

4.2.3 Types de sol, travail du sol, fumure

Les facteurs végétaux précités interagissent avec les mesures culturales et les facteurs du sol. Une croissance végétale accélérée par suite d'une présence agrandie d'azote peut mener, comme pour l'exemple précédent, à une consommation hydrique trop rapide, vu les périodes de sécheresse survenant dans la saison de croissance. Les types de sol diffèrent quant à beaucoup de facteurs du bilan hydrique, tels que la capacité de rétention, la rapidité d'infiltration. La méthode de culture des sols peut avoir une grande influence sur les valeurs des paramètres concernés. Par suite de la différence de texture (type du sol) et de structure (influçable entre autres par le travail du sol), les sols diffèrent quant à leur capacité de rétention et, de ce fait, il y a une différence quant aux possibilités pour les végétaux de faire le pont entre deux pluies dans une période de sécheresse. En outre, il existe des facteurs pédologiques qui provoquent une utilisation hydrique optimale dans une année relativement sèche, tout en menant à un surplus hydrique dans une année relativement humide. La capacité de pénétration des racines et la résistance à un mauvais apport externe en azote sont des caractéristiques végétales importantes pour la profondeur d'enracinement dans tel profil et, de ce fait, pour la rétention hydrique de ce profil. La culture sur une combinaison de sols peut mener à une réduction de la variance de la production totale, calculée sur une série pertinente d'années. Dans ce contexte, la diversité des conditions pédologiques à l'intérieur de l'unité de production considérée (exploitation agricole, village, région) est aussi importante que les valeurs moyennes.

4.3 Risques de production dans les systèmes de culture composée

4.3.1 Moyenne et variance des cultures à deux composantes

Pour une étude des risques de production découlant des systèmes de culture composée, il convient de commencer par les systèmes à double composante: une unité de superficie A où ont lieu deux cultures, à savoir: pour la superficie $f_1 * A$, la culture 1 avec une production moyenne (kg/ha) de μ_1 et un

écart-type de σ_1 ; pour la superficie $f_2 \cdot A$, la culture 2 avec une production moyenne de μ_2 et un écart-type de σ_2 .

A cet égard, nous nous intéressons à la production annuelle de parties récoltables et aux fluctuations annuelles qui sont déterminées par la variation des conditions environnementales. Comme source de la variabilité des productions, nous ne prenons ici en considération que la moyenne quotidienne de la pluviosité annuelle. Cela ne veut pas dire pourtant que nous nous limitons aux situations où la production végétale n'est restreinte que par les déficits en eau, puisque l'eau joue un rôle comme moyen de transport des nutriments et que les cycles sécheresse/humidité influent sur la minéralisation des matières organiques (voir paragraphe 4.4).

Nous distinguons deux situations différant fondamentalement:

- la culture mixte dans le sens stricte du terme, c'est une situation où les végétaux s'influencent de façon directe étant donné que les feuillages de l'un et de l'autre s'ombragent et que les racines se concurrencent en eau et en nutriments;
- la culture composée: du point de vue espace, les deux types végétaux se trouvent plus loin les uns des autres, si bien que, communément, ils ne dépendent que de la variation des variables environnementales (pluviosité, main d'oeuvre; voir aussi par 4.4.1).

Cette distinction entre les deux situations se fait à la base de la largeur globale du système des racines, soit 1 m²; il est donc question d'une culture mixte pour les mélanges faits sur une échelle inférieure à 1 m², et d'une culture composée pour les mélanges appliqués sur une échelle supérieure à 1 m². Pour une culture mixte, il est question d'un grand nombre d'interactions positives aussi bien que négatives. En général, la notion "Relative Yield Total" (production totale relative) (DE WIT, 1960) est appliquée comme critère de ces interactions, c'est-à-dire, la mesure dans laquelle l'espérance de la production totale $\mu_{1,2}$ s'écarte de la production à laquelle on pourrait s'attendre sans qu'il y ait question d'interactions:

$$(4.1) \quad \text{RYT} = \frac{\mu_{1,2}}{f_1\mu_1 + f_2\mu_2} = \frac{\mu_{1,2}}{f_1\mu_1 + (1-f_1)\mu_2}$$

Les valeurs RYT supérieures à 1.0 indiquent qu'il s'agit d'une interaction positive et d'une meilleure mise à profit de l'ensemble des possibilités de

croissance. Cela se présente entre autres dans les cas des mélanges suivants: légumineuses/céréales, végétaux à enracinement profond/superficiel, végétaux à développement rapide/lent (TRENATH,1986). Pour ce genre de mélanges, les valeurs RYT se trouvent environ à 1.0 - 1.2.

Les valeurs RYT inférieures à 1.0 indiquent qu'il s'agit d'une interaction négative, telle que l'allélopathie.

Dans le présent paragraphe, nous nous limitons aux situations où RYT égale 1.0; nous ne traitons donc que soit des cultures mixtes à interactions neutres (où la plante du végétal A souffre et/ou profite autant de la présence de sa voisine qu'elle soit du type A ou B), soit des cultures composées où la distance entre les végétaux A et B est plus grande que 1m².

Si RYT = 1, l'écart-type $\sigma_{1,2}$ de la production totale est de:

$$(4.2) \quad \sigma_{1,2}^2 = f_1^2\sigma_1^2 + f_2^2\sigma_2^2 + \rho f_1 f_2 \sigma_1 \sigma_2$$

ρ étant le coefficient de corrélation des cultures 1 et 2.

Pour calculer ρ , il faut considérer la variance environnementale telle qu'elle se présente dans la pratique, consistant, dans notre cas, en une série suffisamment longue de données pluviométriques. Si la répartition des productions des cultures 1 et 2 est normale, la production totale sera également répartie de façon normale pour chaque valeur de ρ . Par analogie de la notion RYT, nous définissons la "Relative Total Variance" (RTV) (variance relative de la production totale). Dès que $\rho < 1$,

$$(4.3) \quad RTV = \frac{\sigma_{1,2}^2}{(f_1\sigma_1 + f_2\sigma_2)^2} < 1.$$

Pour les cultures mixtes, on ne peut s'attendre à des productions assez grandes ($RTV > 1$) que pour certaines combinaisons spécifiques; pourtant, la variance sera relativement modeste ($RTV < 1$) du moment qu'il est question d'une différence (quelque minimes qu'elles soient) quant à la réaction des composantes isolées de la combinaison sur la variation environnementale.

Pour la production totale de deux cultures se trouvant à quelque distance l'une de l'autre, le seul fait que la répartition des pluies montre une variation partiellement indépendante pour les deux endroits (SNIJDERS, 1986a) est déjà la cause de $\rho < 1$, même si σ et μ sont égaux pour les deux endroits. Pour une analyse plus approfondie de ce problème, nous définissons:

$$\mu_2 = g\mu_1$$

$$\sigma_2 = h\sigma_1$$

Sans aucune perte d'applicabilité, nous pouvons indiquer comme la culture 2 celle dont σ est le moins élevé, si bien que $h = \leq 1$.

Maintenant, nous sommes à même de récrire (4.1) et (4.2) respectivement comme suit:

$$(4.4) \quad \mu_{1,2} = f_1\mu_1 + f_2\mu_2 = (f_1+g-f_1g)\mu_1$$

$$(4.5) \quad \sigma_{1,2}^2 = \sigma_1^2\{f_1^2(h^2-2\rho h+1)+2f_1h(\rho-h)+h^2\}.$$

Il s'en suit pour la valeur extrême $\rho = -1$ que $\sigma_{1,2} = 0$ pour $f_1 = h/(h+1)$ (KLEIN HANEVELD & SCHWEIGMAN, 1985). Pour les cultures dont la réaction à la variation environnementale est diamétralement opposée, il est possible de faire un choix pour f_1 où la production totale est entièrement fixée. La figure 2 montre $\sigma_{1,2}$ comme fonction de f_1 et de ρ , valable pour $h = 0.5$ et 0.9 (de sorte que $\sigma_{1,2} = 0$ pour $\rho = -1$ et $f_1 = 0.33$, respectivement 0.47).

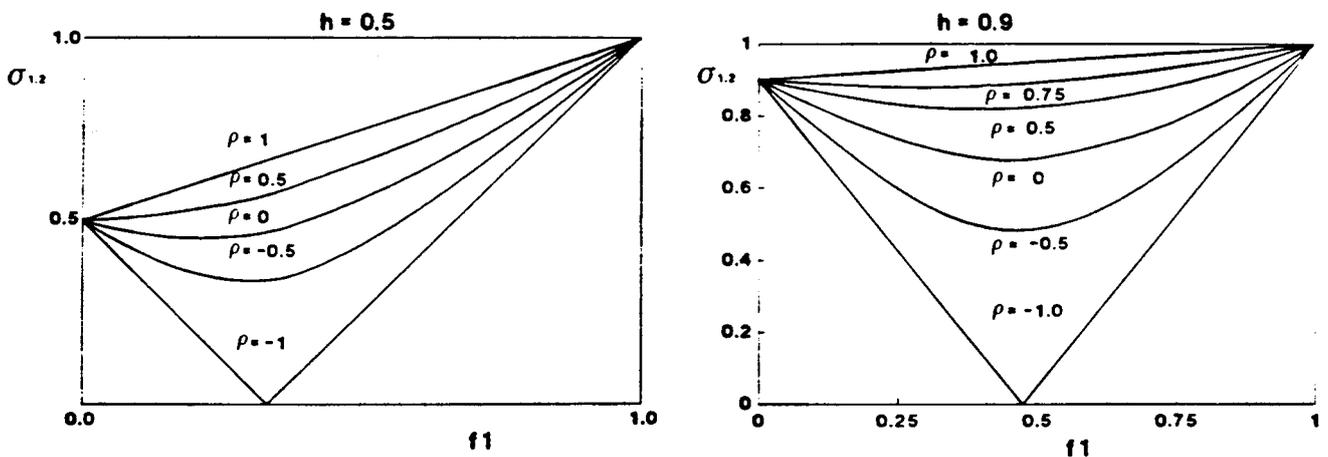


Figure 2 L'écart-type $\sigma_{1,2}$ de la production totale d'un système cultural composé de deux cultures, comme fonction de la superficie relative de la culture 1, f_1 , et du coefficient de corrélation ρ qui indique dans quelle mesure les cultures 1 et 2 réagissent de la même façon à la variable environnementale (années "mauvaises et favorables").

Cette figure démontre que $\sigma_{1,2}$ est plus petit dans un certain nombre de cas que le plus petit de σ_1 et σ_2 isolés. Quand nous différencions (4.5) vers f_1 , la présence d'un minimum local dans $\sigma_{1,2}$ du trajet $0 < f_1 < 1$ s'avère dépendre de la relation entre ρ et h . Nous trouvons la plus petite variance de la production totale pour:

$$(4.6) \quad \begin{aligned} \text{pour } p \geq h: f_1 &= 0 \text{ (on choisira donc la culture 2)} \\ \text{pour } p < h: f_1 &= h(h-\rho)/(h^2-2ph+1) \end{aligned}$$

Par conséquent, dès que $\rho < h$, le choix du système cultural qui a la plus petite variance dans la production ne sera pas porté sur la monoculture du végétale dont σ est le plus petit, mais sur une forme mixte des cultures 1 et 2.

Cela veut dire que la stabilité de la production se laisse favoriser simplement en ajoutant une composante à risque (culturel avec σ élevé) au système cultural (consistant en culture 2 avec σ bas), à seule condition que la variation de la production de 1 ne soit que partiellement indépendante de la variation de la culture principale et que $\rho < h$.

Nous constatons que la réduction de la variance a des résultats tout à fait différents lorsqu'on la réalise au niveau du système ou bien au niveau des composantes du système. Nous avons l'impression que, dans la recherche agronomique, cet aspect n'a pas suffisamment été étudié jusqu'ici: beaucoup d'études agronomiques sur la réduction des risques sont axées sur les variétés ou les méthodes culturales où σ est bas (BOGGESS & RITCHIE, 1988); cependant, sous certaines conditions, la production d'un système composé de deux cultures, σ étant bas pour chacune, peut être beaucoup plus stable.

Dans la pratique, les valeurs de σ et μ seront différentes pour les deux cultures; la chance qu'elles soient exactement égales étant infiniment petite. En général, si l'on n'a pas opté pour la monoculture du végétal qui rapporte la plus grande production, et qu'on ait procédé à l'application d'une combinaison de deux cultures, la réduction de la variance va de paire avec une réduction de la production. Ces deux aspects, la réduction de la variance et de la moyenne, se joignent lorsque nous considérons l'espérance de la production dans les mauvaises années, telle qu'elle sera décrite dans le paragraphe sur les quantiles $x\%$.

4.3.2 Maximalisation de la quantile x%

Lorsque les productions des composantes d'un système sont réparties de façon normale, la répartition de la production totale est également normale, la moyenne et la variance étant telle qu'elles sont décrites dans (4.4) et (4.5). La production obtenue en tout cas dans x% des années, est appelée la quantile x% de la répartition qui se déduit des tableaux de la distribution normale normée.

Définissez $\mu_{1,2}(x)$ comme la production $\mu_{1,2}$ obtenue dans x% des années ($P[\mu_{1,2} \geq \mu_{1,2}(x)] = x/100$). Dans le cas où la répartition de $\mu_{1,2}$ est normale, nous notons:

$$(4.7) \quad \begin{aligned} \mu_{1,2}(x) &= \mu_{1,2} - a\sigma_{1,2} \\ &= \mu_1 \{ f_1 + g - f_1 g - ak \sqrt{f_1^2 H + 2f_1 h(\rho - h) + h^2} \} \end{aligned}$$

où

$$k = \sigma_2 / \mu_1$$

$$H = h^2 - 2\rho h + 1$$

et a pu être déduit de la distribution normale normée si x donné en tant que probabilité unilatérale d'être supérieur (par exemple pour x = 80, 90, 95, 99% vaut a = 0.84, 1.28, 1.65, 2.33).

Pour maximaliser $\mu_{1,2}(x)$ comme fonction de f_1 , nous devons étudier la question de savoir s'il existe, dans le trajet $0 < f_1 < 1$, des maximums locaux pour $\mu_{1,2}(x)$. En différenciant de (4.7) à f_1 , nous constatons qu'il existe des extrêmes locaux pour:

$$(4.8) \quad \sqrt{f_1^2 H + 2f_1 h(\rho - h) + h^2} = A \{ f_1 H + h(\rho - h) \}$$

où $A = ak/(1-g)$, si $g \neq 1$.

L'intérêt relatif de l'écart-type et la différence entre les deux moyennes des

deux cultures sont évalués par le facteur A.

Il s'ensuit de (4.8) la solution de f_1 :

$$(4.9) \quad f_1 = \frac{h(h-\rho) + h\sqrt{\frac{(1-\rho^2)}{A^2H-1}}}{H}$$

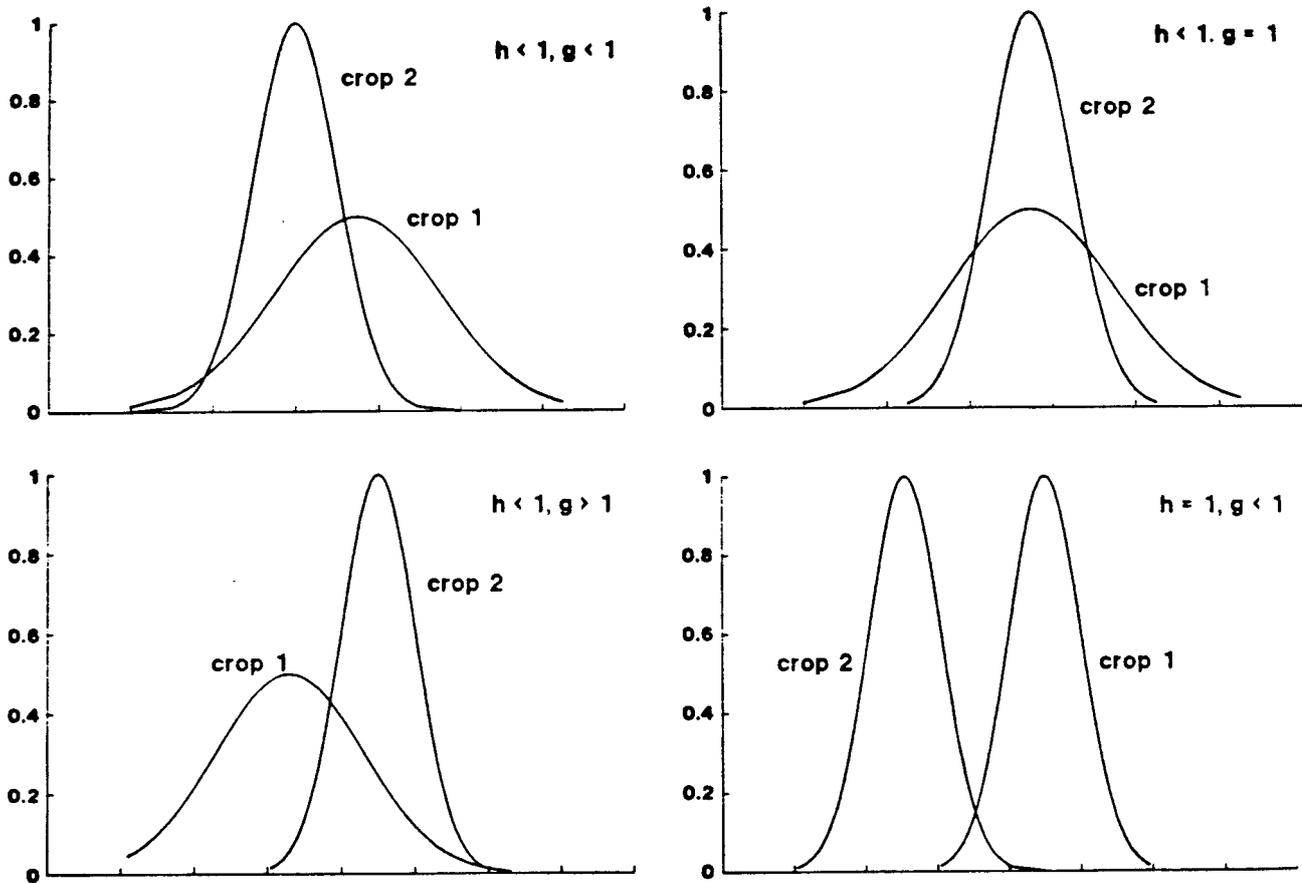


Figure 3 Quatre possibilités pour la loi de probabilité de la production des cultures 1 et 2 ($h = 1, g > 1$ équivaut $h = 1, g < 1$).

Pour certaines combinaisons de ρ , h et A , il existe des maximums locaux pour $\mu_{1,2}(x)$ dans le trajet $0 < f_1 < 1$. La figure 4 représente quatre possibilités pour la loi de probabilité des deux cultures. Il y a le plus de chances qu'une combinaison soit "judicieux" quand le mélange a non seulement avec la plus petite variance mais aussi la plus petite moyenne ($h < 1, g < 1$).

Lorsque les moyennes sont égales ($g = 1$), les combinaisons sont utiles (pour $x = 50$) dès que la variance totale est inférieure à la plus petite des variances des composantes isolées. Dans les combinaisons $g > 1$, où la culture avec la plus grande moyenne a la plus petite variance, une deuxième culture pourra également être utile si, dans cette nouvelle combinaison, la réduction de la variance est plus importante que celle de la moyenne, et ce à cause de ρ bas. De (4.9) combiné à l'exigence $0 < f_1 < 1$ résultent les conditions sous lesquelles l'espérance de la production pour les mauvaises années est plus élevée pour telles combinaisons des cultures 1 et 2 que pour les mêmes cultures cultivées en monoculture:

pour $g < 1$:

$$\text{pour } \rho < h: A^2 > 1/(1-\rho h)^2$$

$$\text{pour } \rho \geq h: 1/(1-\rho h)^2 < A^2 < 1/(\rho-h)^2$$

pour $g = 1$:

pour $\rho < h$: pour chaque valeur de A

pour $\rho \geq h$: pour aucune valeur de A

pour $g > 1$:

$$\text{pour } \rho < h: A^2 > 1/(1-\rho h)^2$$

pour $\rho \geq h$: pour aucune valeur de A

Dans le cas de $\rho < h$, la culture associée est toujours utile dans des années très extrêmes, la valeur de a étant plus élevée et par conséquent, les valeurs de A aussi. Si la moyenne de la culture 1 est plus élevée que celle de la culture 2, et si, de ce fait, g diffère fortement de 1, ce qui fait que A est petit, il faut prendre en considération des années si extrêmes que cela n'a plus aucune utilité: la condition qu'une production soit répartie de façon normale n'est jamais entièrement satisfaite, du seul fait qu'une production négative n'existe pas.

Les figures 4 et 5 représentent des exemples des relations que nous venons de discuter. La figure 4a montre que la ligne droite se courbe graduellement près de la médiane (μ_{50}), et qu'il se présente des maximums locaux à mesure que sont considérées plus d'années extrêmes. Plus ρ est petit, plus la courbure est prononcée. La figure 4b montre qu'une valeur plus élevée de k , soit le coefficient de variance de la culture 1, a le même effet que la prise en

considération de plus d'années extrêmes. Dans les figures 5 a et b sont représentées les valeurs de f_1 pour lesquelles $\mu_{1,2}(x)$ est maximal. Les valeurs de ρ près de 1 indiquent en général qu'il vaudrait mieux opter pour la monoculture soit de 1 soit de 2; une combinaison des deux cultures étant utile pour les valeurs de ρ inférieures à 1. Les figures 5 c et d montrent quelle valeur de $\mu_{1,2}(x)$ est possible lorsque le choix de f_1 est optimal, en fonction de ρ . Il y a des cas où la baisse de la valeur de ρ va de paire avec une hausse considérable de $\mu_{1,2}(x)$.

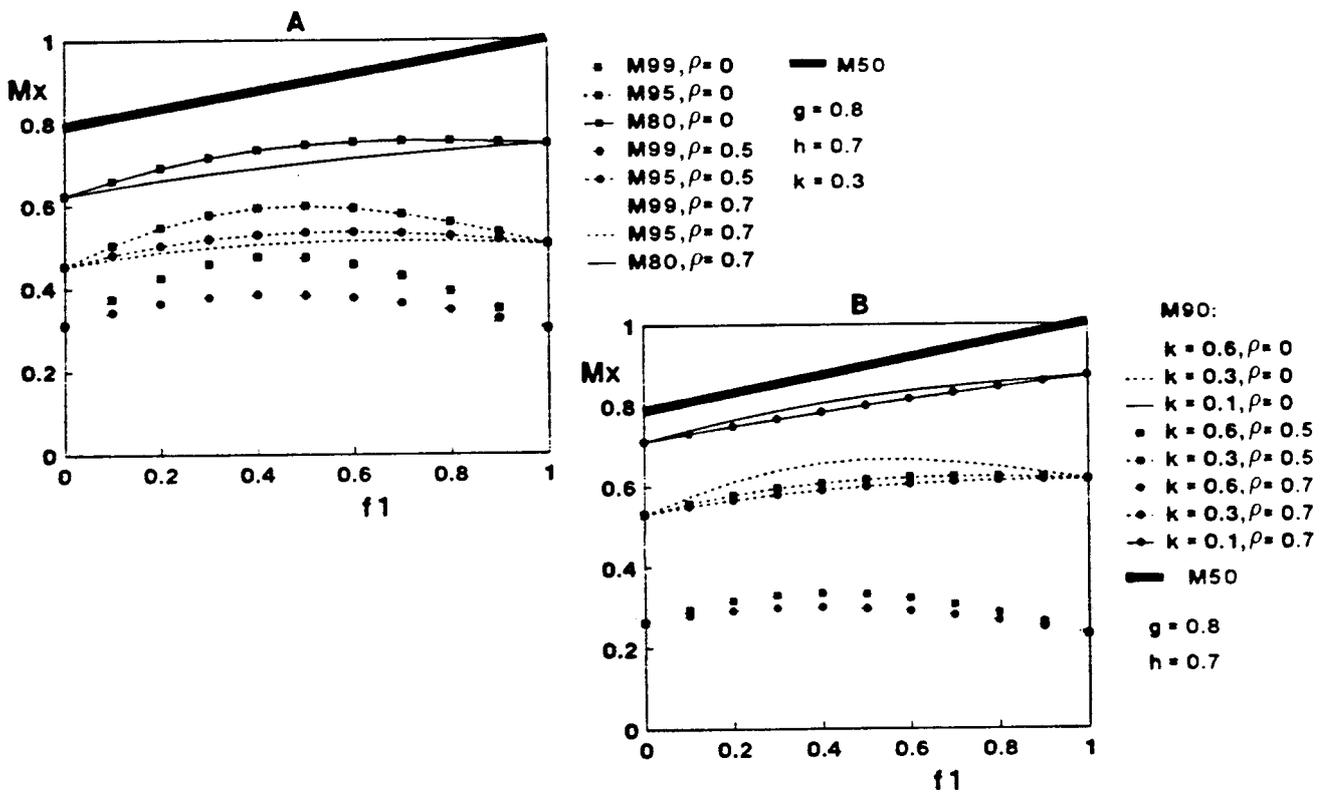


Figure 4 Quantiles de la production $\mu_{1,2}(x)$ de la combinaison des cultures 1 et 2 en fonction de f_1 , étant l'apport de la culture 1, relatifs à plusieurs combinaisons de paramètres.

4.3.3 Calcul du déficit à prévoir

Lorsque $\mu_{1,2}$ et $\sigma_{1,2}$ sont connus, le déficit alimentaire à prévoir peut être calculé pour une culture associée. Ce faisant, nous nous basons sur ce qu'il

est possible d'exprimer en la même unité que $\mu_{1,2}$ (par exemple kg/ha) la production céréalière requise, d_T , (après déduction des pertes de stockage et des semences requises pour l'an suivant), et que d_T et $\mu_{1,1}$ ne sont pas interdépendants. En fait, toutes sortes de dépendance sont possibles, résultant des processus de décision du paysan en matière d'investissement et de cultures. KLEIN HANEVELD & SCHWEIGMAN (1985) ont formulé le déficit à prévoir comme

$E(Y_{1,2}-d_T)$, où

$$(y_{1,2}-d_T) = 0 \text{ voor } Y_{1,2} > d_T$$

$$(Y_{1,2}-d_T) = d_T - Y_{1,2}, Y_{1,2} < d_T$$

Si d_T , $\mu_{1,2}$, et $\sigma_{1,2}$ sont connus, $E(Y_{1,2}-d_T)$ s'ensuit directement de la distribution normale normée.

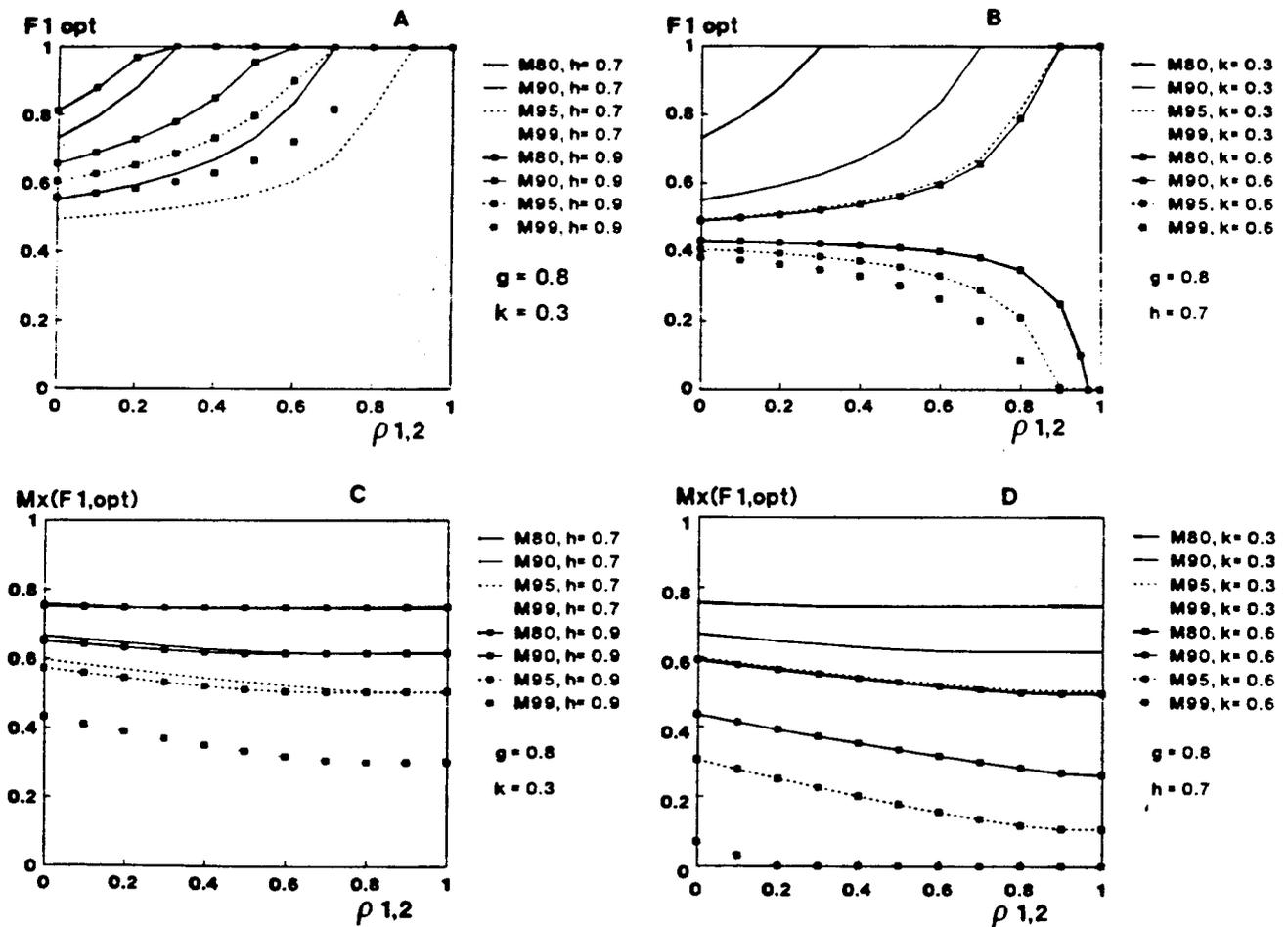


Figure 5. a et b: Choix de f_1 pour lequel $\mu_{1,2}(x)$ est maximalisé, comme fonction du coefficient de corrélation ρ des deux cultures; c et d sont les valeurs de $\mu_{1,2}(x)$ pour f_1 optimal.

4.3.4 Application du critère ρ/h

Dans la maximalisation de l'espérance de la production, $\mu_{1,2}x$, il s'avère une distinction importante lorsqu'on applique le critère ρ/h pour indiquer que $\sigma_{1,2}$ est plus petit que le plus petit de σ_1 et σ_2 séparés. Pour satisfaire au critère ρ/h , les cultures 1 et 2 doivent réagir de façon différente à la variation environnementale, en d'autres mots, différents facteurs déterminant la variance de la production doivent être en jeu. De ce fait, une différenciation du système cultural destinée à réduire la variance de la production dépend de l'éventuelle diversité des facteurs déterminant cette variance.

Cette conclusion correspond aux théories écologiques selon lesquelles la diversité des écosystèmes est associée à la diversité des niches écologiques. Une réaction (partiellement) indépendante à la variation environnementale pourrait être considérée comme niche, dans ce sens que la capacité de réagir à des années favorables – définies de façon spécifique – constitue un aspect de l'axe temporel de la niche. Dans l'écologie on considère les possibilités de différenciation des niches comme déterminatif pour la diversité des écosystèmes. Dans ce chapitre on considère ces possibilités comme déterminatif pour l'utilité ou non de combinaisons de cultures, du point de vue de la réduction des risques.

Dans les 2 cas les possibilités de différenciation des niches sont reliées à la variation des conditions de l'environnement. La figure 6 montre la relation qu'a décrite GRIME (1979), relation entre diversité de végétations (semi-)naturelles et conditions édaphiques (exprimée en la variation de la biomasse (standing crop) et la fréquence des perturbations). L'axe x peut s'interpréter comme μ/σ (l'inverse du coefficient de variation): la hausse de la production moyenne μ et/ou la baisse de la variance σ va de paire avec l'augmentation de la valeur x. La diversité se trouve atteindre une valeur maximum (confirmée au niveau expérimental) pour les milieux où le niveau de production est médiocre quand la variabilité des facteurs déterminant la croissance est modérée. A droite de ce maximum domine un petit nombre d'espèces qui poussent rapidement; à gauche du maximum, il n'y a que quelques espèces spécifiques qui sont capables de survivre à long terme; dans le trajet du centre, les possibilités de différenciation des niches sont maximales.

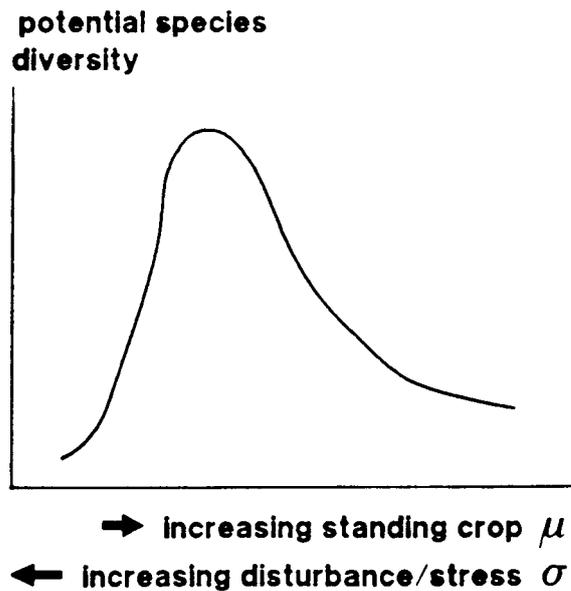


Figure 6 Diversité (potentielle) de végétations (semi-)naturelles sous contraintes édaphiques caractérisée par la production totale de matières sèches et l'intensité et/ou la probabilité de conditions "stressantes" (GRIME, 1979). L'axe x se caractérise par la relation μ/σ de la végétation dans le milieu concerné.

Pour le moment, cette image est trop spéculative pour l'appliquer aux systèmes agricoles. Cependant, nous constatons en tout cas un parallèle entre cette image et la disparition progressive de la diversité des systèmes agricoles et des végétations (semi-)naturelles quand il est question d'un contrôle croissant des conditions de production (baisse de σ) et d'une hausse de la production totale.

Il faudra approfondir la position relative - à gauche, à droite, au sommet de la courbe - des conditions de production du Plateau Mossi, et donc la question de savoir si la diversité doit s'agrandir ou bien diminuer.

A condition que μ , σ et ρ des combinaisons pertinentes soient connus, l'image précitée est applicable aux systèmes agricoles, et ce à l'aide des critères relatifs à l'(in)utilité des combinaisons destinée à maximaliser l'espérance de la production.

Pour une extension d'un système qui consiste déjà en deux composantes, il faudra au moins considérer le coefficient de corrélation ρ_{ij} de chaque

combinaison. Nous élaborons en ce moment un système de trois composantes.

4.4 Application de modèles de croissance végétale

4.4.1 Précision requise.

L'espérance et la variance peuvent être calculées au niveau agrégé, si les valeurs pertinentes (μ, σ, ρ_{ij}) soient connues pour toutes les composantes d'un système. Pour le projet AGRISK, il est question de plusieurs niveaux, à savoir: champ, exploitation, village, ORD, Plateau Mossi. Cependant, si nous voulons considérer plusieurs composantes comme un même système, les surplus et déficits locaux doivent pouvoir (et être) régler au niveau étudié (en fonction des possibilités de transport et de commerce et de la structure sociale des échanges). En premier lieu, nous nous préoccupons ici de la plus petite échelle possible dans ce contexte, à savoir: un mètre carré de végétation considéré lors d'une saison de croissance compte tenu de la pluviosité, des caractéristiques du sol, des variétés appliquées, et de la main d'oeuvre utilisée. Nous estimons que cette description nous permettra d'une part d'évaluer, pour cette échelle, les risques et les options agronomiques visant à leur réduction, et d'autre part, elle nous servira de base pour telles analyses sur les échelles plus grandes.

Concernant l'interdépendance des facteurs déterminant la production, nous distinguons deux situations:

a. valeurs des paramètres indépendants

Au niveau des plus grandes échelles, il est question d'une certaine loi de répartition des valeurs des paramètres; de ce fait, la production totale moyenne pondérée se détermine à l'aide d'une classification des valeurs des paramètres et de la production concernée. Si l'on veut connaître la variance de la production totale, il faut connaître les coefficients de corrélation. Les différents types de sol et les variétés appliquées dans telle région constituent un exemple dans ce cadre.

b. valeurs des paramètres associés (contraints)

Telle valeur de paramètre relatif à telle partie de la région exclue des

autres paramètres relatifs à une autre partie de la région. Les rendements des niveaux plus agrégés ne peuvent être calculés que si les options sont connues. La seule application de la stratégie d'option peut déjà réduire ou agrandir les risques. Or, à l'aide de techniques de programmation linéaire, il est possible de déduire l'option optimale, mais les options faites en réalité sont d'une importance directe. Sont des exemples de ces contraintes:

- la disponibilité de main d'oeuvre déterminant l'étendue des semences, il est possible qu'au moment favorable, on ne peut ensemercer qu'une partie de la superficie;
- vu la disponibilité limitée d'engrais organique - fumier, résidus végétaux, compost -, on ne peut s'en servir sur un seul des champs;
- un ruissellement considérable à tel endroit pourrait être mis à profit ailleurs sous forme d'infiltration agrandie.

Dans la plupart des cas, on ne semble pas être conscient de cette relation entre les deux phénomènes suivants: - l'interaction entre date de semis et variété appliquée: pour les semences tardives (2e fois), on prend souvent une variété à cycle de croissance plus court; - de cette petite échelle (km) jusqu'à celle de la région, la variabilité de la pluviosité est graduellement indépendante.

Les modèles de croissance végétale peuvent servir dans l'analyse, à condition que leur description des processus sous-jacents soit suffisamment précise. Une description détaillée est nécessaire pour pouvoir reconnaître, la variation pluviométrique donnée, les situations où la variation de la production de la culture 1 est partiellement indépendante de la variation de la culture 2. Si le modèle utilisé ne se base que sur une relation empirique entre pluviosité totale et production, il est impossible de décrire la variation indépendante des deux cultures. Dans la version sophistiquée de ce modèle cependant sont distingués différents stades de culture et les déficits hydriques sont totalisés par période (SNIJDERS & SCHWEIGMAN, 1985). A l'aide de ce dernier modèle, il est possible de réaliser que deux cultures, dont la sensibilité au déficit hydrique est différente dans tel stade de croissance, réagissent de façon partiellement indépendante au régime de pluies de telle année. Cependant, l'éventail de possibilités quant à la réalisation de variances indépendantes est bien plus large que celle décrite dans ce modèle. Si le modèle décrit par SNIJDERS & SCHWEIGMAN permet d'en venir, au niveau agrégé, à une assez bonne description des données de la FAO relatives à la production,

il ne permet pourtant pas d'analyser le pourquoi de la variance au niveau agrégé.

La situation agricole spécifique au Plateau Mossi peut être décrite à la base de la toposéquence des types de sol (pour une description détaillée, voir VAN DER HEIDE, en prép.) (Fig. 7). En partie, l'eau de pluie disparaît (ruissellement) entre la cuirasse et le lit fluvial, et en partie, elle est infiltrée; cette eau infiltrée draine partiellement vers les sols situés plus bas près de la rivière, si bien qu'il se crée ici des sols hydromorphes qui constituent un plus grand risque cultural que la sécheresse. Cette gradation des sols connaît un système agricole de superposition, c'est-à-dire que les champs entourant les maisons, champs de case, sont cultivés intensivement et ceux qui sont plus éloignés, champs de brousse, de façon moins intensive. Pour ce dernier type de champ, la jachère joue encore un rôle comme méthode de maintenir la fertilité du sol; par suite de la poussée démographique cependant, le délai disponible pour la jachère se fait de moins en moins long. Etant cultivés tous les ans, les champs de case reçoivent généralement tous l'engrais disponible ainsi que les déchets ménagers. De ce fait, quant aux régimes de l'eau, des éléments organiques et de l'azote, la situation est différente au tour de chaque village. Sur chaque champ, on cultive une ou plusieurs variétés de mil, qui peuvent varier quant au processus de germination et d'enracinement, à la date de floraison, et à la durée totale du cycle de croissance.

De plus, la production est influencée par la main d'oeuvre disponible pour le repiquage et le sarclage. Il est quasiment inévitable que, vu la complexité du système, les tentatives dans les domaines des expériences directes et de l'observation des rendements réels, tentatives entreprises dans le but de décrire en termes d'années sèches, humides et modérées cet ensemble de facteurs déterminant la production ainsi que leur interrelation, restent sans succès. Avec un modèle de croissance végétale valable pourtant, il est possible de définir les interactions (contraintes en main d'oeuvre et engrais, relation ruissellement/affluence, etc) et de calculer les coefficients de corrélation des cultures à différentes caractéristiques végétales et pédologiques. Il faudra donc élaborer un modèle suffisamment fondé et généralement valable, sinon il sera impossible l'appliquer sur toute situation spéciale à l'aide de paramètres spécifiques.

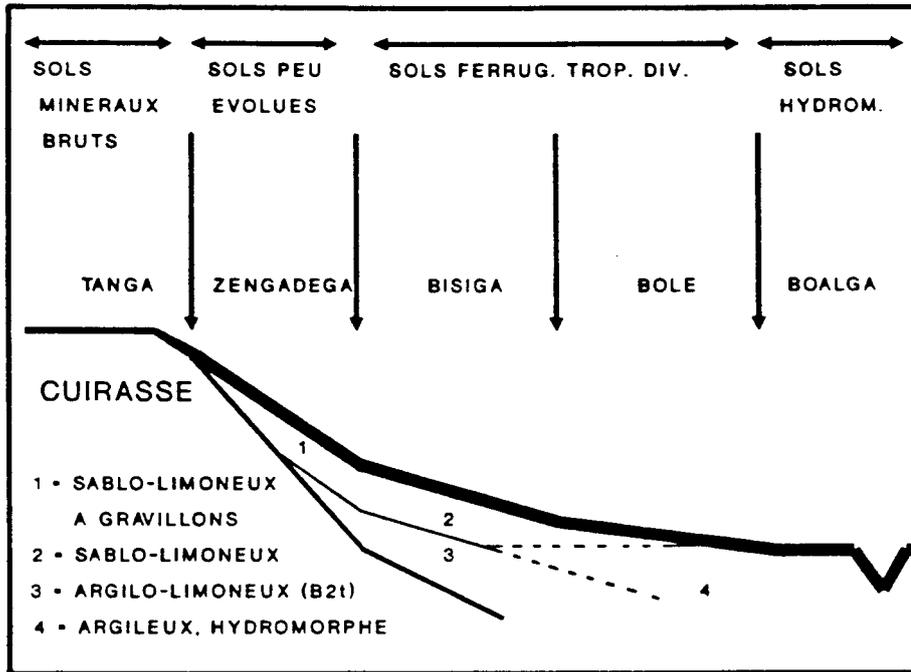


Figure 7 Schéma de la topséquence et des types de sol du Plateau Mossi (VAN DER HEIDE, en prép.)

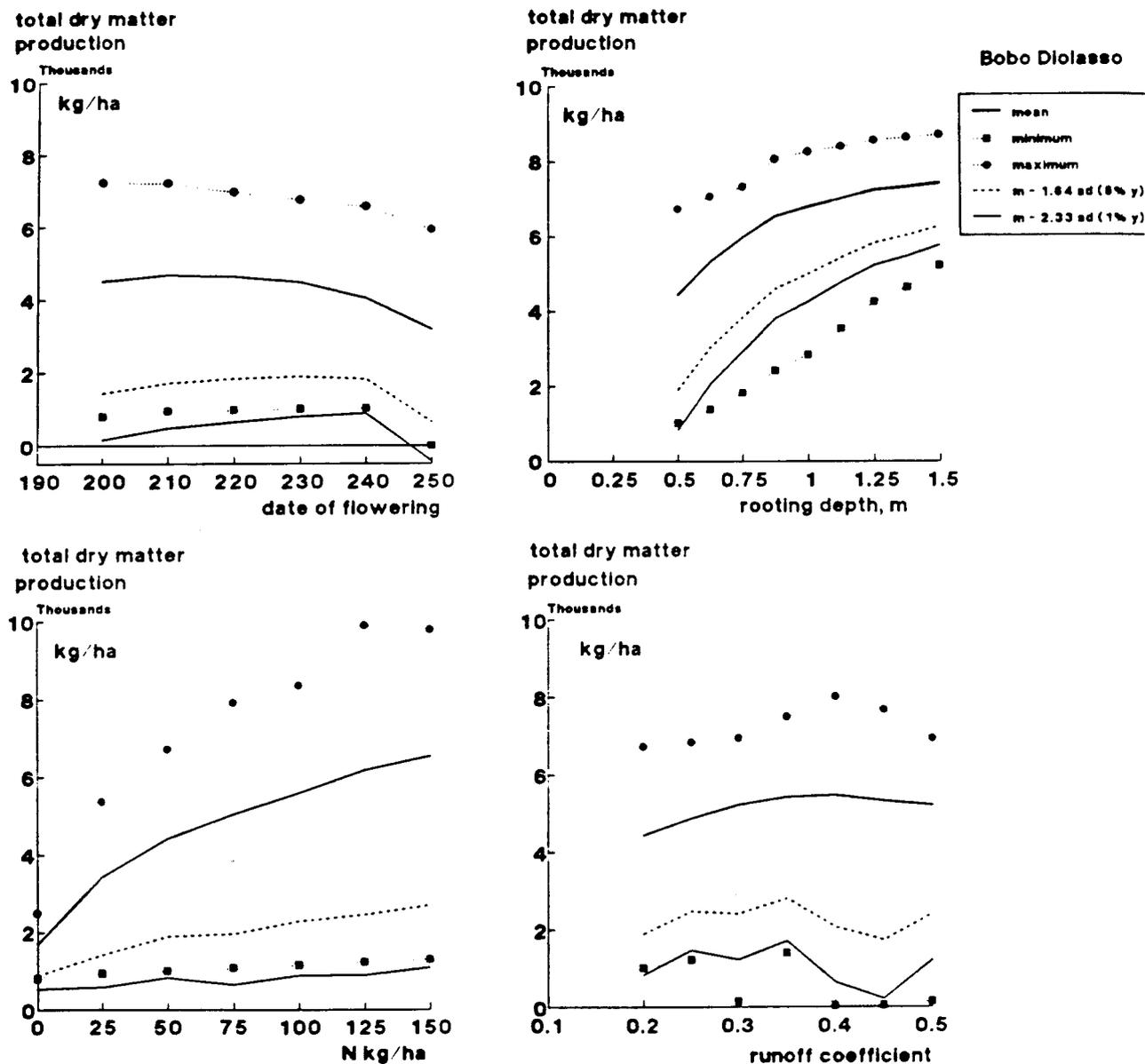


Figure 8 Analyse de sensibilité de la production totale calculée sous l'influence de la variation des valeurs des paramètres pour Bobo Dialasso. Les valeurs utilisées dans le cas standard sont date de floraison 230, profondeur de l'enracinement 0.5 m, fumage N 50 kg/ha, ruissellement 0.2 (calculs faits par B. VAN DER HOUT, à l'aide du modèle VAN LOO & HANEGRAAF, 1988)

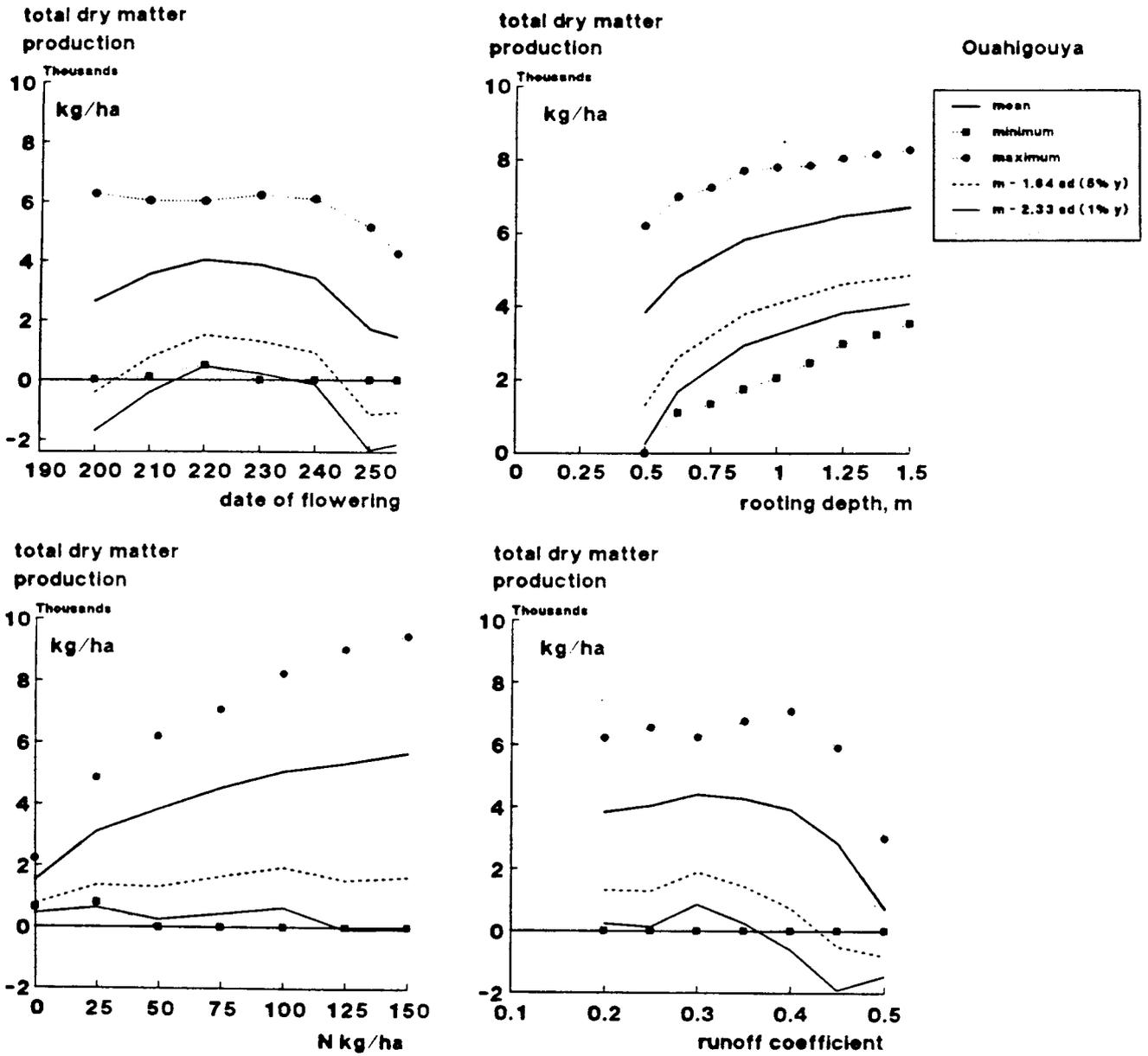


Figure 9 Analyse de sensibilité de la production totale calculée sous l'influence de la variation des valeurs des paramètres pour Ouahigouya. Les valeurs utilisées dans le cas standard sont date de floraison 230, profondeur de l'enracinement 0.5 m, fumage N 50 kg/ha, ruissellement 0.2 (calculs faits par B. VAN DER HOUT, à l'aide du modèle VAN LOO & HANEGRAAF, 1988)

4.4.2 Analyse de sensibilité de μ et σ

Le modèle idéal tel que nous l'avons décrit dans le paragraphe précédent, expérimentalement testé et muni de paramètres, ce modèle n'existe pas encore. C'est uniquement pour illustrer la méthode, que nous discutons ici les résultats calculés d'un modèle de croissance végétale décrivant la croissance du sorgho à base du bilan hydrique et du bilan d'azote du sol. (pour la description du modèle, voir VAN LOO & HANEGRAAF, 1988). Avec ce modèle, une analyse de sensibilité a été faite, les paramètres variant chacun autour de la valeur utilisée pour un cas "normal". Pour chaque combinaison de paramètres, les calculs ont été faits à base d'une série de données historiques (30 ans) relatives à la pluviosité quotidienne d'une station située dans le Sud (Bobo Dioulasso) et d'une station située sur le Plateau Mossi (Ouahigouya). Si les figures 8 et 9 montrent les résultats pour la biomasse totale calculée, c'est que, dans le modèle en question, la description du développement de la graine ni donc le calcul de l'indice de la récolte ne paraît pas encore satisfaisante. Sont variés les facteurs suivants: la date de la floraison (dans la supposition que c'est une caractéristique variétale susceptible de sélection et d'amélioration), la profondeur d'enracinement (qui est prise pour une caractéristique variétale influençable à côté des caractéristiques pédologiques), le fumage N, et le coefficient de ruissellement qui détermine le degré d'infiltration. La figure 8 représente les valeurs maximale, moyenne et minimale issues de cette série de 30 années, ainsi que l'espérance de la production dans les 5% et 1% des années les plus défavorables. Il se révèle de l'analyse de sensibilité qu'une variation des valeurs de paramètres peut avoir des effets très différents sur la moyenne et l'écart-type du rendement calculé:

- la variation de la date de floraison connaît un optimum faiblement défini en cas d'une répartition à peu près égale,
- une profondeur d'enracinement progressive implique une hausse de la moyenne et une baisse de la répartition, notamment à cause du fait que la valeur minimum augmente s'il est question d'une faible hausse du maximum,
- une augmentation du fumage N entraîne une hausse de la moyenne, mais aussi une hausse proportionnelle de l'écart-type, alors que le coefficient de variation ne change pas,

- une augmentation du ruissellement amène une légère augmentation de la production calculée, jusqu'au point du ruissellement "optimal", et un accroissement de l'écart-type.

Dans le modèle, un ruissellement réduit va de paire avec une infiltration plus importante et, de ce fait, parfois un lessivage de N, alors que, dans le cas de ruissellement important, l'infiltration moins importante aboutit à un déficit hydrique. Le modèle ne prend pas en considération les aspects négatifs tels que l'érosion due au ruissellement. Dans le cas d'un apport considérable de N et/ou d'un enracinement profond, nous constatons que le coefficient de ruissellement a un optimum moins élevé, puisqu'il est moins probable qu'il se crée des déficits en N, et que les déficits hydriques prédominent par suite du ruissellement élevé.

Les résultats calculés sont directement déduisibles à base des suppositions faites pour la description du processus. A cet égard, il convient de noter que ce modèle ne prend pas en compte, du moins pas directement, l'aspect financier des produits de photosynthèse à enracinement plus important.

L'analyse de sensibilité montre que surtout la profondeur d'enracinement et l'intrant de N sont des paramètres importants, étant donné qu'ils permettent de simuler toutes sortes de processus. Vu nos connaissances insuffisantes sur ces paramètres, il est, pour le moment, impossible de les appliquer dans ce modèle destiné à la prévision de récoltes. A base de quelques suppositions issues de la description du processus, suppositions que nous estimons raisonnables, nous pouvons cependant faire quelques remarques pertinentes en vue de notre objectif. L'augmentation de la production moyenne ainsi que celle de la variance de la production découlant d'un apport plus important de N (compte tenu des autres valeurs des paramètres) suggère qu'une augmentation de la production peut en effet mener à une hausse des variances, et que donc l'inquiétude que nous avons formulée à ce sujet dans l'introduction de ce chapitre semble fondée. Par contre, une augmentation de la production par suite d'un plus grand profondeur d'enracinement (le même résultat s'obtient par une amélioration de la capacité de rétention du profil) va de paire avec une baisse de la variance de la production. Il est donc indispensable que les mesures visant à augmenter l'espérance de la production soient testées scrupuleusement pour connaître leur effet sur la variance. Pour illustrer les critères pour la combinaison de deux cultures, critères que nous avons

discutés dans le paragraphe 4.3, nous traitons encore quelques résultats sous la réserve qu'il ne faut pas attacher un trop grand intérêt aux valeurs calculées.

4.4.3 Application du critère ρ/h

La théorie telle qu'elle est présentée dans le paragraphe 4.3 mène à la recette suivante:

Recette pour une application par étape du critère ρ/h :

ingrédients:

1. loi de probabilité ou série suffisamment longue d'observations historiques relatives à la variable environnementale à considérer,
2. modèle fournissant un pronostic fiable des productions pour chaque valeur de la variable environnementale, compte tenu des paramètres pertinents des composantes du système à considérer;

calculer:

3. μ_1 , μ_2 , σ_1 et σ_2 pour une série pertinente de tirages de la loi de probabilité ou bien une série suffisamment longue de données historiques relatives à la variable édaphique,
4. déterminer $\rho_{1,2}$, k , h , g ;

conclure:

5. que, sur telle superficie, lorsque $\rho_{1,2} < \sigma_1/\sigma_2$ (basé sur $\sigma_1 < \sigma_2$), l'introduction de la composante 2 dans un système qui, jusque là, ne consistait qu'en la composante 1, occasionne une baisse de la variance totale; et que, lorsque $\rho_{1,2} > \sigma_1/\sigma_2$, la variance est moins élevée pour le système qui ne consiste qu'en la composante 1,
6. déterminer, à base des critères donnés sous (4.9), quelle valeur de a , et donc de x , réaliserait une valeur $\mu_{1,2}(x)$ plus élevée pour une culture

- associée que celle du meilleur des deux végétaux cultivées en monoculture,
7. déterminer la valeur désirée de f_1 , à base de la valeur au plus pertinente pour x , à l'aide de (4.9),
 8. calculer $\mu_{1,2}(x)$ pour cette valeur de f_1 , et évaluer la baisse de la production moyenne qui serait acceptable pour favoriser une réduction de la variance.

Nous expliquons cette recette à l'aide de l'analyse de sensibilité relative à la durée de floraison; les résultats se trouvent dans le tableau 1. En fonction du critère relatif à la réduction des risques, nous pouvons considérer comme optimales diverses durées de floraison; de ce fait, les variétés concernées sont sélectionnées comme suit:

- d210, choix basé sur la production moyenne la plus élevée,
- d230, choix basé sur la valeur la plus élevée de la production obtenue dans 95% des années considérées,
- d240, choix basé sur la valeur la plus élevée de la production obtenue dans 99% des années considérées.

Dans une sélection de variétés individuelles, il n'y a aucun critère qui désignerait d250 comme une variété favorable. Cependant, c'est précisément cette variété qui est importante dans le cadre de la réduction des risques. Le tableau 1B montre que d250 ne peut satisfaire au critère p/h que si elle est combinée à n'importe quelle des autres variétés. Pour en fournir un exemple: la combinaison d210/d250 donne $h = 0.859$ et $\rho = 0.539$. Il s'ensuit à base des formules (4.5) et (4.6) que l'écart-type de la production totale est minimalisé par $f_1 = 0.339$. La production prévue sera donc 4182 et σ_t 1330. Pour 95% des années considérées, la production prévue sera de 2001, pour 99% des années, elle sera de 1083, les deux étant considérablement plus élevées que celle qui pourrait être réalisée dans le cas d'une seule variété!

Tableau 1 A: Production totale calculée de matières sèches (kg/ha) pour 6 valeurs de paramètres relatifs à la durée de floraison; en outre, la production minimale à prévoir dans 95% et 99% des années considérées est indiquée.

B: Matrice des corrélations.

A. durée de floraison	moyenne μ	écart-type	95% des années $\mu-1.64*\sigma$	99% des années $\mu-2.33*\sigma$
d220	4508	1868	1444	156
d210	4691*	1810	1723	474
d220	4655	1720	1834	647
d230	4492	1585	1893*	799
d240	4068	1363	1833	892*
d250	3204	1555	654	-0

B.

	ρ					
	d200	d210	d220	d230	d240	d250
d200	1	0.983	0.974	0.970	0.928	0.546
d210		1	0.999	0.990	0.956	0.539
d220			1	0.994	0.978	0.547
d230				1	1	0.578
d240						0.650
d250						1

	h					
	d200	d210	d220	d230	d240	d250
d200	1	0.969	0.921	0.849	0.730	0.832
d210		1	0.950	0.876	0.753	0.859
d220			1	0.922	0.792	0.904
d230				1	0.860	0.981
d240					1	0.877
d250						1

4.5 Résumé et possibilités pour études ultérieures

La méthode que nous venons de discuter permet d'étudier un grand nombre de situations traduites en paramètres pour approfondir la question de savoir dans quelle mesure la diversité de systèmes agricoles peut contribuer à une réduction des risques, et dans quelle mesure cela se fait au détriment de la production moyenne. Les facteurs associés, mentionnés dans le paragraphe 4.4.1, ont dans ce cadre un rôle important: pour un champ pourvu de cloisons - alignement de pierres ou levées de terre -, l'infiltration sera plus importante dans les billons, et ce indépendamment du ruissellement dont il est question ailleurs. Entre ces deux endroits, la corrélation sera très faible, ce qui constitue une contribution à la réduction des risques.

Pour les stations à pluviosité plus modeste, les possibilités de diversification sont probablement plus nombreuses que pour la situation telle que nous l'avons décrite ici; c'est une présomption que nous souhaiterions vérifier dans un stade ultérieur.

La plus grande entrave jusqu'ici est formée par le manque de fiabilité des résultats calculés à base de la description des processus fournie par le modèle en question. Dans les années à venir, il faudra élaborer un modèle amélioré (projet CABO/IB/LUW au Mali). Pour appliquer le présent modèle à la situation du Plateau Mossi, il faudra d'abord inventorier les paramètres végétaux et pédologiques pertinents.

5. REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Andel, J. van, H.J.M. Nelissen, E. Wattel, T.A. van Valen et A.T. Wassenaar
1984 Theil's inequality index applied to quantify population variation with regard to dry matter allocation. *Acta Bot. Neerl.* 33: 162-175.
- Andel, J. van, N.A.M. Rozijn, W.H.O. Ernst et H.J.M. Nelissen
1986 Variability in growth and reproduction of F1-families of an *Erophila verna* population. *Oecologia* (Berlin) 69: 79-85.
- Angevine, M.W. et B.F. Chabot
1979 Seed germination syndroms in higher plants. In: O.T. Solbrig et al. (eds.), *Topics in plant population biology*. Columbia Univ. Press, 188-206.
- Bakker-Frijling, Greet et Georgette Konaté
1988 La demande alimentaire, la consommation alimentaire et l'état nutritionnel de la population du Plateau Mossi, Burkina Faso, Rijksuniversiteit Groningen et Université de Ouagadougou; projet CEDRES/AGRISK, ISBN 90 367 0055 8
- Benjamin, L.R. & R.C. Hardwick
1986 Sources of variation and measures of variability in even-aged stands of plants. *Ann. Bot.* 58: 757-778.
- Biere, A.
1987 Ecological significance of size variation within populations. In: J. van Andel et al. (eds.). *Disturbance in grasslands*. *Geobotany* 10: 253-263.
- Bogges, W.G. et J.T. Ritchie
1988 Economic and risk analysis of irrigation decisions in humid regions. *J. Prod. Agric.* 1: 116-122.
- Cissé, A.M.
1986 Dynamique de la strate herbacée des pâturages de la zone sud-sahélienne. Thèse L.U. Wageningen.
- Cohen, D.
1966 Optimizing reproduction in a randomly varying environment. *J. Theor. Biol.* 12: 119-129.
- Doorenbos, J. et A.H. Kassam
1979 Yield response to water. *FAO irrigation paper* 33. FAO, Rome.
- Ennos, R.A.
1985 The significance of genetic variation for root growth within a natural population of white clover (*Trifolium repens*). *J. Ecol.* 73: 615-624.
- Grime, J.P.
1979 *Plant strategies and vegetation processes*. Wiley, Chichester.

- Haggblade, Steve
1984 An overview of food security in Upper-Volta, a report prepared for USAID.
- Harper, J.L.
1977 Population biology of plants. Acad. Press, London.
- Keulen, H. van et J. Wolf (eds.)
1986 Modelling of agricultural production: weather, soils and crops. Pudoc, Wageningen.
- Klein Haneveld, W.K. et C. Schweigman
1985 Risk in agriculture decision models for risky situations. In: C. Schweigman (ed.), Operations research problems in agriculture in developing countries. Khartoum Univ. Press. 81-152.
- Konaté, Georgette
1988 Introduction à l'étude des structures démographiques et de l'organisation sociale mossi, Rijksuniversiteit Groningen et Université de Ouagadougou; projet CEDRES/AGRISK, ISBN 90 367 0134 1.
- Kuiper, P.J.C., D. Kuiper et J. Schuit
1988 Root functioning under stress conditions: an introduction. Plant Soil 111: 249-253.
- Lecaillon, J. et C. Morrison
1985 Politiques économiques et performances agricoles, le cas du Burkina Faso, 1960-1983, Centre de Développement, OCDE, Paris.
- Loo, R. van et M. Hanegraaf
1989 Structure d'un modèle de croissance végétale pour estimer les rendements du sorgho et du mil sous restrictions d'eau et d'azote. AGRISK Groningen (en préparation).
- Mellaart, E.A.R.
1988 Simulations des effets de la variabilité de la disponibilité hydrique en fonction de la pluviosité sur la production de sorgho et de mil, Rijksuniversiteit Groningen et Université de Ouagadougou; projet CEDRES/AGRISK, ISBN 90 367 0158 9
- Passioura, J.B.
1985 Roots and water economy of wheat. In: W. Day et R.K. Atkin (eds.), Wheat growth and modelling. NATO ASI series A: Life sciences, vol. 86, 185-198.
- Schat, H.
1981 Seed polymorphism and germination ecology of *Plantago coronopus* L. Acta Oecol./Oecol. Plant. 2(16): 367-380.
- Schweigman, Caspar
1986 Etude interdisciplinaire de risques dans l'approvisionnement alimentaire dans les régions semi-arides; structure de la recherche AGRISK. Rijksuniversiteit Groningen et Université de Ouagadougou;

projet CEDRES/AGRISK, ISBN 90 367 0036 1 (Version néerlandaise ISBN 90 367 0035 3). Aussi paru dans: C.E.D.R.E.S. - Etudes; Revue économique et sociale burkinabè, No. XX, Ouagadougou, Burkina Faso, juillet 1987, 1-46.

Snijders, T.A.B.

1986a Interstation correlations and nonstationarity of Burkina Faso rainfall. *J. Climate and Appl. Meteor.* 25: 524-531.

Snijders, T.A.B.

1986b Improving estimators of crop yield distributions by the use of historical rainfall data. *Proceedings of the Third International Conference on Statistical Climatology, Vienna, June 1986*, 281-285.

Snijders, T.A.B. et C. Schweigman

1985 The stochastic nature of yields. In: C. Schweigman (ed.), *Operations research problems in agriculture in developing countries*. Khartoum Univ. Press, 153-192.

Snijders, T.A.B., A. Djiiguemde, C. Schweiman et A. Maatman

1988 L'analyse statistique de données agricoles du Plateau Mossi, Rijksuniversiteit Groningen et Université de Ouagadougou; projet CEDRES/AGRISK, ISBN 90 367 0160 0

Stearns, S.C.

1976 Life-history tactics; a review of the ideas. *Q. Rev. Biol.* 51: 3-47.

Trenbath, B.R.

1986 Resource use by intercrops. In: C.A. Francis (ed.), *Multiple cropping systems*, Macmillan, New York, 57-81.

Weiner, J. et O.T. Solbrig

1984 The meaning and measurement of size hierarchies in plant populations. *Oecologia (Berlin)* 61: 334-336.

Weiner, J. et S.C. Thomas

1986 Size variability and competition in plant monocultures. *Oikos* 47: 211-222.

Willigen P. de et M. van Noordwijk

1987 Roots, plant production and nutrient use efficiency. Thesis Agricultural University Wageningen.

Wit, C.T. de

1958 Transpiration and crop yields. *Versl. Landbouwk. Onderz.* 64(6): 1-88.

Wit, C.T. de

1960 On competition. *Versl. Landbkd. Onderz.* 66(8): 1-82.

Yonli, E.

1988 Marchées et prix dans l'approvisionnement du Plateau Mossi en sorgho et en mil, Rijksuniversiteit Groningen et Université de Ouagadougou; projet CEDRES/AGRISK, ISBN 90 367 0161 9.

PUBLICATIONS DU PROJET CEDRES/AGRISK

"Risques dans l'approvisionnement alimentaire des régions tropicales semi-arides", tel est le thème central du programme de recherche AGRISK. Le projet AGRISK ou CEDRES/AGRISK est un programme de coopération de l'Université de Ouagadougou, Burkina Faso, et l'Université de Groningen, Pays-Bas. Le projet est réalisé au Burkina Faso. Dans ce pays, les chercheurs sont attachés au Centre d'Etudes, de Documentation, de Recherches Economique et Sociale (CEDRES) de l'Université de Ouagadougou. La recherche est concentrée sur les risques dans l'approvisionnement en sorgho et en mil dans la zone semi-aride située au Nord de Ouagadougou sur le Plateau Mossi, notamment dans les provinces suivantes: le Yatenga, le Bam, le Sanmatenga, le Namentenga et le Passoré.

Baerends, Els A.

1988 Aspects sociaux et culturels des risques dans l'approvisionnement alimentaire du Plateau Mossi, Burkina Faso. ISBN 90 367 0155 4

Baerends, Els A.

1988 Usage et droit fonciers et risques dans l'approvisionnement alimentaire du Plateau Mossi, Burkina Faso. ISBN 90 367 0156 2

Bakker-Frijling, Greet et Georgette Konaté

1988 La demande alimentaire, la consommation alimentaire et l'état nutritionnel de la population du Plateau Mossi, Burkina Faso.
ISBN 90 367 0055 8

Bijvoet, Paul

1989 Système de littérature pour le programme de recherche AGRISK. (en préparation)

Broekhuysen, Jan Th.

1988 De survie à suffisance; étude des problèmes et des perspectives du développement aboutissant à une idéologie paysanne au Plateau Nord des Mossi. ISBN 90 367 01570

Djiguemdé, Abdoulaye

1988 Les conditions agricoles du Plateau Mossi ou les vicissitudes d'une production alimentaire.
ISBN 90 367 0135 x

- Konaté, Georgette
1988 Introduction à l'étude des structures démographiques et de l'organisation sociale mossi.
ISBN 90 367 0134 1
- Laman, Mineke
1988 La dynamique du système agraire sur le Plateau Central au Burkina Faso; un bilan des recherches existantes.
- Leeuw, J. de, et T.A.B. Snijders
1987 Est-il possible de prédire la pluviométrie à venir à partir de la lame pluviale relevée en début de saison? Bulletin de liaison du CIEH 69, 37-41.
- Loo, E.N. van, et M.C. Hanegraaf
1989 Structure of a simulation model for dry matter production of sorghum and millet under limited availability of water and nitrogen. (en préparation)
- Maatman, A., C. Schweigman et E.A.R. Mellaart
1989 Etude de systèmes de production sur le Plateau Mossi, application de la programmation linéaire (en préparation).
- Mellaart, Eduard A.R.
1988 Simulations des effets de la variabilité de la disponibilité hydrique en fonction de la pluviosité sur la production de sorgho et de mil. ISBN 90 367 0158 9
- Mellaart, Eduard A.R.
1988 Simulated effects of water availability on the yield of different varieties of sorghum in Burkina Faso. International Conference on Dryland Farming, Amarillo, Texas, 15-19 August 1988.
- Reij, Chris Ph. van
1988 Impact des techniques de conservation des eaux et du sol sur les rendements agricoles; analyse succincte des données disponibles pour le Plateau Central au Burkina Faso.
- Schweigman, Caspar
1986 Etude interdisciplinaire de risques dans l'approvisionnement alimentaire dans les régions semi-arides; structure de la recherche AGRISK. Rijksuniversiteit Groningen et Université de Ouagadougou. ISBN 90 367 0036 1 (Version néerlandaise ISBN 90 367 0035 3). Aussi paru dans: C.E.D.R.E.S.-ETUDES; Revue économique et sociale burkinabè, No. XX, Ouagadougou, Burkina Faso, juillet 1987, 1-46.

- Schweigman, C., T.A.B. Snijders, J. van Andel et M. van Noordwijk
1988 Observations quantitatives sur les risques dans l'approvisionnement alimentaire sur le Plateau Mossi, Burkina Faso.
ISBN 90 367 0159 7
- Schweigman, C. et T. Thiombiano, J. van Andel, eds.
1989 Etude interdisciplinaire de risques dans l'approvisionnement alimentaire sur le Plateau Mossi, Burkina Faso. Document final de la première phase du programme de recherche CEDRES/AGRISK. (en préparation)
- Schweigman, C., T. Thiombiano et E. Yonli
1988 Un modèle mathématique pour analyser l'influence d'une banque céréalière sur les stratégies paysannes de vente, d'achat et de sécurité alimentaire. Dans: Yonli 1988: chapitre 3.
- Snijders, Tom A.B.
1985 Le régime des pluies au Burkina Faso: variabilité inter-annuelle et cohérence spatiale. Bulletin de liaison du CIEH 59, 2-16.
- 1986 Inter-station correlations and non-stationarity of Burkina Faso rainfall. Journal of Climate and Applied Meteorology 25, 524-531.
- 1986 Improving estimators of crop yield distributions by the use of historical rainfall data. Proceedings of the Third International Conference on Statistical Climatology, Vienna, June 1986, 281-285.
- 1988 A method for early warning. ISBN 90 367 0087 6
- Snijders, T.A.B., A. Djiguemdé, C. Schweigman et A. Maatman
1988 L'analyse statistique de données agricoles du Plateau Mossi.
ISBN 90 367 0160 0
- Stanneveld, A., A. Djiguemdé, G. Konaté, E. Mellaart, T. Snijders et E. Yonli.
1987 "Le secteur agricole du Plateau Mossi au Burkina Faso", document de travail du projet CEDRES/AGRISK, Université de Ouagadougou et Université de Groningen.
ISBN 90 367 0054 x
- Winden, Aad J.M. van
1988 Systèmes de crédit sur le Plateau Mossi au Burkina Faso.

Yonli, Ernest

1988

Marchés et prix dans l'approvisionnement du Plateau
Mossi en sorgho et en mil. ISBN 90 367 0161 9