur du Centre de recherche en horticulture (CRH) de l'Université Laval, et d'autres spécialistes du CRH.

⁴ La commande FIML (« Full Information Maximum Likelihood ») du logiciel économétrique TSP (Hall et Cummins, 1998) a été utilisée pour estimer le modèle empirique.

néaire, les équations de réduction des dommages ont été transformées en effectuant une linéarisation de leur forme logistique⁵.

Les variables exogènes retenues dans la spécification du modèle empirique sont les suivantes. Les variables N , P , K et Mg représentent respectivement les applications d'azote, de phosphore, de potassium et de magnésium en kg/ha, y compris les quantités de phosphore, de potassium et de magnésium existant dans le sol. $N2$ et $N2K2$ sont des variables binaires qui traduisent l'application d'éléments fertilisants : $N2 = 1$ lorsque l'azote est épandu en deux applications, et $N2 = 0$ si une seule application est faite. De façon similaire, $N2K2$ prend la valeur unitaire lorsque le potassium est épandu en deux applications durant la saison, et nulle si une seule application est effectuée. Cependant, les données utilisées ne contiennent aucune observation montrant l'épandage de potassium en deux applications lorsque l'azote n'est pas épandu en deux applications. La variable $N2K2$ traduit donc l'effet d'épandre le potassium en deux applications lorsque l'azote est déjà épandu en deux applications. En conséquence, il est impossible d'estimer l'impact isolé de l'épandage du potassium en deux applications⁶. $DIST$ est la distance entre les plantons, mesurée en pouces ; $DSAI-SON$ est la durée de la saison mesurée par l'écart, en nombre de jours, entre les dates de mise en semis et de récolte. $INSECT$ représente le nombre d'applications d'insecticides et AN est l'année de culture. $AN = 0$ pour 1993 et $AN = 1$ pour 1994. Les quantités utilisées de bore ne sont pas disponibles mais l'information recueillie permet d'identifier les producteurs qui ont effectué une application foliaire de bore (variable B) durant la saison. Étant donné que cet élément mineur peut néanmoins avoir des incidences sur la nécrose, une variable muette a été utilisée pour traduire l'utilisation ou la non-utilisation de cet engrais ($B = 1$ ou 0)⁷. Plusieurs autres variables binaires ont également été retenues selon que les tubercules semés étaient traités ou non ($SEMTR = 1$ ou 0 respectivement), selon que les mêmes tubercules étaient tranchés ou entiers ($TRAN = 1$ et 0), selon qu'un planteur à godet ou un planteur à pic était utilisé ($GODET = 1$ ou 0), selon la présence d'un système d'irrigation ($IRRIG = 1$ ou 0), selon la présence de tuyaux de drainage souterrain ($DRAIN = 1$ ou 0), et selon le type de sol ($ARGILE$). La variable $ARGILE$ est égale à un si le sol est de type argileux (40 % argile), et zéro si le sol est sableux ou limoneux⁸.

La variable $DOSE$ représente le pourcentage du nombre d'applications de fongicides effectuées par le producteur, par rapport au nombre

⁵ Lorsque les pertes associées aux dommages sont nulles, les termes de gauche des équations (14) à (16) ne sont pas définis. Dans ce cas, nous avons imposé une perte de 0,01 %.

⁶ Cette méthode d'application culturale pour l'épandage du phosphore n'est pas testée puisqu'elle ne fut utilisée que sur deux parcelles de l'échantillon.

⁷ Notons que tous les producteurs qui ont effectué une application de bore ont également effectué une application de calcium. L'impact de cette variable binaire peut donc refléter aussi l'application de calcium.

⁸ Nous avons d'abord identifié trois types de sols sableux, limoneux et argileux. Cependant, comme il n'y avait pas de différence significative entre les types de sol sableux et limoneux, ces derniers ont été regroupés.

d'applications que le Service d'alerte phytosanitaire du ministère de l'Agriculture, des Pêcheries et de l'Alimentation du Québec (MAPAQ) suggérerait pendant la saison⁹. Par ailleurs, certains producteurs effectuant un nombre d'applications supérieur au nombre préconisé par le Service d'alerte phytosanitaire, la variable *DOSEPLUS* a été ajoutée pour tester l'impact de ces applications supplémentaires. Cette variable prend la valeur unitaire lorsque le nombre d'applications est supérieur au nombre recommandé, et la valeur nulle autrement.

Avec toutes ces nouvelles modifications (linéarisation des fonctions de dommage logistique (9) à (11) et les ajouts de multiples variables explicatives), le système d'équations à estimer se présente comme suit^{10, 11}.

$$\begin{aligned} \text{Ln}(Y_c) = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}(N) + \alpha_2 \text{Ln}(P) + \alpha_3 \text{Ln}(K) + \alpha_4 \text{Ln}(Mg) \\ & + \alpha_5 \text{Ln}(DIST) + \alpha_6 N2 + \alpha_7 N2K2 + \alpha_8 IRRIG + \alpha_9 DRAIN \\ & + \alpha_{10} DSAISON + \alpha_{11} TR\ AN + \alpha_{12} GODET + \alpha_{13} ARGILE + \alpha_{14} AN \\ & - \text{Ln} \left[1 + \exp \left(-\beta_0^1 - \beta_1^1 N - \beta_2^1 N2 - \beta_3^1 N2K2 - \beta_4^1 B - \beta_5^1 AN \right) \right] \quad (13) \\ & - \text{Ln} \left[1 + \exp \left(-\beta_0^2 - \beta_1^2 DOSE - \beta_2^2 DOSEPLUS - \beta_3^2 AN \right) \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & - \text{Ln} \left[1 + \exp \left(-\beta_0^3 - \beta_1^3 N - \beta_2^3 P - \beta_3^3 K - \beta_4^3 N2 - \beta_5^3 N2K2 - \beta_6^3 DIST - \beta_7^3 IRRIG \right) \right] \\ & - \text{Ln} \left[1 + \exp \left(-\beta_8^3 DRAIN - \beta_9^3 DSAISON - \beta_{10}^3 ARGILE - \beta_{11}^3 AN \right) \right] \\ & - \text{Ln} \left[1 + \exp \left(-\beta_1^4 SEMTR - \beta_2^4 INSECT \right) \right] + E1 \end{aligned}$$

$$\text{Ln} \left(\frac{1 - NC}{NC} \right) = -\beta_0^1 - \beta_1^1 N - \beta_2^1 N2 - \beta_3^1 N2K2 - \beta_4^1 B - \beta_5^1 AN + E2 \quad (14)$$

$$\text{Ln} \left(\frac{1 - M}{M} \right) = -\beta_0^2 - \beta_1^2 DOSE - \beta_2^2 DOSEPLUS - \beta_3^2 AN + E3 \quad (15)$$

⁹ Pour constituer cette variable, nous avons pris en considération le lieu de chaque parcelle de l'échantillon, la date de la récolte et le nombre d'applications suggéré par le Service d'alerte phytosanitaire du MAPAQ pour cette région, à la date de récolte. De plus, nous avons tenu compte du fait que le producteur n'a pas à appliquer de fongicides s'il récolte ses pommes de terre moins de trois jours après l'alerte phytosanitaire. Considérons, par exemple, un producteur de la région de Montréal qui a récolté ses pommes de terre le 7 août. Si le Service d'alerte phytosanitaire a suggéré une troisième application en date du 4 août, et que le producteur en a fait seulement deux, nous avons cependant considéré qu'il a appliqué 100 % de la dose recommandée. Si la recommandation a été faite le 3 août, nous avons considéré qu'il n'a appliqué que 66 % de la dose recommandée. La variable *DOSE* est définie dans l'intervalle [0,1] et elle est égale à 1 lorsque le nombre d'applications est supérieur ou égal au nombre recommandé.

¹⁰ Après discussion avec les spécialistes en production de pomme de terre du CRH, plusieurs variables croisées ont également été introduites dans le modèle pour tester les interdépendances entre les intrants et les variables d'application culturale. Toutefois, aucune variable croisée ne s'est avérée statistiquement significative.

¹¹ Signalons que l'équation (13) ne comporte pas de constante d'estimation pour la dernière fonction de réduction des dommages $G^4(\cdot)$. Cette constante a été éliminée afin d'éviter que la matrice hessienne de la fonction de vraisemblance associée au modèle empirique ne devienne singulière.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{1-D}{D}\right) = & -\beta_0^3 - \beta_1^3 N - \beta_2^3 P - \beta_3^3 K - \beta_4^3 N2 - \beta_5^3 N2K2 - \beta_6^3 DIST - \beta_7^3 IRRIG \\ & - \beta_8^3 DRAIN - \beta_9^3 DSAISON - \beta_{10}^3 ARGILE - \beta_{11}^3 AN + E4 \end{aligned} \tag{16}$$

Les termes $E1$ à $E4$ représentent les résidus aléatoires qui possèdent les propriétés habituelles: distribution normale multivariée, espérance nulle, variances/covariances constantes mais inconnues.

Les données ont été collectées par le réseau de dépistage du Centre du Québec, soit dans la région de Trois-Rivières située à mi-chemin entre Montréal et Québec, auprès d'un groupe de producteurs agricoles, au cours des années 1993 et 1994¹². Elles sont disponibles pour chaque champ ensencé et seules les observations portant sur le cultivar «*Superior*» ont été retenues. Ce cultivar est très populaire au Québec et ceci permet d'éliminer tout biais dans les résultats qui pourrait être causé par l'effet cultivar. L'échantillon retenu contient 82 observations, soit 50 champs (parcelles) échantillonnés en 1993 et 32 en 1994.

CARACTÉRISTIQUES DES DONNÉES ET RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

Le tableau 1 présente d'abord les valeurs moyennes des variables retenues dans le système d'équations selon l'année (températures et précipitations différentes) et le type de sol (argile ou autres sols). En juin 1994, les précipitations enregistrées dans la région étudiée ont été plus importantes et la température moyenne supérieure à celle de la même période de l'année précédente. Selon Rousselle *et al.* (1996), cette situation climatique favorise le rendement potentiel mais occasionne des pertes dues à la nécrose et au mildiou. Les pertes dues au petit calibre des tubercules sont cependant plus faibles. Cet élément factuel, observé en étudiant notre échantillon de données, n'est cependant pas statistiquement significatif si l'on tient compte des autres variables explicatives affectant le rendement.

Le type de sol influence également l'importance des pertes dues aux agents destructeurs. Ainsi, les sols argileux occasionnent plus de dommages résultant du faible calibre des tubercules que les autres types de sols, mais ils enregistrent moins de pertes dues à la nécrose et au mildiou (tableau 1). Les autres caractéristiques de l'échantillon, à savoir les quantités d'engrais appliquées et la teneur du sol en ces éléments, ainsi que les caractéristiques des variables relatives aux pratiques culturales, varient également selon l'année et le type de sol. Ainsi, la proportion de parcelles irriguées fut plus faible en 1994, et le recours à l'irrigation réservé aux parcelles ayant des sols non argileux.

¹² Étant donné que les producteurs font partie d'un réseau de dépistage, il est possible que cet échantillon ne soit pas représentatif des producteurs de la région; leur niveau de régie est probablement quelque peu supérieur, bien qu'il nous soit impossible de le vérifier.

Tableau 1. Caractéristiques des variables retenues dans l'analyse

Catégorie	Variable	1993 (n=50)	1994 (n=32)	Argile (n=16)	Autre sol (n=66)
Rendement moyen	Total (tonnes/ha)	27,4 (7,4)	31,6 (6,0)	26,4 (5,9)	29,7 (7,3)
	Commercialisable (tonnes/ha)	18,5 (8,1)	21,7 (5,3)	15,6 (6,1)	20,7 (7,2)
Pertes moyennes	Nécrose (%)	3,45 (5,39)	3,92 (3,73)	2,71 (2,96)	3,86 (5,13)
	Mildiou (%)	0,63 (1,54)	1,67 (2,22)	0,40 (0,93)	1,20 (2,03)
	Petit calibre (%)	32,1 (15,3)	27,8 (9,4)	40,6 (12,9)	28,0 (12,4)
Élément fertilisant	N (kg/ha)	153 (19,8)	172 (14)	153 (24)	162 (19)
	P (appliqué, kg/ha)	150 (65,3)	181 (96)	113 (62)	174 (54)
	P (teneur du sol, kg/ha)	338 (116)	301 (119)	301 (128)	329 (115)
	K (appliqué, kg/ha)	203 (45)	217 (37)	176 (31)	216 (41)
	K (teneur du sol, kg/ha)	249 (105)	181 (96)	205 (121)	227 (104)
	MG (appliqué, kg/ha)	44 (15)	47 (11)	33 (10)	48 (13)
	MG (teneur du sol, kg/ha)	111 (60)	123 (48)	143 (65)	109 (52)
	B (portion parcelles traitées)	0,24 (0,43)	0,59 (0,50)	0,12 (0,34)	0,44 (0,50)
	TRAN	0,66 (0,48)	0,81 (0,40)	0,75 (0,45)	0,71 (0,46)
	GODET	0,40 (0,49)	0,22 (0,42)	0,00 (0,00)	0,41 (0,50)
	IRRIG (portion parcelles irriguées)	0,08 (0,27)	0,06 (0,25)	0,00 (0,00)	0,09 (0,29)
	DRAIN (portion parcelles irriguées)	0,28 (0,45)	0,31 (0,47)	0,13 (0,34)	0,33 (0,48)
Pratique culturale	DOSE (% des recommandations)	61 (41)	56 (36)	46 (42)	62 (37)
	DOSEPLUS (% dose en surplus)	20 (40)	13 (34)	6 (25)	20 (40)
	DIST (pouces)	9,4 (2,0)	10,2 (1,8)	9,0 (1,3)	9,9 (2,1)
	DSAISON (jours)	104 (18,4)	113 (16)	96 (17)	110 (17)
	SEMTR (portion parcelles traitées)	0,54 (0,50)	0,59 (0,50)	0,50 (0,52)	0,58 (0,50)
	INSECT (nbre traitements)	2,5 (1,6)	3,4 (1,7)	1,6 (1,5)	3,2 (1,6)

Note: Les données entre parenthèses sont les écarts types.

Tableau 2. Paramètres estimés de la fonction de rendement commercialisable

Variables explicatives	Coefficients	Modèle 1		Modèle 2	
		Valeurs	Prob > t	Valeurs	Prob > t
<i>Rendement potentiel H(X)</i>					
Constante	α_0	2,790	0,042	1,732	0,000
ln(N)	α_1	-0,311	0,152		
ln(P)	α_2	-0,010	0,921		
ln(K)	α_3	0,178	0,082		
ln(Mg)	α_4	-0,068	0,385		
ln(DIST)	α_5	0,564	0,012	0,418	0,001
N2	α_6	0,110	0,218	0,144	0,020
N2K2	α_7	-0,050	0,629	-0,161	0,032
IRRIG	α_8	0,155	0,172	0,180	0,025
DRAIN	α_9	-0,059	0,388		
DSAISON	α_{10}	0,006	0,000	0,005	0,000
TRAN	α_{11}	0,150	0,060		
GODET	α_{12}	-0,034	0,719		
ARGILE	α_{13}	0,059	0,372		
AN	α_{14}	0,106	0,103	0,115	0,019
<i>Réduction des pertes – nécrose G¹(X)</i>					
Constante	β_0^1	5,970	0,015	5,349	0,000
N	β_1^1	-0,004	0,789		
N2	β_2^1	-1,324	0,069	-1,546	0,010
N2K2	β_3^1	-0,629	0,500		
B	β_4^1	2,472	0,000	2,307	0,000
AN	β_5^1	-1,255	0,061	-1,236	0,046
<i>Réduction des pertes – mildiou G²(X)</i>					
Constante	β_0^2	6,726	0,000	6,807	0,000
DOSE	β_1^2	2,477	0,000	2,255	0,000
DOSEPLUS	β_2^2	-0,301	0,675		
AN	β_3^2	-2,041	0,000	-2,031	0,000
<i>Réduction des pertes – calibre G³(X)</i>					
Constante	β_0^3	-0,519	0,427	-1,230	0,006
N	β_1^3	-0,006	0,080		
P	β_2^3	-0,001	0,012	-0,001	0,009
K	β_3^3	0,001	0,013	0,001	0,024
N2	β_4^3	-0,030	0,857		
N2K2	β_5^3	0,248	0,285		
DIST	β_6^3	0,157	0,000	0,149	0,000
IRRIG	β_7^3	-0,426	0,043		
DRAIN	β_8^3	0,052	0,702	0,202	0,046
DSAISON	β_9^3	0,009	0,011	0,008	0,013
ARGILE	β_{10}^3	-0,467	0,002	-0,411	0,002
AN	β_{11}^3	-0,028	0,834		
<i>Réduction des pertes – autres G⁴(X)</i>					
SEMTR	β_1^4	-0,182	0,185		
INSECT	β_2^4	0,007	0,798		

Les paramètres estimés des équations (13) à (16) sont présentés au tableau 2. Deux spécifications du modèle économétrique sont retenues. La première (Modèle 1) correspond au modèle empirique avec la totalité des variables explicatives, tandis que la seconde (Modèle 2) ne comprend que les variables exogènes qui demeurent statistiquement significatives pour un risque de première espèce de 5 %. Le pouvoir explicatif du modèle n'est pas très élevé, ce qui est une caractéristique de toute estimation économétrique utilisant des données en coupe transversale. Ainsi, le coefficient de détermination (R^2) de la fonction de rendement commercialisable du Modèle 1 (équation (13)) est de 0,50, et ceux des fonctions de réduction des pertes dues à la nécrose, au mildiou et au faible calibre des tubercules sont respectivement de 0,25, 0,30 et 0,52. Pour le Modèle 2, ces mêmes indicateurs sont respectivement de 0,45, 0,25, 0,30 et 0,50.

Le premier résultat économétrique important qui ressort du tableau 2 est que les intrants conventionnels (N , P , K , Mg) ne sont pas statistiquement significatifs dans la fonction de rendement potentiel (voir paramètres α_1 à α_4). À l'exception de l'azote, leurs impacts se révèlent cependant significatifs dans les fonctions de réduction des pertes. Ce sont les variables de pratique culturale qui caractérisent surtout la fonction de rendement potentiel. Cet effet non significatif des engrais sur le rendement potentiel peut être dû à la bonne qualité des sols de la région, mais aussi au fort niveau de leur utilisation, qui viendrait atténuer leur impact marginal. En fait, les producteurs de pomme de terre épandent généralement plus d'engrais que l'analyse de sol ne l'exige : les données de l'échantillon montrent en effet un manque de corrélation¹³ entre les quantités appliquées de phosphore, de potassium et de magnésium et leurs niveaux respectifs dans le sol.

Les précipitations et la température moyenne, plus élevées en 1994 qu'en 1993, n'ont pas contribué de façon statistiquement significative à augmenter le rendement commercialisable. Elles ont favorisé l'accroissement du rendement potentiel, mais les pertes dues à la nécrose et au mildiou ont été plus importantes. Des simulations effectuées à l'aide de la procédure de *bootstrap*¹⁴ montrent que l'impact net de la situation climatique de 1994 par rapport à celle de 1993 se traduit par une aug-

¹³ Les coefficients de corrélation entre les quantités d'éléments fertilisants appliquées et la teneur du sol sont respectivement -0,30, -0,09 et -0,08, pour le phosphore, le potassium et le magnésium.

¹⁴ Cette procédure consiste à générer un ensemble de nouveaux échantillons de données des variables endogènes en utilisant les résidus estimés des équations (13) à (16). Pour ce faire, il est supposé que les nouveaux résidus de ces quatre équations sont indépendants entre eux. Cette méthode de simulation par *bootstrap* a permis de générer 5 000 nouveaux échantillons à partir desquels ont été calculées les variances des effets moyens des variables binaires sur le rendement commercialisable et celles des coefficients d'élasticité apparaissant aux tableaux 3 et 4.

mentation de 9,1 % des rendements (tableau 3) mais ce résultat n'est pas significatif au seuil de 5 %.

Tableau 3.
Impact des variables
d'application sur le
rendement
commercialisable
selon l'année* (en %)

Changement de situation	% Variation (%)	(Prob > t)
1993 → 1994	+9,1	0,47
Autre sol → Argile	-10,6	0,01
1 application N → 2 applications N (sans fractionnement de K)	+17,1	0,23
1 application N → 2 applications N (avec fractionnement de K)	-1,4	0,90
Sans bore → Avec bore	+1,3	0,01
Sans irrigation → Avec irrigation	+17,4	0,37
Sans drainage → Avec drainage	+4,6	0,21

* Ces résultats sont obtenus par la méthode de simulation par *bootstrap* (5 000 simulations) à partir du Modèle 2 et en supposant que les différentes variables explicatives sont prises à leur valeur moyenne.

Deux variables touchant la gestion de l'eau ont également été incorporées dans le modèle économétrique, à savoir la présence d'un système d'irrigation (*IRRIG*) et celle d'un drainage souterrain (*DRAIN*). Ces deux technologies sont principalement présentes dans les sols de type sableux et limoneux. Selon le Modèle 2, la présence d'un système d'irrigation contribue à augmenter les rendements commercialisables de 17,4 % en agissant favorablement sur le rendement potentiel, tandis que le drainage souterrain les augmente de 4,6 % en influençant la taille des tubercules. Cependant, l'analyse de sensibilité de ces résultats montre qu'ils ne sont pas statistiquement significatifs (voir tableau 3). Étant donné que ces variables explicatives étaient significatives dans le Modèle 2, ces derniers résultats non significatifs obtenus par la méthode de simulation par *bootstrap* indiquent que leurs contributions sont très instables et qu'elles peuvent traduire des effets attribuables à d'autres variables.

Le type de sol a un impact très important sur le rendement commercialisable. Bien qu'il soit généralement connu que des sols sablonneux ou limoneux retiennent moins l'eau, élément très important dans la croissance des tubercules (Rousselle *et al.*, 1996; CPVQ, 1992; Curwen, 1993), les sols argileux retardent les semis et favorisent le compactage, ce qui nuit au développement des tubercules. De plus, lorsque le sol possède un fort pourcentage d'argile, comme c'est le cas selon la définition de la variable *ARGILE* retenue dans cette étude, le pourcentage d'infiltration d'eau dans le sol est réduit (Thornton *et al.*, 1993). Les résultats présentés au tableau 3 montrent une diminution du rendement commercialisable lorsque le sol est argileux, résultant d'une augmentation des pertes dues au petit calibre des tubercules. Dans un tel cas de figure,

le rendement commercialisable est inférieur de 10,6 % à celui qui prévaudrait dans un sol argileux.

Comme nous l'avons déjà noté, les intrants conventionnels (azote, phosphore, potassium et magnésium) n'affectent pas de façon statistiquement significative le rendement potentiel, bien que le phosphore et le potassium affectent indirectement le rendement commercialisable en diminuant (potassium) ou en augmentant (phosphore) les pertes dues au petit calibre des tubercules (voir les paramètres β_3^3 et β_2^3 , tableau 2). Des impacts positifs relatifs à ces éléments fertilisants (N, P, et K) ont cependant été rapportés par plusieurs auteurs (Perrenoud, 1983; Maier *et al.*, 1994). Nos propres résultats économétriques sont probablement attribuables à la bonne qualité des sols dans la région étudiée. Ils ne sont pas généralisables à toutes les régions du Québec où les pommes de terre sont cultivées.

L'azote a été retenu comme variable exogène dans les fonctions de réduction des dommages dus à la nécrose (fonction $G^1(.)$) et au petit calibre des tubercules (fonction $G^3(.)$). Dans des conditions climatiques et des sols différents, plusieurs auteurs ont mis en évidence cet impact positif de l'azote: Sterrett et Henninger (1991) sur la réduction des dommages dus à la nécrose, Hossain *et al.* (1995) sur la réduction des dommages dus au petit calibre des tubercules. Les résultats relatifs au Modèle 1 (tableau 2) ne sont pas aussi concluants puisque les coefficients de l'azote (coefficients β_1^1 et β_1^3) ne sont pas statistiquement significatifs dans les deux fonctions de réduction des dommages. Cette conclusion corrobore celle obtenue par Lambert *et al.* (1996) qui ont utilisé la même source de données, mais une approche de modélisation différente.

Le fractionnement de l'application de l'azote a été abondamment analysé dans la littérature et les résultats divergent selon les études. Certains auteurs obtiennent des effets positifs sur les rendements (Nitsch et Varis, 1991; Sud *et al.*, 1991; Sharma et Ezekiel, 1993; Errebhi *et al.*, 1998); d'autres obtiennent des effets négatifs ou non statistiquement significatifs (Joern et Vitosh, 1995; Karadogan, 1996; Feibert *et al.*, 1998). Watkins *et al.* (1998) concluent que cette pratique est rentable d'un point de vue économique et environnemental, notamment dans les régions où la productivité du sol est faible. Dans la présente étude, les résultats ne sont également pas concluants. Le fractionnement de l'application de l'azote contribue à faire croître le rendement potentiel mais il intensifie aussi les pertes causées par la nécrose. L'effet total de cette pratique apparaît dans le tableau 3: le rendement commercialisable augmente de 17,1 %, mais ce résultat n'est pas statistiquement significatif.

Le potassium, en tant que variable explicative, a été introduit dans notre modèle par le biais de deux canaux: la fonction de rendement potentiel (fonction $H(.)$) et la fonction de réduction des pertes dues au petit calibre des tubercules (fonction $G^3(.)$). Son impact positif (coeffi-

cient β_2^3) est significatif seulement dans la fonction $G^3(.)$. Plusieurs agronomes dont Singh et Singh (1995), Panique *et al.* (1997) et Uppal *et al.* (1997) ont déjà observé ce résultat. Le coefficient d'élasticité est cependant relativement faible: 0,15 (cf. tableau 4). Un accroissement de 10 % des applications de potassium entraîne donc une augmentation du rendement commercialisable de 1,5 % et un développement de la taille des tubercules¹⁵.

Tableau 4.
Coefficients
d'élasticités partielles
par rapport aux
principaux intrants*

Intrants ou facteurs			
Sous-fonctions du rendement commercialisable	Coefficients d'élasticité		(Prob > t)
<i>Phosphore</i>	<i>P</i>		
Réduction des pertes dues au calibre	-0,16		0,03
<i>Potassium</i>	<i>K</i>		
Réduction des pertes dues au calibre	0,15		0,03
<i>Distance de plantation</i>	<i>DIST</i>		
Rendement potentiel	0,40		0,06
Réduction des pertes dues au calibre	0,39		0,00
Rendement commercialisable	0,79		0,00
<i>Durée de la saison</i>	<i>DSAISON</i>		
Rendement potentiel	0,53		0,06
Réduction des pertes dues au calibre	0,27		0,02
Rendement commercialisable	0,80		0,01
<i>% des applications recommandées de fongicide</i>	<i>DOSE</i>		
Réduction des pertes dues au mildiou	0,001		0,01

* Voir note du tableau 3.

Uppal *et al.* rapportent un impact négatif significatif du fractionnement de l'application du potassium. Tel que mentionné précédemment, nous ne pouvons tester isolément cette hypothèse avec les données de cette étude. Cependant, nos résultats montrent que l'impact positif du fractionnement de l'azote, bien que non significatif, disparaît complètement lorsque l'application du potassium est également fractionnée.

Concernant le phosphore, les résultats économétriques montrent un effet négatif, certes faible, sur le rendement commercialisable. Ainsi, une progression de 10 % des quantités appliquées de phosphore provoque un accroissement des dommages dus au petit calibre, et parallèlement une diminution du rendement commercialisable de 1,6 %. Ce résultat est similaire à celui de Karadogan (1996) qui n'a pas obtenu d'impact significatif pour cet intrant.

¹⁵ Notons que le coefficient d'élasticité des applications de potassium est inférieur à 0,15 puisque ce coefficient se réfère aux quantités totales de potassium comprenant, d'une part, les quantités appliquées, et d'autre part, celles déjà contenues dans le sol. Il en va de même pour le phosphore.

Les applications de bore (*B*) ont une influence significative sur le rendement commercialisable en contribuant à réduire les pertes dues à la nécrose. Dwivedi et Dwivedi (1992) rapportent un résultat semblable bien que Gupta et Sanderson (1993) n'aient pas obtenu d'impact statistiquement significatif. Cette variable étant binaire, le coefficient d'élasticité ne peut mesurer son effet. Le tableau 3 rapporte toutefois la mesure de son impact sur les rendements commercialisables lorsque sa valeur passe de 0 à 1. Une application foliaire de bore fait donc augmenter le rendement commercialisable de 1,3 %.

La distance de plantation (*DIST*) a un impact positif important sur le rendement commercialisable: elle accroît le rendement potentiel et diminue les pertes dues au petit calibre. Singh (1994) a également montré que la distance de plantation a un effet positif sur le rendement bien que son résultat soit dû à une augmentation du nombre de tubercules et non à une augmentation du calibre des tubercules. Le coefficient d'élasticité de cette pratique culturale est de 0,79 (tableau 4). Ainsi, pour les producteurs de pomme de terre se situant autour de la moyenne (9,5 pouces), une augmentation de la distance de plantation de 10 % peut engendrer une progression du rendement commercialisable de 7,9 %. Ce résultat est la résultante de deux sources de variation de même ampleur: une augmentation du rendement potentiel de 4,0 % et une diminution des pertes dues au petit calibre, à l'origine d'une croissance du rendement commercialisable de 3,9 %. On peut en conclure que les producteurs de pomme de terre auraient avantage à espacer encore plus les plantations.

La durée de la saison (*DSAISON*) accroît le rendement commercialisable en augmentant le rendement potentiel et en réduisant les pertes dues au petit calibre des tubercules. Une hausse de 10 % induit une augmentation du rendement commercialisable de 8 %, dont 5,3 % proviennent d'une progression du rendement potentiel et 2,7 % d'une baisse des pertes dues au petit calibre (cf. tableau 4). Notons que le prix de la pomme de terre varie de façon importante au cours de la saison: le prix de la primeur est supérieur à celui observé en fin de saison. D'un point de vue économique, il est donc possible qu'un rendement inférieur en début de saison soit compensé par un prix plus élevé.

On note également que l'application de fongicides (variable *DOSE*) conformément aux recommandations du Service d'alerte phytosanitaire du MAPAQ réduit les pertes dues au mildiou (ce résultat confirme la bonne réputation de ce service)¹⁶. Cependant, le coefficient d'élasticité

¹⁶ Notons que le paramètre associé à la variable *DOSE* peut comporter un certain biais puisque les recommandations du MAPAQ ne sont pas exemptes d'erreur. En effet, les avertissements phytosanitaires sont émis lorsque la probabilité que le mildiou se développe atteint un certain seuil. Cependant, il est possible qu'un avertissement phytosanitaire soit émis mais que le mildiou ne se développe pas. Dans ce cas, l'application de fongicide à titre préventif n'aurait pas d'impact.

du rendement commercialisable par rapport à cette dernière variable est très faible (0,001). Cela n'est pas surprenant et s'explique, en partie, par le fait que les pertes dues au mildiou sont faibles dans l'échantillon (1,1 %) et que les variations de cette variable sont très importantes. En effet, passer de une à deux applications lorsque le nombre d'applications recommandé est de quatre, par exemple, constitue une augmentation de 100 %.

Environ 15 % des parcelles ont reçu un nombre plus grand d'applications de fongicides que ne le recommandait le Service d'alerte phytosanitaire ($DOSEPLUS = 1$ dans l'équation (13)). Cette pratique n'a pas affecté le rendement commercialisable de façon significative et, par conséquent, ces applications supplémentaires constituent des dépenses qui pourraient être évitées.

Les résultats sur l'utilisation des tubercules entiers pour la semence plutôt que des tubercules tranchés sont très mitigés dans la littérature. Certains rapportent une augmentation des rendements avec des tubercules entiers (Allen, 1979; Singh, 1993; Agriculture et Agroalimentaire Canada, 1988), d'autres rapportent des résultats inverses (Coraspe et Cartaya, 1994; Singh, 1998). Les rendements commercialisables ici ne sont pas affectés de façon significative pour un risque de première espèce de 5 % selon que le tubercule soit tranché ou entier (voir paramètre α_{11} dans le tableau 2).

Enfin, le traitement des semences avec des fongicides ($SEMTR = 1$) et l'application d'insecticides ($INSECT$) ne se sont pas avérés significatifs pour réduire les pertes autres que celles explicitement retenues dans l'analyse (tableau 2, Modèle 1). Ce résultat contraste avec celui de Patel et Patel (1992) qui rapportent des augmentations de rendement substantielles de près de 30 %. Le manque de significativité de ces deux variables peut traduire le fait qu'il n'y a pas eu de problèmes particuliers liés aux insectes ou aux champignons dans la région étudiée au cours des deux années en question. Sachant que le nombre d'applications d'insecticides varie de 0 à 7, des coûts non négligeables pourraient être évités. Sur le plan économique, des analyses de risque seraient requises afin d'évaluer si les coûts associés à la probabilité d'une infestation d'insectes ou de champignons sont suffisants pour justifier les coûts de l'application d'insecticide et de l'utilisation de semences traitées.

CONCLUSION ET DISCUSSION

Une fonction de production et des fonctions de réduction des dommages causés par des agents destructeurs (mildiou, nécrose) ou par le petit calibre des tubercules ont été estimées pour la pomme de terre au Québec. Ces fonctions ont été estimées de façon simultanée en tenant compte des caractéristiques des intrants (traditionnels ou agent de

contrôle), ainsi que de diverses variables caractérisant les pratiques culturales.

L'effet des éléments fertilisants, *N*, *P*, *K* et *Mg* sur la production potentielle n'est pas statistiquement significatif dans la région étudiée. Des impacts significatifs se retrouvent seulement dans les fonctions de réduction des pertes, et ce uniquement pour le phosphore et le potassium. Ces deux éléments fertilisants ont des effets opposés sur les pertes causées par le faible calibre des tubercules. Le phosphore contribue à l'augmenter tandis que le potassium contribue à la réduire. L'ampleur de ces effets demeure cependant faible.

Concernant les variables représentatives des différentes pratiques culturales, il apparaît que seul un petit nombre d'entre elles a un impact significatif sur la production commercialisable. Cependant, on note l'importance d'augmenter la distance de plantation qui contribue à accroître le rendement potentiel et à diminuer les pertes dues au petit calibre des tubercules. Par ailleurs, les applications préventives de fongicide n'ayant aucune action sur les rendements, les producteurs ont avantage à suivre les recommandations phytosanitaires du MAPAQ et à n'effectuer que le nombre d'applications conseillé.

En ce qui concerne les impacts potentiels sur la production d'une réglementation plus sévère touchant les applications de phosphore et d'azote, les résultats montrent, qu'à court terme, une diminution de ces éléments fertilisants aurait peu d'impact sur la production. En effet, les producteurs de pomme de terre épandent des quantités relativement importantes d'azote et les variations dans les quantités appliquées ne sont pas suffisamment fortes pour affecter significativement le rendement commercialisable. Quant au phosphore, il semble qu'une diminution des quantités appliquées pourrait augmenter le rendement commercialisable en limitant les pertes causées par le petit calibre des tubercules. Ce résultat s'explique par le fait que le sol des exploitations agricoles de l'échantillon contient un niveau de phosphore relativement élevé¹⁷. L'impact négatif potentiel d'une diminution des applications de phosphore pourrait donc prendre plusieurs années à se manifester.

Enfin, une réglementation visant à réduire les applications de fongicides et d'insecticides pourrait également ne pas avoir d'effets très importants sur la production, ni sur les revenus des producteurs. Les applications de ces intrants n'ont pas d'effets sur la production si l'élément destructeur n'est pas présent. Pourtant, de nombreux producteurs les utilisent de façon préventive. Cette situation est évidente si l'on considère la grande variabilité dans le nombre d'applications de fongicides et d'insecticides effectuées par les producteurs de l'échantillon (de

¹⁷ La quantité de phosphore dans le sol est, en moyenne, deux fois plus élevée que la quantité appliquée, soit 324 kg/ha *vs* 162 kg/ha (tableau 1). Cette région est cependant aussi reconnue pour ses sols riches en phosphore.

0 à 7 dans chaque cas), ainsi que le pourcentage non négligeable (15 %) d'applications de fongicides contre le mildiou qui sont bien au-dessus du nombre recommandé par le service phytosanitaire du MAPAQ. En imposant des réglementations restreignant les applications d'insecticides et de fongicides, le gouvernement provincial pourrait offrir des services d'information phytosanitaire couvrant un plus grand nombre d'éléments destructeurs, ce qui pourrait rassurer les producteurs et les encourager à se conformer à ces réglementations. D'après nos résultats, les avertissements phytosanitaires sont effectifs pour la protection contre le mildiou.

BIBLIOGRAPHIE

- AGRICULTURE ET AGROALIMENTAIRE CANADA, 1988 — *Plantations de tubercules entiers vs tubercules tranchés (pomme de terre de consommation)*, Direction générale du développement agricole (Québec), Projet n° 4000-164, 27 p.
- ALLEN (E.J.), 1979 — Effects of cutting seed tubers on number of stems and tubers and tuber yields on several potato varieties, *Journal Agricole Science Cambridge*, 89, pp. 711-35.
- BABCOCK (B.A.), LICHTENBERG (E.) and ZILBERMAN (D.), 1992 — Impact of damage control and quality of output: estimating pest control effectiveness, *American Journal of Agricultural Economics*, 74 (1), pp. 163-72.
- CAMPBELL (G.A.), 1976 — Estimating the marginal productivity of agricultural pesticides: the case of tree fruit farms in the Okanagan Valley, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 24 (2), pp. 23-30.
- CARPENTIER (A.), WEAVER (R.D.), 1997 — Damage control productivity: why econometrics matters, *American Journal of Agricultural Economics*, 79 (1), pp. 47-61.
- CARRASCO-TAUBER (C.), MOFFITT (L.J.), 1992 — Damage control econometrics: functional specification and pesticide productivity, *American Journal of Agricultural Economics*, 74 (1), pp. 158-62.
- CONSEIL DES PRODUCTIONS VÉGÉTALES DU QUÉBEC (CPVQ), 1992 — Pomme de terre, AGDEX 161/20, Publication 02-9223, 64 p.
- CORASPE-LEON (H.M.), CARTAYA (E.O.), 1994 — The effect of use of whole and cut seed tubers on yield of potatoes, *Agronomia Tropical Maracay*, 44 (2), pp. 233-244.
- CURWEN (D.), 1993 — Water management, in: ROWE (R. C.) (ed.), *Potato Health Management*, APS Press, pp. 67-75, 178 p.
- DWIVEDI (G.K.), DWIVEDI (M.), 1992 — Efficacy of different modes of application of copper, zinc and boron to potato, *Annals of Agricultural Research*, 13 (1), pp. 1-6.
- ERREBHI (M.), ROSEN (C.J.), GUPTA (S.C.) and BIRONG (D.E.), 1998 — Potato yield response and nitrate leaching as influenced by nitrogen management, *Agronomy Journal*, 90 (1), pp. 10-15.
- FEIBERT (E.B.G.), SHOCK (C.C.) and SAUNDERS (L.D.), 1998 — Nitrogen fertilizer requirements of potatoes using carefully scheduled sprinkler irrigation, *HortScience*, 33 (2), pp. 262-265.

- FISHER LEWIS (A.), 1970 — The economics of pest control in Canadian apple production, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 18 (3), pp. 89-96.
- FOX (G.), WEERSINK (A.), 1995 — Damage control and increasing returns, *American Journal of Agricultural Economics*, 77 (1), pp. 33-39.
- GIROUX (I.), 1993 — Contamination de l'eau souterraine par l'aldicarbe dans les régions de culture intensive de pommes de terre, Direction du milieu agricole et du contrôle des pesticides, Ministère de l'Environnement du Québec, Québec, 59 p.
- GUPTA (U.C.), SANDERSON (J.B.), 1993 — Effect of sulfur, calcium, and boron on tissue nutrient concentration and potato yield, *Journal of Plant Nutrition*, 16 (6), pp. 1013-23.
- HALL (B.), CUMMINS (C.), 1998 — Time Series Processor, Version 4.4., Palo Alto, California, TSP international.
- HEADLEY (J.C.), 1968 — Estimating the productivity of agricultural pesticides, *American Journal of Agricultural Economic*, 50, pp. 13-23.
- HOSSAIN (M.J.), ELIAS (M.), HABIB (A.), AKHTARUZZAMAN (M.) and ISLAM (M.), 1995 — N-requirement for raising cut-shoot potato crop, *Journal of the Indian Potato Association*, 22 (1-2), pp. 52-55.
- JOERN (B.C.), VITOSH (M.L.), 1995 — Influence of applied nitrogen on potato, Part II: Recovery and partitioning of applied nitrogen, *American Potato Journal*, 72 (2), pp. 73-84.
- KARADOĞAN (T.), 1996 — Effect of method of application and doses of nitrogen and phosphorus on yield, yield components and quality of potatoes, *Ataturk Univ. Journal of Agricultural College* (Turkey), 27 (1), pp. 50-56.
- LAMBERT (R.), MICHAUD (R.), ROMAIN (R.) and YELLE (S.), 1996 — Effects of environmental and cultural factors on the incidence of physiological disorders in potato tubers, Proceeding of the XIIIth international symposium on horticultural economics, in: BRUMFIELD (R.G.) (ed.), *Acta Horticulturae*, 429, pp. 481-88.
- LICHTENBERG (E.), ZILBERMAN (D.), 1986 — The econometrics of damage control: why specification matters, *American Journal of Agricultural Economics*, 68 (2), pp. 261-73.
- MAIER (N.A.), DAHLENBURG (A.P.) and WILLIAMS (C.M.J.), 1994 — Effects of nitrogen, phosphorus, and potassium on yield, specific gravity, crisp colour, and tuber chemical composition of potato (*Solanum tuberosum* L.) cv. Kennebec, *Australian Journal of Experimental Agriculture*, 34 (6), pp. 813-824.

- NITSCH (A.), VARIS (E.), 1991 — Nitrate estimates using the Nitrachek test for precise N-fertilization during plant growth and, after harvest, for quality testing potato tubers, *Potato Research*, 34 (2), pp. 95-105.
- PANIQUE (E.), KELLING (K.), SCHULTE (E.), HERO (D.), STEVENSON (W.) and JAMES (R.), 1997 — Potassium rate and source effects on potato yield, quality and disease interaction, *American Potato Journal*, 74 (6), pp. 379-398.
- PATEL (R.L.), PATEL (V.A.), 1992 — Effect of four fungicides on prevention of cut seed piece decay of potato, *Agricultural Science Digest Karnal*, 12 (1), pp. 55-56.
- PERRENOUD (S.), 1983 — Potato: fertilisers for yield and quality, Berne, *IPI Bulletin* 8, 84 p.
- ROUSSELLE (P.), ROBERT (Y.), et CROSNIER (J.-C.), 1996 — *La pomme de terre*, Paris, Éditions INRA, 607 p.
- SHARMA (R.P.), EZEKIEL (R.), 1993 — Influence of time of nitrogen application on number and size of potato (*Solanum tuberosum*) tubers, *Indian Journal of Agronomy*, 38 (1), pp. 154-156.
- SINGH (D.N.), 1998 — Effect of cut and whole seed tubers on vegetative growth and tuber yield of potato, *Environment and Ecology*, 16 (3), pp. 745-47.
- SINGH (N.), 1994 — Yield responses of potato cv. Kufri Swarna to varying seed sizes and spacing, *Journal of the Indian Potato Association*, 21 (3-4), pp. 231-33.
- SINGH (N.), 1993 — Effect of cut and whole seed tubers and seed rate on the emergence, yield and economics of potato in the Nilgiri hills, *Journal of the Indian Potato Association*, 20 (3-4), pp. 260-62.
- SINGH (V. N.), SINGH (S.P.), 1995 — Effect of potassium application on yield and yield attributes of potato, *Journal of Potassium Research*, 11 (3-4), pp. 338-43.
- STERRETT (S.B.), HENNINGER (M.R.), 1991 — Influence of calcium on internal heat necrosis of atlantic potato, *American Potato Journal*, 68, pp. 467-77.
- SUD (K.C.), GREWAL (J.S.) and SHARMA (R.C.), 1991 — Efficient use of urea by potato (*Solanum tuberosum*) in Shimla hills, *Indian Journal of Agricultural Sciences*, 61 (6), pp. 389-94.
- THORNTON (R.E.), STEVENS (R.G.) and HAMMOND (M.W.), 1993 — Selecting the site and preparing it for planting, in: ROWE (R.C.) (ed.), *Potato Health Management*, APS Press, pp. 11-18.

UPPAL (H.), SURAJ (P.), MAHAL (S.), BHUPINDER (K.), PRAHASH (S.) and KAUR (B.), 1997 — Effect of time of K application and withdrawal of irrigation on yield and chip quality of potato, *Journal of Potassium Research*, 13 (3-4), pp. 277-82.

WATKINS (K. B), LU (Y.C.) and HUANG (W.Y.), 1998 — Economic and environmental feasibility of variable rate nitrogen fertilizer application with carry-over effects, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 23 (2), pp. 401-426.