Document généré le 12 oct. 2024 04:29

Phytoprotection

Un modèle d'estimation de l'état d'avancement de la période d'infection primaire par le *Venturia inaequalis* en verger de pommiers

M. St-Arnaud et P. Neumann

Volume 71, numéro 2, 1990

URI : https://id.erudit.org/iderudit/705985ar
DOI : https://doi.org/10.7202/705985ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

Société de protection des plantes du Québec (SPPQ)l

ISSN

0031-9511 (imprimé)
1710-1603 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

St-Arnaud, M. & Neumann, P. (1990). Un modèle d'estimation de l'état d'avancement de la période d'infection primaire par le *Venturia inaequalis* en verger de pommiers. *Phytoprotection*, *71*(2), 73–84. https://doi.org/10.7202/705985ar

Résumé de l'article

La tavelure du pommier (*Venturia inaequalis*) demeure la principale maladie à laquelle ont à faire face les pomiculteurs. La connaissance de l'état de l'inoculum primaire est essentielle pour mener une lutte efficace et économique contre cette maladie. Les relations entre le probit de la proportion d'asques vidés et les variables degrés-jours (base 0°C) et précipitations rapportées pour Frelighsburg, Québec, de 1981 à 1983 ont été comparées aux émissions d'ascospores enregistrées dans six autres localités réparties sur un axe NE-SO de 320 km pour les années 1982, 1985 et 1987. La variabilité des coefficients de régression a indiqué que ces variables ne sont pas des prédicteurs satisfaisants de l'éjection des ascospores pour cette période de temps. De nouvelles variables fonctionnelles basées sur la température, la précipitation, la luminosité et le temps ont été utilisées pour la construction d'un modèle de prédiction; celui-ci utilise la transformation angulaire de la proportion d'asques vidés et fait appel à la technique des moindres carrés pondérés en régression multiple ainsi qu'à une correction de toutes les variables dépendantes et indépendantes par le coefficient d'autocorrélation. L'équation obtenue a été validée sur l'aire géographique et les années incluses dans l'étude. L'intérêt principal de cette équation réside dans la possibilité de prédire la progression de la proportion d'ascospores éjectées ainsi que la fin de la période des infections primaires.

La société de protection des plantes du Québec, 1990

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

Un modèle d'estimation de l'état d'avancement de la période d'infection primaire par le *Venturia inaequalis* en verger de pommiers

Marc St-Arnaud
Jardin botanique de la Ville de Montréal, 4101, rue Sherbrooke est, Montréal (Québec), Canada H1X 2B2

Peterjürgen Neumann
Département de sciences biologiques, Université de Montréal, C.P. 6128, succursale A, Montréal (Québec), Canada H3C 3J7

(Reçu 1989-08-22; accepté 1990-03-02)

La tavelure du pommier (*Venturia inaequalis*) demeure la principale maladie à laquelle ont à faire face les pomiculteurs. La connaissance de l'état de l'inoculum primaire est essentielle pour mener une lutte efficace et économique contre cette maladie. Les relations entre le probit de la proportion d'asques vidés et les variables degrés-jours (base 0°C) et précipitations rapportées pour Frelighsburg, Québec, de 1981 à 1983 ont été comparées aux émissions d'ascospores enregistrées dans six autres localités réparties sur un axe NE-SO de 320 km pour les années 1982, 1985 et 1987. La variabilité des coefficients de régression a indiqué que ces variables ne sont pas des prédicteurs satisfaisants de l'éjection des ascospores pour cette période de temps. De nouvelles variables fonctionnelles basées sur la température, la précipitation, la luminosité et le temps ont été utilisées pour la construction d'un modèle de prédiction; celui-ci utilise la transformation angulaire de la proportion d'asques vidés et fait appel à la technique des moindres carrés pondérés en régression multiple ainsi qu'à une correction de toutes les variables dépendantes et indépendantes par le coefficient d'autocorrélation. L'équation obtenue a été validée sur l'aire géographique et les années incluses dans l'étude. L'intérêt principal de cette équation réside dans la possibilité de prédire la progression de la proportion d'ascospores éjectées ainsi que la fin de la période des infections primaires.

St-Arnaud, M. et P. Neumann. 1990. Un modèle d'estimation de l'état d'avancement de la période d'infection primaire par le *Venturia inaequalis* en verger de pommiers. PHYTOPROTECTION 71: 73-84.

Apple scab (*Venturia inaequalis*) remains the main disease in apple production. The knowledge of the primary inoculum development is essential for an effective and economical control of this disease. The relationships between the probit of the proportion of empty asci and the variables degree-days (base 0°C) and precipitation reported for Frelighsburg, Québec, from 1981 to 1983, were compared to ascospore ejections monitored in six other localities distributed on a 320 km NE-SW axis in 1982, 1985, and 1987. Variability of the regression coefficients indicated that these variables were unsatisfactory predictors of empty asci for this time period. New functional variables based on temperature, precipitation, luminosity and time are used to build a forecasting model. This model uses the angular transformation of the proportion of empty asci and was estimated by weighted least squares procedure in multiple regression with all dependent and independent variables corrected by the autocorrelation coefficient. The equation obtained was validated over the geographic area and years included in this study. An important application of this equation is forecasting the percentage of ejected ascospores and hence the end of the primary infection season.

Introduction

La tavelure du pommier, causée par l'ascomycète *Venturia inaequalis* (Cke.) Wint., demeure la principale maladie à laquelle ont à faire face les pomiculteurs. La maladie est endémique et les infections débutent chaque année par l'émission d'ascospores qui mûrissent dans les pseudothèces. Ces derniers se développent sur les feuilles infectées de l'année précédente et qui reposent sur le sol de la pommeraie. La lutte consiste en l'application de fongicides sur le feuillage à partir de l'apparition des premiers tissus sensibles. Au Québec, à défaut de connaître la date de fin de l'émission des ascospores, ces applications cesseront à la mi-juillet si aucune infection n'a été décelée.

Le patron de répartition de ces éjections n'est pas considéré dans l'établissement du programme de lutte, essentiellement en raison de l'absence de moyen facile d'évaluation et malgré l'incidence qu'auraient de tels renseignements sur les décisions touchant l'application des bouillies. Outre l'examen du contenu des pseudothèces (Gadoury et MacHardy 1982a), plusieurs études ont porté sur la relation mathématique liant cer-

0031-9511/90 $1.00 + .10

taines variables climatiques ou biologiques et la disponibilité des ascospores (Gadoury et MacHardy 1982b, 1986; James et Sutton 1982a; Jeger 1984; Jeger et Butt 1983; Massie et Szkolnik 1974). Les équations suggérées génèrent des estimés valables dans l'aire géographique d'origine, mais produisent souvent des résultats fortement biaisés lorsqu'elles sont utilisées sous des conditions climatiques différentes (MacHardy et Gadoury 1985; St-Arnaud et Neumann 1990; Sutton *et al.* 1981). Suite à l'étude des éjections d'ascospores à Frelighsburg, Québec, pour les années 1981, 1982 et 1983, nous avons suggéré une équation d'estimation de la proportion des asques vidés basée sur la totalisation des degrés-jours et de la précipitation depuis différents repères initiaux (St-Arnaud *et al.* 1985). Les buts de la présente étude étaient de vérifier la stabilité des relations observées à Frelighsburg sur l'ensemble de l'aire de pomoculture québécoise et sur des années différentes ainsi que, au besoin, de raffiner les paramètres climatiques utilisés afin d'obtenir un modèle de prédiction fonctionnel.

Matériel et méthodes

Origine et caractéristiques du matériel étudié. Des lots de feuilles de pommier (*Malus pumila* Mill.) cv. McIntosh infectées par le *V. inaequalis* ont été récoltées après la défeuillaison automnale dans les localités et pour les années suivantes: Farnham 1981, 1986; Saint-Joseph-du-Lac 1981, 1984, 1986; Île d'Orléans 1981, 1984, 1986; Hemmingford 1981, 1984, 1986; Saint-Paul d'Abbotsford 1981; Rougemont 1981, 1984, 1986. Ces localités sont réparties sur un axe NE-SO de 320 km et couvrent l'ensemble de l'aire de pomoculture québécoise. Chaque hiver suivant leur récolte, les feuilles ont été entreposées dans chacune des localités étudiées, sur le sol d'un verger local choisi par le Ministère de l'agriculture, des pêcheries et de l'alimentation du Québec (M.A.P.A.Q.), pour l'installation de ses appareils de relevés climatologiques. Le lot a été placé en un endroit semi-ombragé, exposé aux intempéries et distant d'au plus 3 m de l'abri pour instruments météorologiques. Les feuilles, disposées en une couche de 5 cm d'épaisseur, ont été retenues à l'aide de cages grillagées (100 cm × 50 cm × 5 cm).

Détermination de l'état des asques et ascospores. Au printemps suivant la récolte, un échantillon de feuilles a été prélevé chaque semaine à compter de la fonte de la neige couvrant la cage grillagée et jusqu'à la mi-juillet ou jusqu'à l'épuisement des feuilles disponibles. Les feuilles ont été insérées dans un sachet hermétique et placées dans un congélateur (−15°C) jusqu'à l'examen microscopique. L'état des asques a été évalué suivant la méthodologie de Gadoury et MacHardy (1982a), reprise par St-Arnaud *et al.* 1985. Pour chaque localité, deux pseudothèces par feuille ont été prélevés au hasard sur dix feuilles et montés au lactophénol pour examen au microscope. Tous les asques présents ont été dénombrés et classés en trois catégories: immatures, matures et vidés. Les proportions correspondant à chaque catégorie ont été pondérées selon la différence entre le nombre d'asques moyen hebdomadaire visible et le nombre maximum observé pour l'année et la localité visée.

Repères phénologiques. Les dates correspondant au stade phénologique du débourrement des pommiers cv. McIntosh, pour chacune des localités et années, ont été obtenues de la Station de recherche en phytotechnie du M.A.P.A.Q. à Farnham. Les dates correspondant à la première éjection d'ascospores de chaque année ont été estimées pour chacune des localités comme correspondant à la première journée durant laquelle a eu lieu une pluie entre les heures du lever et du coucher du soleil, et précédant immédiatement l'apparition d'asques vidés dans les pseudothèces.

Variables explicatives. Les degrés-jours en base 0°C (moyenne des températures maximales et minimales quotidiennes, excluant les moyennes inférieures à 0°C) (D-J), la précipitation (P) ainsi que la durée des périodes de pluie ont été obtenus du M.A.P.A.Q. alors que les heures du lever et du coucher du soleil ont été obtenues d'Environnement Canada. Ces variables de base, ainsi que le temps en jours (T), ont servi à la construction des variables fonctionnelles utilisées pour estimer la proportion d'ascospores émises. Les variables

utilisées sont le nombre total de périodes de pluie indépendamment de leur durée (PPT), le nombre de périodes de pluie entre le lever et le coucher du soleil, indépendamment de leur durée (PPJ), le nombre de jours durant lesquels a eu lieu au moins une pluie (JP) et le nombre de périodes de pluie d'une durée maximale de respectivement 1, 2 ou 3 h, entre le lever et le coucher du soleil (PP1, PP2 et PP3); une interruption de 1 h ou plus a été nécessaire pour que deux périodes de pluie successives soient considérées comme distinctes.

La localité d'échantillonnage a été représentée par cinq variables indicatrices (''dummy variables'') (Draper et Smith 1981). Les localités de Farnham et de Frelighsburg ont été choisies comme localités de référence. Les variables Z_1 à Z_5 représentaient respectivement les localités de Saint-Joseph-du-Lac, Île d'Orléans, Hemmingford, Saint-Paul-d'Abbotsford et Rougemont.

Analyse statistique. Les analyses ont été menées à l'aide des logiciels SPSS^x (SPSS Inc. 1986) sur un ordinateur central et STATGRAPHICS (STSC 1988) sur un micro-ordinateur.

Les transformations probit (Finney 1971), logit et arcsin (Draper et Smith 1981) ont été appliquées aux proportions d'asques vidés afin d'en stabiliser la variance. La transformation probit a été calculée à l'aide d'une fonction du logiciel SPSS^x et les valeurs obtenues ont été codées par l'addition de 5,0 afin d'éviter les valeurs négatives. Cette fonction retourne la valeur normale centrée réduite (''standard normal value'') ayant une probabilité cumulée égale à une proportion donnée. La transformation logit (''log odds transformation'') a été calculée selon l'équation suivante:

$$\text{Logit (p)} = \ln \{p(1-p)\}$$

où p est la proportion à transformer. Les analyses de régression faisant intervenir les variables transformées probit ou logit ont été pondérées par un facteur proportionnel à l'inverse de la variance de la valeur transformée. La transformation arcsin a été calculée selon l'équation suivante:

$$\text{Arcsin (p)} = 2\sqrt{n/\bar{n}}\ \text{arcsinus}\ \sqrt{p}$$

où p est la proportion à transformer, n et $\bar{n}$ sont l'effectif et la moyenne des échantillons sur lesquels ont été calculés les proportions et arcsinus est calculé en radians. Le terme multiplicatif $2\sqrt{n/\bar{n}}$ est utilisé en raison de l'effectif inégal entre les échantillons d'asques évalués.

La construction du modèle de prédiction a fait intervenir les techniques de régression linéaire simple et de régression linéaire multiple. Les estimés des coefficients ont été obtenus par les méthodes des moindres carrés non pondérés (''unweighted least squares'') ou des moindres carrés pondérés (''weighted least squares'') selon le besoin (Draper et Smith 1981; Neter et Wasserman 1974). La sélection des variables explicatives retenues dans le modèle de prédiction a fait intervenir la méthode de régression pas-à-pas (''stepwise regression'') (Baillargeon et Rainville 1979; Draper et Smith 1981). Les *F* d'entrée et de sortie des variables du modèle ont été fixés respectivement à 0,05 et 0,10.

Le processus autorégressif de premier ordre (''first-order-autoregressive model'') a été utilisé afin d'éliminer l'autocorrélation des erreurs dans le modèle de prédiction (Abraham et Ledolter 1983; Baillargeon et Rainville 1979; Neter et Wasserman 1974). Toutes les variables, sauf les variables indicatrices, ont alors été modifiées selon l'équation suivante:

$$\hat{y}' = y_n - r_e\, y_{n-1} = \beta'_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta'_{i_n} (x_{i_n} - r_e\, x_{i_{n-1}}) + e'$$

où le prime désigne la valeur modifiée de la prédiction $\hat{y}$, des coefficients de régression β_i et de l'erreur du modèle de régression e, r_e désigne le coefficient d'autocorrélation entre deux valeurs successives de la variable dépendante y et x_{i_n} désigne la $n^{ième}$ valeur de la $i^{ième}$ variable indépendante.

Afin d'obtenir les prédictions $\hat{y}$, les coefficients de régression de l'équation modifiée par le coefficient d'autocorrélation ont alors dus être détransformés en tenant compte des égalités suivantes:

$$\beta_0, \alpha_i = \beta'_0/(1 - r_e), \alpha'_i/ (1 - r_e)$$

$$\beta'_1, \beta'_2, \beta'_3 = \beta_1, \beta_2, \beta_3$$

Le calcul de l'intervalle de confiance des prédictions $\hat{y}$ a été fait selon la méthode suivante: la matrice **V'** des variances-covariances des coefficients de régression transformés (β'_i) a été modifiée selon les égalités suivantes:

$$s\,\beta_0, s\,\alpha_i = s\,\beta'_0/(1 - r_e), s\,\alpha'_i/(1 - r_e)$$

$$\text{cov}\,\beta_0\,\beta'_i = \text{cov}\,\beta'_0\,\beta'_i/(1 - r_e)$$

$$\text{cov}\,\beta_0\,\alpha_i = \text{cov}\,\beta'_0\,\alpha'_i/(1 - r_e)^2$$

afin d'obtenir une matrice **V** correspondant à l'équation détransformée pour l'autocorrélation. Les intervalles ont ensuite été calculés selon la méthodologie de Draper et Smith (1981).

La validation des modèles de prédiction a consisté en une vérification de la stabilité des coefficients de régression β_i par analyse de covariance (Kim et Kohout 1975; Sokal et Rohlf 1981). Dans le cas des équations de régression dérivées de l'observation des émissions d'ascospores à Frelighsburg (St-Arnaud *et al.* 1985), la comparaison a eu lieu entre des estimés successifs pour chaque localité et année. Pour le modèle général, celui-ci ayant été construit avec des données longitudinales, obtenues entre 1981 et 1987, la stabilité des coefficients de régression a été vérifiée lors d'estimations successives pour chacune des différentes années (Draper et Smith 1981).

Résultats et discussion

Équations de Frelighsburg. Trois équations de régression linéaire faisant intervenir les degrés-jours (base 0°C) et la précipitation totalisés respectivement depuis le 1er avril, la date correspondant au débourrement des pommiers cv. McIntosh ou celle correspondant à la première éjection d'ascospores, ont été dérivées de l'observation des émissions d'ascospores à Frelighsburg en 1981, 1982 et 1983 (St-Arnaud *et al.* 1985). Ces équations permettaient d'expliquer 85 % de la variation du probit de la proportion des asques vidés, durant ces trois années. Afin d'évaluer l'aptitude de ces équations dans d'autres régions de pomoculture et pour des années différentes, des équations similaires ont été construites pour une à trois années différentes dans six autres localités représentatives de l'ensemble du territoire de pomoculture québécoise.

Il est apparu que, quel que soit le repère initial utilisé, l'effet des degrés-jours et de la précipitation a différé significativement entre les localités et les années (1er avril: $P < 0{,}01$; débourrement et 1re éjection: $P < 0{,}001$). De plus, l'ordonnée à l'origine des plans de régression a différé aussi très significativement entre les localités et les années d'observation ($P < 0{,}00001$).

Les modèles construits avec les données de Frelighsburg 1981 à 1983 ne permettent donc pas d'obtenir un estimé adéquat de la proportion d'ascospores éjectées pour d'autres localités et/ou pour des années différentes.

Modèle général. Afin d'obtenir un modèle de prédiction valide pour toutes les localités et années, l'ensemble des données récoltées pour cette étude ainsi que celles obtenues précédemment (St-Arnaud *et al.* 1985) ont été utilisées et plusieurs nouvelles variables ont été introduites.

Quatre variables de base ont été sélectionnées: la température, la précipitation, la luminosité et le temps. De celles-ci, on a dérivé neuf variables fonctionnelles. Afin de tenir compte de l'effet de la température sur la maturation des ascospores (Gadoury et MacHardy 1982c; James et Sutton 1982b; Louw 1951), condition préalable à leur éjection, les degrés-jours (base 0°C) ont été conservés. L'humidité des feuilles où se développent les pseudothèces constituant le principal facteur limitant la maturation des ascospores (James et Sutton 1982b), la précipitation a aussi été conservée. Miller et Waggoner (1958) et Wilson (1928) ont constaté que les ascospores matures ne sont pas toutes éjectées lors d'une pluie. Il apparaissait donc important d'inclure des variables qui influencent directement l'éjection d'ascospores. Or, outre la nécessité de la présence de spores matures et la température, l'éjection est influencée principalement par la fréquence des périodes de pluie (Hirst et Stedman 1961, 1962a; Keitt et Jones 1926; Louw 1951; Miller et Waggoner 1958; Wilson 1928), leur durée (Hirst

et Stedman 1962a; Miller et Waggoner 1958) et par la présence et la qualité de la lumière (Brook 1969; Hirst et Stedman 1962a; Latorre *et al.* 1985; St-Arnaud *et al.* 1984; Washington 1988). Sept autres variables fonctionnelles ont donc été dérivées du temps, de la luminosité et de la précipitation: T, PPT, PPJ, JP, PP1, PP2 et PP3.

Afin de déterminer laquelle des transformations stabilisatrices de variance était la plus appropriée pour les proportions d'ascospores éjectées, des régressions linéaires simples entre les trois variables dépendantes probit, logit ou arcsin et les neuf variables indépendantes D-J, P, T, PPT, PPJ, JP, PP1, PP2 et PP3 ont été calculées pour chacun des trois repères initiaux de totalisation des variables. Les estimés des coefficients ont été obtenus par la méthode des moindres carrés. Les coefficients de détermination ainsi que les carrés moyens résiduels (CMR) ont servi à sélectionner les variables ayant permis la meilleure estimation de la proportion d'asques vidés. La transformation arcsin sur la variable dépendante a permis d'obtenir les r^2 les plus élevés ainsi que les CMR les plus faibles. Les variables climatiques en ordre décroissant d'efficacité sont: JP (1er avril; r^2: 0,68; CMR: 0,23), PP3, PP1 et PP2 (débourrement; r^2: 0,64, 0,64, 0,61; CMR: 0,25, 0,25, 0,27), T et D-J (1er avril; r^2: 0,56, 0,51; CMR: 0,31, 0,34), P (1re éjection; r^2: 0,49; CMR: 0,37), PPJ et PPT (débourrement; r^2: 0,42, 0,24; CMR: 0,41, 0,54).

Afin de choisir le repère initial de totalisation permettant d'obtenir la meilleure explication de la variabilité des valeurs transformées arcsin, trois régressions multiples ont été calculées avec la méthode de régression pas-à-pas; celles-ci ont inclus toutes les variables climatiques pour chacun des trois repères initiaux. Le coefficient de détermination ajusté (r^2_a) a été utilisé de préférence au coefficient non-ajusté (r^2) afin de tenir compte du nombre de degrés de liberté diminué par l'addition de plus d'une variable indépendante. Les trois régressions ont permis d'obtenir les résultats suivants: 1er avril, variables sélectionnées: JP, D-J, PPT, PP1; r^2_a: 0,76, CMR: 0,19; débourrement, variables sélectionnées: PP3, D-J, PPT, JP; r^2_a: 0,74, CMR: 0,20; 1re éjection, variables sélectionnées: PP1, D-J, T, PPJ; r^2_a: 0,67, CMR: 0,25. Le repère du 1er avril s'est avéré plus avantageux pour débuter la totalisation des données climatiques.

Construction et validation du modèle. L'équation de régression suivante a été prise comme point de départ:

$$\hat{y} = -0{,}0088 + 0{,}0266\ \text{JP} + 0{,}0014\ \text{D-J} - 0{,}0097\ \text{PPT} + 0{,}0086\ \text{PP1}$$

Celle-ci utilise les valeurs transformées arcsin comme variable dépendante ainsi que comme variables indépendantes les quatre variables climatiques sélectionnées par la méthode de régression pas-à-pas et totalisées depuis le repère du 1er avril.

L'examen des résidus a permis de constater la présence d'autocorrélation (statistique $\hat{d}$ de Durbin-Watson: 0,92; $P < 0{,}01$) ainsi qu'un lien entre les résidus et la localité d'échantillonnage. Cinq variables indicatrices basées sur la localité (Z_1 à Z_5) ont donc été incluses dans l'équation afin de tenir compte de la variabilité déterminée par cette variable. Cela a permis d'augmenter significativement ($P < 0{,}001$) le coefficient de détermination ajusté (0,80) et de diminuer le carré moyen résiduel (0,15); il y avait toujours présence d'autocorrélation ($\hat{d} = 1{,}07$; $P < 0{,}01$).

Afin d'éliminer l'autocorrélaton des erreurs, les coefficients de régression ont été ré-estimés à l'aide de la régression multiple pas-à-pas après que toutes les variables aient été modifiées par le coefficient d'autocorrélation ($r_e = 0{,}45968$) selon le processus autorégressif de premier ordre. Seules les variables climatiques modifiées D-J′ et PP1′, ainsi que les variables indicatrices basées sur la localité ont été retenues pour leur apport significatif ($P < 0{,}05$) au pouvoir d'explication du modèle. La présence d'interaction entre les variables indépendantes et avec les variables indicatrices a été testée par l'ajout du terme multiplicatif (D-J × PP1)′ ainsi que par l'addition de termes d'interaction entre les variables indicatrices Z_i et les variables climatiques. Seule l'interaction entre les variables climatiques s'est révélée significative ($P < 0{,}00001$).

L'hypothèse de linéarité ou d'espérance nulle, c'est-à-dire l'absence de déviation systématique des résidus par rapport au modèle, a été vérifiée graphiquement et par régression polynomiale. Les effets quadratiques et cubiques des variables climatiques et du terme d'interaction se sont révélés non-significatifs ($P > 0{,}05$). L'hypothèse d'homogénéité de la variance a été vérifiée graphiquement à l'aide de diagrammes de dispersion des résidus en fonction des valeurs prédites ($\hat{y}$) et de chacune des variables indépendantes, ainsi que par un test de Goldfeld-Quandt (Goldfeld et Quandt 1965). Une instabilité de la variance des résidus a été mise en évidence sur l'échelle des variables PP1′ et (D-J × PP1)′. Les observations ont donc été regroupées en sous-groupes basés sur l'ordre de grandeur de la variable PP1′ et la variance des erreurs a été estimée pour chaque sous-groupe (Baillargeon et Rainville 1979; Draper et Smith 1981). Les coefficients ont alors été ré-estimés par la méthode des moindres carrés pondérés par l'inverse de la variance des erreurs (tableau 1).

L'hypothèse d'homogénéité de la variance pour le modèle pondéré a été confirmée par l'examen graphique des résidus en fonction des $\hat{y}$ et des variables indépendantes, ainsi que par des tests de Goldfeld-Quandt ($P > 0{,}05$). L'hypothèse de normalité des erreurs a été confirmée par un test de Kolmogorov-Smirnov ($D = 0{,}054$, $P = 1$).

Stabilité du modèle et utilisation. L'analyse de covariance démontre clairement que l'effet combiné des variables climatiques et de la variable indicatrice basée sur la localité est le même, quelle que soit l'année d'estimation ($P > 0{,}75$) (tableau 2); de plus, l'ordonnée à l'origine des plans de régression ne diffère pas significativement entre les années ($P > 0{,}05$). Les coefficients du modèle sont donc stables dans le temps. Le modèle peut être considéré comme statistiquement valide à l'intérieur de l'aire géographique et du bloc d'années sur lequel il a été construit.

L'équation présentée au tableau 1 a donc été détransformée pour l'autocorrélation:

Tableau 1. Régression multiple pondérée entre la variable dépendante modifiée arcsin′ § et les variables indépendantes modifiées PP1′, D-J′, (PP1 × D-J)′ ainsi que les variables indicatrices Z_1 à Z_5

Variable§	Résultats d'ajustement du modèle			
	Coefficient	Écart-type	t†	P
Constante	−0,395	0,163	−2,42	0,017
PP1′	0,025	0,003	7,25	<0,001
D-J′	0,002	$4{,}23 \times 10^{-4}$	5,72	<0,001
(PP1 × D-J)′	$-1{,}7 \times 10^{-5}$	$0{,}04 \times 10^{-4}$	−3,93	<0,001
Z_1‡	0,141	0,092	1,53	0,129
Z_2	−0,200	0,079	−2,55	0,012
Z_3	−0,083	0,097	−0,86	0,390
Z_4	0,045	0,130	0,35	0,730
Z_5	0,078	0,083	0,94	0,351
r^2 : 0,67 ¶	F: 32,86, $P < 0{,}001$∞			
r^2_a: 0,65	$\hat{d}$: 2,12, $P > 0{,}05$			
CMR: 0,073				

§ L'apostrophe indique que la variable dépendante arcsin ($2\sqrt{n/\bar{n}}$ arcsin $\sqrt{p}$) et les variables indépendantes D-J, PP1 et (PP1 × D-J) ont été modifiées par le coefficient d'autocorrélation entre deux valeurs successives de la variable dépendante.

† t de Student pour l'hypothèse H_0: $\beta_i = 0$ et sa probabilité associée.

‡ Variables indicatrices basées sur la localité d'échantillonnage; Z_1: Saint-Joseph-du-Lac, Z_2: Île d'Orléans, Z_3: Hemmingford, Z_4: Saint-Paul d'Abbotsford, Z_5: Rougemont.

¶ r^2: Coefficient de détermination; r^2_a: Coefficient de détermination ajusté pour le degré de liberté, CMR: carré moyen résiduel.

∞ F de Fisher associé à la régression et sa probabilité associée; statistique de Durbin-Watson ($\hat{d}$) et sa probabilité associée.

Tableau 2. Analyse de covariance pour la stabilité des coefficients de régression du modèle de régression $\hat{y}' = \beta'_0 + \beta'_1 \ (PP1)' + \beta'_2 \ (D\text{-}J)' - \beta'_3 \ (PP1 \times D\text{-}J)' + \alpha_1 Z_1 - \alpha_2 Z_2 - \alpha_3 Z_3 + \alpha_4 Z_4 + \alpha_5 Z_5$, ajusté sur les années 1981, 1982, 1983, 1985 et 1987 séparément

Source de variation§	DL†	SCE	*F*‡	*P*
Variation due à l'année, à la localité, aux variables climatiques ainsi qu'à l'interaction entre l'année et les autres variables	44	20,02	5,58	<0,001
Variation due à l'année, à la localité et aux variables climatiques	12	19,10	19,53	<0,001
a) Variation due à l'année, ajustée pour la localité et les variables climatiques	4	0,61	1,85	>0,10
b) Variation due à la localité et aux variables climatiques, ajustée pour l'année	8	15,82	24,26	<0,001
Variation due à l'interaction	32	1,76	0,67	0,75
Variation résiduelle	91	7,42		

§ Les variables climatiques sont PP1′, D-J′ et (PP1 × D-J)′ et la localité est représentée par les variables indicatrices Z_1 à Z_5; n = 136.

† Degrés de liberté associés à la somme des carrés des écarts due au modèle (SCE).

‡ *F* de Fisher et sa probabilité associée.

$$\hat{y} = -0{,}7301 + 0{,}0249\ PP1 + 0{,}0024\ D\text{-}J - 0{,}000017\ PP1 \times D\text{-}J + 0{,}261\ Z_1 - 0{,}370\ Z_2 - 0{,}154\ Z_3 + 0{,}083\ Z_4 + 0{,}144\ Z_5$$

où Z_1 à Z_5 représentent les variables indicatrices basées sur la localité. Dans cette équation, les proportions d'asques vidés $\hat{p}$ sont égales au carré du sinus de $\hat{y}/2$, calculé en radians. Lors de cette détransformation, on ne tient pas compte du radical présent dans l'argument de l'arcsin de la transformation. En effet, $\sqrt{n/\bar{n}}$ a été utilisé pour donner plus de poids aux échantillons dont l'effectif est plus élevé et est centré autour de l'unité; on considère donc cette valeur comme égale à l'unité pour un estimé portant sur l'ensemble des asques d'une année donnée. Comme $\hat{p}$ est estimé par une fonction sinusoïdale, les valeurs estimées seront décroissantes en tout début de saison, ainsi qu'en fin de saison après que la période d'éjection annuelle d'ascospores soit terminée. Les valeurs prédites ne doivent donc être considérées comme valides qu'à partir du premier minimum atteint en début de saison et le resteront jusqu'à ce qu'un maximum soit atteint, lequel correspond alors à la fin de la période de prédiction des émissions d'ascospores pour une année donnée (fig. 1).

Des intervalles de confiance à 95 % pour les proportions d'asques vidés prédites ($\hat{p}$)

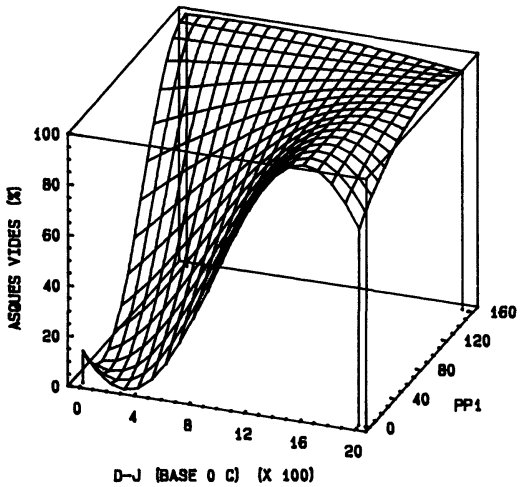

Figure 1. Relation entre le pourcentage d'asques vidés $(100\ (\text{sinus}\ [\hat{y}/2])^2$ où $\hat{y} = -0{,}7301 + 0{,}0249\ PP1 + 0{,}0024\ D\text{-}J - 0{,}000017\ PP1 \times D\text{-}J + \alpha_1 Z_1 + \ldots + \alpha_5 Z_5)$ et les variables climatiques heures de pluie diurnes (PP1) et degrés-jours (D-J) (base 0°C) lorsque Z_1 à Z_5 sont nuls; α_1 à α_5 représentent les coefficients de régression associés aux variables indicatrices Z_1 à Z_5.

ont été construits à l'aide de la matrice **V** des variances-covariances des coefficients de régression détransformés (tableau 3). Ces intervalles de confiance ont permis de déterminer les dates auxquelles 85 %, 90 % et 95 % des asques étaient vidés pour chaque localité et chaque année d'échantillonnage (tableau 4).

La proportion du potentiel total d'ascospores d'une saison devant être considérée comme limite supérieure de la période d'infection primaire n'a jamais encore été clairement établie. Les niveaux de 95 % d'asques matures ou de 90 % d'asques vidés ont cependant été suggérés comme seuil final de la période de risque (Gadoury et MacHardy 1982a; MacHardy et Gadoury 1985). D'autre part, une certaine proportion des ascospores formées au cours de la saison ne contribuent vraisemblablement pas au risque d'infection en raison d'un malfonctionnement du mécanisme d'éjection ou d'autres causes similaires et demeurent emprisonnées dans le pseudothèce où elles se décomposent (Gadoury *et al.* 1984; St-Arnaud *et al.* 1984). Enfin, les éjections d'ascospores qui se produisent après le niveau de 90 % d'asques vidés, comme celles ayant lieu avant le seuil des 10 %, ont lieu durant une phase lente (MacHardy et Gadoury 1985) au cours de laquelle la proportion de spores éjectées durant une pluie est très faible. Cela nous permet de croire qu'un niveau de 90 % d'ascospores éjectées pourrait effectivement être considéré comme seuil acceptable de la fin de la période de risque, bien que le niveau de 95 % nous apparaisse plus sécuritaire. En considérant cette seconde valeur comme seuil final de la période de risque, les valeurs estimées (tableau 4) auraient permis de conclure à l'épuisement de l'inoculum annuel d'ascospores entre 3 et 41 jours avant le 15 juillet dans 14 cas sur les 18 étudiés.

Pour Hemmingford 1982 ainsi que pour l'Île d'Orléans 1982, 1985 et 1987, le niveau de 95 % d'ascospores éjectées a été estimé à une date ultérieure au 15 juillet. Une recommandation d'arrêt des traitements fongicides en raison de l'épuisement de l'inoculum primaire (Coulombe et Jacob 1981) ou encore d'extension de la période entre deux traitements comme cela est recommandé dans plusieurs états américains (Gadoury et MacHardy 1982b; James et Sutton 1982a; MacHardy et Gadoury 1985), basée sur ces estimés, aurait alors permis d'économiser dans certains cas plusieurs pulvérisations. Les périodes de mouillure ayant eu lieu entre la date de fin de saison estimée par le modèle et le 15 juillet doivent être considérées comme dangereuses lorsqu'on ne dispose pas d'informations sur l'état d'avancement du cycle annuel d'émission des ascospores. Si les conditions d'infection sont réunies (MacHardy et Gadoury 1989; Mills et Laplante 1951), ces périodes de mouillure justifient alors une pulvérisation fongicide. Le nombre de pulvérisations économisées dépendra évidemment de l'approche de lutte

Tableau 3. Matrice **V** des variances-covariances des coefficients de régression de l'équation détransformée pour l'autocorrélation $\hat{y} = \beta_0 + \beta_1$ PP1 $+ \beta_2$ D-J $- \beta_3$ (PP1 $\times$ D-J) $+ \alpha_1 Z_1 + \ldots + \alpha_5 Z_5$

	Coefficients de régression§								
	β_0	β_1	β_2	β_3	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5
β_0	911 500†	−9560,2	−958,24	107,90	−128082	−138831	−61514	−67086	−170867
β_1		117,47	9,7614	−0,12884	1367,4	1454,3	566,96	1175,1	1796,0
β_2			1,7916	−0,01701	−140,64	−74,134	−249,94	−329,16	−9,1420
β_3				0,00019	0,30100	−0,25300	1,5250	1,4160	−0,18600
α_1					291114	115013	133811	169601	133470
α_2						211188	114292	144992	118280
α_3							318923	179922	133542
α_4	Symétrique							577179	167669
α_5									234751

§ β_0, β_1, β_2 et β_3 sont respectivement l'ordonnée à l'origine et les coefficients associés aux variables indépendantes PP1, D-J et (PP1 $\times$ D-J); α_1 à α_5 sont les coefficients associés aux variables indicatrices pour les localités Z_1 à Z_5.

† Les variances et les covariances ont été multipliées par 10^7.

Tableau 4. Dates auxquelles sont estimés 85 %, 90 % et 95 % d'asques vidés, à l'aide de l'équation $\hat{y} = \beta_0 + \beta_1$ PP1 $+ \beta_2$ D-J $- \beta_3$ PP1 $\times$ D-J $+ \alpha_1 Z_1 + \ldots + \alpha_5 Z_5$, pour différentes années et localités

Date	Pourcentage[§] d'asques vidés prédit	Pourcentage d'intervalle de confiance 95 %[†] limite inférieure	limite supérieure
	Frelighsburg		
81-06-20	84,8	75,8	92,1
81-06-26	90,4	82,1	96,4
81-07-04	94,9	87,9	99,0
82-06-16	84,7	78,1	90,3
82-06-22	90,3	84,8	94,7
82-06-28	96,0	91,2	99,0
83-05-27	84,8	77,5	90,9
83-05-30	87,7	80,9	93,1
83-05-31	94,1	88,0	98,1
83-06-04	95,3	90,2	98,6
	Farham		
82-06-26	85,4	75,8	92,9
82-07-03	89,8	80,4	96,3
82-07-12	94,8	85,6	99,5
87-06-12	85,4	78,7	91,0
87-06-19	89,6	82,9	94,8
87-06-29	94,6	88,0	98,7
	Saint-Joseph-du-Lac		
82-06-18	84,8	74,0	93,0
82-06-20	89,5	80,3	96,0
82-06-25	95,2	88,2	99,2
85-06-12	86,4	76,6	93,8
85-06-15	89,7	80,8	96,1
85-06-20	94,6	87,2	98,9
87-06-18	85,1	74,1	93,5
87-06-23	89,9	79,4	97,0
87-06-29	95,0	86,3	99,5
	Île d'Orléans		
82-07-25	84,8	74,6	92,8
82-07-31	88,0	77,7	95,4
—[‡]	—	—	—
85-07-16	84,9	74,4	93,0
85-07-30	88,2	72,4	97,8
—[‡]	—	—	—
87-07-17	84,9	75,0	92,7
87-08-05	89,5	73,0	98,8
—[‡]	—	—	—
	Hemmingford		
82-07-06	85,0	73,0	93,9
82-07-11	89,8	78,3	97,3
82-07-19	95,8	85,8	99,9
85-06-13	87,2	74,2	96,1
85-06-17	91,6	79,3	98,6
85-06-25	94,7	82,7	99,9

Tableau 4. (suite)

Date	Pourcentage[§] d'asques vidés prédit	Pourcentage d'intervalle de confiance 95 %[†] limite inférieure	limite supérieure
87-06-26	85,0	73,4	93,7
87-07-02	89,3	78,4	96,7
87-07-09	94,6	85,1	99,5
	St-Paul d'Abbotsford		
82-06-21	85,2	70,2	95,5
82-06-25	90,2	77,1	98,1
82-07-02	94,5	83,6	99,7
	Rougemont		
82-06-21	85,1	76,0	92,4
82-06-25	90,9	83,6	96,2
82-07-03	94,8	88,2	98,8
85-06-13	87,7	79,5	94,1
85-06-16	89,5	81,8	95,3
85-06-24	95,6	89,3	99,2
87-06-18	84,8	76,5	91,6
87-06-24	89,5	81,6	95,4
87-07-01	94,7	88,4	98,7

§ Pourcentage prédit = 100 (sinus [{−0,7301 + 0,0249 PP1 + 0,0024 D-J −0,000017 PP1 × D-J + 0,261 Z_1 − 0,370 Z_2 − 0,154 Z_3 + 0,083 Z_4 + 0,144 Z_5}/2])^2 où [ ] est en radians et où Z_1 à Z_5 sont des variables indicatrices basées sur la localité d'observation qui égalent 0 ou 1 et correspondent respectivement à Saint-Joseph-du-Lac, Île d'Orléans, Hemmingford, Saint-Paul d'Abbotsford et Rougemont.

† Intervalle 95 % = 100 (sinus [{$\hat{y}$ ± ($t_{(127,\ 0,975)}$ $\mathbf{X}'_0\mathbf{V}\mathbf{X}_0$}/2])^2 ou $\mathbf{X}_0$ correspond au vecteur [1, PP1, D-J, PP1 × D-J, $Z_1 \ldots Z_5$] et **V** est la matrice des variances-covariances des coefficients de régression.

‡ Données manquantes.

privilégiée, protection ou éradication, ainsi que des conditions climatiques qui prévalent durant cette période.

L'estimation du début de la période de risque, bien que théoriquement possible, n'a pas autant d'intérêt pratique. Les conditions d'infection (température, période de mouillure, susceptibilité du feuillage) sont alors à leur optimum et les conséquences d'une erreur d'estimation seraient plus importantes que pour une infection tardive.

De façon ultime, il serait intéressant de connaître à l'avance la quantité d'ascospores par mètre cube d'air d'un verger pour une éjection en particulier et de prédire le danger réel d'infection basé sur ce paramètre. Cela suppose que nous connaissions la relation précise entre la dose d'ascospores et le risque d'infection, ainsi que l'ensemble des variables qui influencent le nombre réel d'ascospores émises au cours d'une pluie.

La première de ces relations est encore mal comprise (Gilpatrick et Szkolnik 1978; Hirst et Stedman 1961, 1962a, 1962b; MacHardy et Jeger 1983), quoique l'influence des conditions climatiques sur la pénétration et l'établissement du champignon résultant en une infection soit de plus en plus précisée (MacHardy et Gadoury 1989).

La seconde relation, qui permettrait de connaître la dose d'ascospores à laquelle sont exposés les pommiers a été étudiée avec un certain succès par divers auteurs. Jeger (1984) ainsi que Jeger et Butt (1983) n'ont pas réussi à obtenir d'estimés satisfaisants, alors que Gadoury et MacHardy (1986) ont développé, pour le New Hampshire, un modèle de prédiction de la dose d'ascospores annuelle potentielle qui leur permet une estimation du Δt de Van der Plank (1963), mesure de retard d'une épidémie. Ces derniers auteurs suggèrent aussi que la prédiction de cette dose potentielle d'ascospores soit utilisée en parallèle avec les données sur la proportion de maturité ou d'éjection des ascospores, afin d'estimer une dose disponible durant une période d'émission bien pré-

cise. L'équation proposée dans le présent article pourrait aussi servir éventuellement à cet usage en étant utilisée conjointement au modèle de Gadoury et MacHardy (1986). Cependant, ce dernier devrait préalablement être adapté pour tenir compte des observations de O'Leary et Sutton (1986) concernant l'influence de la température et de l'humidité sur la production de pseudothèces par lésion foliaire, valeur considérée constante par Gadoury et MacHardy (1986).

Présentement, l'utilité principale de l'équation d'estimation proposée dans cet article consiste essentiellement en la détermination de la fin de la période d'éjection accélérée d'ascospores, ou période de risque d'infection primaire. Par ailleurs, il sera nécessaire de procéder à un entretien du modèle grâce à une évaluation ponctuelle de son comportement, afin de détecter toute influence significative de nouvelles variables qui auraient pu passer inaperçues au cours de la période sur laquelle a porté cette étude.

Les auteurs tiennent à remercier madame Michèle Bernier-Cardou d'Agriculture Canada pour ses conseils judicieux et ses commentaires sur les méthodes d'analyse statistique, madame Michèle Roy, messieurs Claude Bouchard, Marcel Mailloux et Jean Touzain du Ministère de l'agriculture, des pêcheries et de l'alimentation du Québec ainsi que monsieur André Clément d'Agriculture Canada pour certaines données climatiques et pour la récolte hebdomadaire des échantillons, mesdames Colette Trickey et Martine Phaneuf pour leur travail technique et madame Hélène Levert pour la dactylographie du manuscrit. Ce travail a été financé par le CORPAQ, subvention 2036.

Abraham, B. et J. Ledolter. 1983. Statistical methods for forecasting. John Wiley & Sons, N.Y. 445 pp.

Baillargeon, G. et J. Rainville. 1979. Statistique appliquée, tome 3; Régression multiple. 2e édition. Les Éditions SMG, Trois-Rivières. 434 pp.

Brook, P.J. 1969. Effects of light, temperature and moisture on release of ascospores by *Venturia inaequalis* (Cke.) Wint. N. Z. J. Agric. Res. 12: 214-227.

Coulombe, L.J. et A. Jacob. 1981. Épidémiologie et répression de la tavelure du pommier, *Venturia inaequalis*, de 1972 à 1979, à Frelighsburg, Québec. Phytoprotection 62: 44-52.

Draper, N. et H. Smith. 1981. Applied regression analysis. 2e édition. John Wiley & Sons, N.Y. 709 pp.

Finney, D.J. 1971. Probit analysis. 3e édition. Cambridge University Press, Cambridge. 333 pp.

Gadoury, D.M. et W.E. MacHardy. 1982a. Preparation and interpretation of squash mounts of pseudothecia of *Venturia inaequalis*. Phytopathology 72: 92-95.

Gadoury, D.M. et W.E. MacHardy. 1982b. A model to estimate the maturity of ascospores of *Venturia inaequalis*. Phytopathology 72: 901-904.

Gadoury, D.M. et W.E. MacHardy. 1982c. Effects of temperature on the development of pseudothecia of *Venturia inaequalis*. Plant Dis. 66: 464-468.

Gadoury, D.M. et W.E. MacHardy. 1986. Forecasting ascospore dose of *Venturia inaequalis* in commercial apple orchards. Phytopathology 76: 112-118.

Gadoury, D.M., W.E. MacHardy et C.C. Hu. 1984. Effect of temperature during ascus formation and frequency of ascospore discharge on pseudothecial development of *Venturia inaequalis*. Plant Dis. 68: 223-225.

Gilpatrick, J.D. et M. Szkolnik. 1978. The maturation and discharge of ascospores of the apple scab fungus. Proc. Apple and Pear Scab Workshop, Kansas City, MO, July 11, 1976. N.Y. Agric. Exp. Stn. Spec. Rep. 28: 1-6.

Goldfeld, S.M. et R.E. Quandt. 1965. Some tests for homocedasticity. J. Am. Stat. Assoc. 60: 539-547.

Hirst, J.M. et O.J. Stedman. 1961. The epidemiology of apple scab (*Venturia inaequalis* (Cke.) Wint.) I. Frequency of airborne spores in orchards. Ann. Appl. Biol. 49: 290-305.

Hirst, J.M. et O.J. Stedman. 1962a. The epidemiology of apple scab (*Venturia inaequalis* (Cke.) Wint.) II. Observations on the liberation of ascospores. Ann. Appl. Biol. 50: 525-550.

Hirst, J.M. et O.J. Stedman. 1962b. The epidemiology of apple scab (*Venturia inaequalis* (Cke.) Wint.) III. The supply of ascospores. Ann. Appl. Biol. 50: 551-567.

James, J.R. et T.B. Sutton. 1982a. A model for predicting ascospore maturation of *Venturia inaequalis*. Phytopathology 72: 1081-1085.

James, J.R. et T.B. Sutton. 1982b. Environment factors influencing pseudothecial development and ascospore maturation of *Venturia inaequalis*. Phytopathology 72: 1073-1080.

Jeger, M.J. 1984. Overwintering of *Venturia inaequalis* in relation to lesion intensity on leaf surfaces, and leaf surface exposed. Trans. Br. Mycol. Soc. 83: 495-500.

Jeger, M.J. et D.J. Butt. 1983. Overwintering of *Venturia inaequalis* the causal agent of apple scab in relation to weather. Ann. Appl. Biol. 103: 201-218.

Keitt, G.W. et L.K. Jones. 1926. Studies on the epidemiology and control of apple scab. Wis. Agric. Exp. Stn. Res. Bull. 73: 1-104.

Kim, J.O. et F.J. Kohout. 1975. Special topics in general linear models. Pages 368-397 *in* H.C. Nie, H. Hull, J.G. Jenkins, K. Steinbrenner et D.H. Bent (réd.), Statistical package for the social sciences. McGraw-Hill, Inc., N.Y.

Latorre, B.A., P. Yanez et E. Rauld. 1985. Factors affecting release of ascospores by the pear scab fungus (*Venturia pirina*). Plant Dis. 69: 213-216.

Louw, A.J. 1951. Studies on the influence of environmental factors on the overwintering and epiphytology of apple scab (*Venturia inaequalis* (Cke.) Wint.) in the winter-rainfall area of the Cape Province. S. Afr. Dep. Agric. Sci. Bull. 310, 48 pp.

MacHardy, W.E. et D.M. Gadoury. 1985. Forecasting the seasonal maturation of ascospores of *Venturia inaequalis*. Phytopathology 75: 381-385.

MacHardy, W.E. et D.M. Gadoury. 1989. A revision of Mills's criteria for predicting apple scab infection periods. Phytopathology 79: 304-310.

MacHardy, W.E. et M.J. Jeger. 1983. Integrating control measures for the management of primary apple scab, *Venturia inaequalis* (Cke.) Wint. Prot. Ecol. 5: 103-125.

Massie, L.B. et M. Szkolnik. 1974. Prediction of ascospore maturation of *Venturia inaequalis* utilizing cumulative degree days. Proc. Am. Phytopathol. Soc. 1: 140 (résumé).

Miller, P.M. et P.E. Waggoner. 1958. Dissemination of *Venturia inaequalis* ascospores. Phytopathology 48: 416-419.

Mills, W.D. et A.A. Laplante. 1951. Control of diseases and insects in the orchard. N.Y Agric. Exp. Stn. Geneva Ext. Bull. 711: 18-21.

Neter, J. et W. Wasserman. 1974. Applied linear statistical models. Richard D. Irving, Inc., Homewood, Illinois, 842 pp.

O'Leary, A.L. et T.B. Sutton. 1986. The influence of temperature and moisture on the quantitative production of pseudothecia of *Venturia inaequalis*. Phytopathology 76: 199-204.

Sokal, R.R. et F.J. Rohlf. 1981. Biometry. The principles and practice of statistics in biological research. 2e édition. W.H. Freeman and Co., N.Y. 859 pp.

SPSS Inc. 1986. SPSSx user's guide. 2e édition. SPSS Inc., Chicago. 988 pp.

St-Arnaud, M. et P. Neumann. 1990. Évaluation au Québec d'un modèle de prédiction de la fin de la période annuelle d'éjection des ascospores du *Venturia inaequalis*. Phytoprotection 71: 17-23.

St-Arnaud, M., L.J. Coulombe, P. Neumann et A. Jacob. 1984. Étude de la maturation et de l'éjection des ascospores de *Venturia inaequalis* (Cke) Wint. en conditions naturelles. Pages 103-111 *in* C. Vincent et N. Bostonian (réd.), La phytoprotection des vergers de pommiers au Québec. Bull. Tech. 19, Stn. Rech. Agric. Can., Saint-Jean-sur-Richelieu.

St-Arnaud, M., L.J. Coulombe, P. Neumann et A. Jacob. 1985. La maturation et l'éjection des ascospores du *Venturia inaequalis* à Frelighsburg (Québec) en relation avec la température et la pluie. Phytoprotection 66: 153-161.

STSC Inc. 1988. Statgraphics user's guide. STSC Inc., Rockville. 886 pp.

Sutton, T.B., J.R. James et J.F. Nardacci. 1981. Evaluation of a New York ascospore maturity model for *Venturia inaequalis* in North Carolina. Phytopathology 71: 1030-1032.

Van der Plank, J.E. 1963. Plant diseases: epidemics and control. Academic Press, N.Y. 349 pp.

Washington, W.S. 1988. Diurnal periodicity of ascospore discharge of *Venturia pirina*. Trans. Br. Mycol. Soc. 90: 112-114.

Wilson, E.E. 1928. Studies of the ascigerous stage of *Venturia inaequalis* (Cke) Wint. in relation to certain factors of the environment. Phytopathology 18: 375-418.