# RICHESSE DES MENAGES, NIVEAUX DE PRODUCTION, ET TERMES DU CONTRAT EN AGRICULTURE : THEORIE ET EVIDENCE DE LA TUNISIE.

RAPPORT DE MAÎTRISE

Directeur : Jean-Louis Arcand

Travail présenté par : Jacques Miniane

Mars 1997

Je tiens à remercier George Dionne pour ses commentaires sur les éléments de théorie du risque, ainsi que Marcel Dagenais et Lucien Gardiol qui m'ont aidé avec les développements mathématiques. Jean-Louis Arcand a participé activement à chacune des phases de ce travail, qui est aussi le sien. Toute erreur est de ma propre responsabilité.

# RESUME

Dans ce travail nous étudions le lien entre la richesse des ménages agricoles d'une part, et les niveaux de production et de partage de la rente entre propriétaires terriens et cultivateurs de l'autre. Contrairement à ce qui est généralement fait dans la littérature, l'emphase est mise sur le partage des coûts et non sur le partage de l'output, puisque l'observation empirique semble montrer que le premier est beaucoup moins uniforme à travers les contrats. Nous développons un modèle principal-agent ; l'agent (le cultivateur) maximise sur le niveau d'inputs l'espérance d'utilité de sa richesse finale, composée des revenus d'origine agricole mais aussi non agricole, et le principal (le propriétaire) maximise sur les niveaux de partage de coût l'espérance de ses profits. Sous des conditions très générales et très proches de résultats classiques en théorie du risque, nous montrons deux résultats importants :

- le niveau de production agricole est une fonction croissante du niveau de richesse non agricole du ménage cultivateur.
- un agriculteur plus riche supportera une part des coûts au moins aussi élevée sinon plus que celle d'un agriculteur avec moins de ressources.

Finalement, nous testons avec des données tunisiennes l'hypothèse que les profits d'un propriétaire terrien doivent être une fonction croissante de la richesse non agricole de son cultivateur (hypothèse qui découle des deux résultats précédents). Nos données supportent fortement cette prédiction (coefficient significatif à moins de 2%) pour l'échantillon propriétaire-exploitant (le plus important en termes de nombre d'observations) et ne la confirment ni ne l'infirment pour l'échantillon métayage.

## TABLE DES MATIERES

# INTRODUCTION

La théorie des contrats agricoles a fait l'objet d'une vaste littérature en économie, et cela tient principalement à deux raisons. La première est l'importance intrinsèque du sujet : l'agriculture occupe une place de choix dans l'économie de nombreux pays, et il semble vraisemblable de penser que la productivité de la terre dépend de la forme de contrat sous laquelle elle est exploitée. La deuxième a trait à ce qu'il est convenu d'appeler l' « inefficacité marshallienne ». Depuis Smith, de nombreux économistes ont prétendu que le métayage, l'une des formes les plus répandues de contrat, était forcément inefficace, puisque un métayer qui ne reçoit qu'une partie du produit de la terre ne fournira jamais le niveau d'intrants correspondant à l'optimum. Plusieurs articles (Cheung (1969), Hallaghan (1978), Newbery et Stiglitz (1979), Eswaran et Kotwal (1985), parmi les plus célèbres) sont alors apparus, qui donnaient une justification économique au métayage.

Dans une littérature aussi considérable, il est surprenant de constater que le lien qui pourrait exister entre la richesse des agents, le niveau d'inputs fourni, et les termes du contrat, a été fort peu exploré. Pourtant, l'intérêt d'un tel sujet saute aux yeux : si un gouvernement décide d'affecter la richesse des ménages agricoles par l'un des multiples leviers dont il dispose (en modifiant les pensions de retraite ou la loi sur les rapatriements par exemple), il a tout intérêt à évaluer les effets indirects d'une telle action, s'il y en a, sur les niveaux de production et de partage de la rente. Il existe à notre connaissance un seul papier ayant abordé ce sujet, celui de Allen et Lueck (1996). Dans cet article, les auteurs construisent deux modèles, principal-agent et coûts de transaction respectivement, et testent leur prédictions avec des données nordaméricaines. Pour le premier, ils testent notamment la relation positive entre la richesse du paysan et sa part de l'output, en supposant une aversion absolue pour le risque décroissante. Leurs données ne supportent pas cette hypothèse, comme elles ne supportent aucune des prédictions de ce modèle. Allen et Lueck en concluent que les comportements face au risque expliquent mal la réalité du métayage. Néanmoins, leur modèle a, nous semble-t-il, deux limites fondamentales. Premièrement, il n'y a pas d'input dans la production autre que l'effort, et donc pas de partage de coûts. Or, il a été remarqué que le partage de l'output est généralement proche de 50-50, et que c'est par conséquent le niveau de partage des coûts qui différencie les contrats. Dans ces conditions, il n'est pas étonnant qu'une régression dont la variable dépendante est la part de l'output n'ait pas amené des résultats concluants. Deuxièmement, les auteurs supposent une fonction d'utilité et une fonction de coûts de l'effort pour le paysan bien particulières :

$U(I) = \text{Espérance } (I) - \frac{r}{2} \text{ Variance } (I)$, où $r$ est une constante et $I$ le revenu de production

et $C(e) = a_1 + a_2 e + \frac{a_3}{2} e^2$, où les $a_i$ sont des constantes et $e$ l'effort.

limitant grandement la généralité du modèle.

L'objectif de notre travail est d'aborder ce sujet fondamental mais encore peu exploré tout en dépassant les limites du travail de Allen et Lueck. Il sera organisé comme suit. La Section I présente le modèle. C'est un modèle de type principal (neutre au risque)-agent (neutre ou averse au risque), où l'agent décide des niveaux de travail et d'un input $x$ et le principal du niveau de partage des coûts. Contrairement à l'hypothèse usuelle, l'agent ne maximise pas l'espérance de l'utilité du revenu de production mais l'espérance de l'utilité de sa richesse finale Celle-ci est constituée des revenus de production mais aussi de la richesse initiale non aléatoire provenant de sources autres. Les fonctions de production et d'utilité sont tout à fait générales.

La Section II présente et justifie la spécification économétrique retenue, et interprète les résultats.

La Section III conclue.

# I : LE MODELE

Soit Y la richesse finale d'un paysan donnée par :

$$Y = 0.5 f(x,l) - [\beta(x+l)](1+g) + W$$

où :

$f(.)$ est la fonction de production (les dérivées croisées sont supposées positives),

$x$ est un input,

$l$ est le travail,

$\beta$ est la part des coûts supportée par le paysan,

$g$ est une variable aléatoire distribuée normalement et de moyenne 0,

$W$ est la richesse initiale non aléatoire du paysan et provenant de sources autres que la production agricole.

Notez que les prix de l'output et de l'input ainsi que le salaire ont été normalisés à 1. Notez aussi qu'en agriculture, et sauf dans des cas extrêmes comme la grêle, le cultivateur peut lutter contre les conditions naturelles au fur et à mesure qu'elles se présentent et donc maintenir son objectif de production s'il s'en donne les moyens. L'hypothèse d'un choc aléatoire qui intervient sur les coûts et non sur l'output est donc tout à fait raisonnable à notre avis, même si elle n'est pas très courante dans la littérature.

Le problème auquel fait face le paysan est :

$$\max_{x,l} EU(Y),$$

ou U est sa fonction d'utilité, avec $U'_y \rangle 0$ et $U''_{yy} \langle 0$. Les conditions de premier ordre sont obtenues de façon évidente :

$$f_x = 2\beta(1+\rho)$$

et $f_l = 2\beta(1+\rho)$, où $\rho = \frac{EU_y g}{EU_y}$ est le facteur de risque.

Si le paysan est neutre au risque, $\rho$ est nul, et donc le niveau de $x$ et de $l$ fournis a l'optimum ne dépend pas de W. Si le paysan est averse au risque, son facteur de risque est fonction de W. Il est donc intéressant de voir comment varient $x^*$ et $l^*$ lorsque W varie. La statique comparée des termes optimaux par rapport a W est donnée par :

$$\frac{\partial x^*}{\partial W} = \frac{1}{\Delta}\left[\left(f_{ll} - f_{xl}\right)\left(2\beta\frac{\partial\rho}{\partial W}\right)\right]$$

$$\frac{\partial l^*}{\partial W} = \frac{1}{\Delta}\left[\left(f_{xx} - f_{lx}\right)\left(2\beta\frac{\partial\rho}{\partial W}\right)\right]$$

avec $\Delta = \frac{\partial\Phi_x}{\partial x}\frac{\partial\Phi_l}{\partial l} - \frac{\partial\Phi_l}{\partial x}\frac{\partial\Phi_x}{\partial l}$, où $\Phi_x, \Phi_l$ sont les CPOs correspondant à $x$ et à $l$ respectivement

Preuve : Appendice 1

Notez que le seul signe ambigu dans ces expressions est celui de $\frac{\partial\rho}{\partial Y}$, vu que $\Delta > 0$ forcément puisque nous supposons que les conditions de deuxième ordre du paysan tiennent. Or, en supposant que g suit une distribution normale, il est possible de montrer que la condition pour que cette dérivée soit négative est :

$$condition\ 1 : EU_{ww}EU_y > EU_w^2$$

Preuve : Appendice 2

Cette condition ressemble fortement à la condition d'une aversion absolue pour le risque décroissante[1]. Nous avons testé pour deux fonctions connues, ln et puissance, l'hypothèse qu'une DARA entraînait cette *condition* 1. Lors des tests, joints en Annexe 1, l'hypothèse a été vérifiée pour toutes les différentes paramétrisations. Ainsi, si l'on admet les hypothèses parfaitement raisonnables suivantes :

- les individus ont une aversion absolue pour le risque décroissante et ceci entraîne la *condition*1,
- et le choc aléatoire est distribué normalement,

alors le modèle dégage une prédiction testable sans imposer de forme particulière pour les fonctions de production et d'utilité : les niveaux d'inputs mis dans la production (et donc les niveaux de production) sont une fonction croissante de la richesse non-agricole du paysan exploitant, *ceteris paribus*.

Le propriétaire, lui, est neutre au risque et va donc chercher à maximiser sur $\beta$ ses profits,

$$\Pi = 0.5f(x^*,l^*) - (1-\beta)(x^*+l^*)$$

$$s.c.\ EU(Y^*) \geq U_0$$

ou $Y^*$ est le revenu du paysan évalué a l'optimum, et $U_0$ son utilité de réserve. Laissons de coté pour l'instant la contrainte de rationalité individuelle. La CPO s'écrit :

$$(x^*+l^*) + \left(0.5f_{x^*} - (1-\beta)\right)\frac{\partial x^*}{\partial \beta} + \left(0.5f_{l^*} - (1-\beta)\right)\frac{\partial l^*}{\partial \beta} = 0$$

[1] Nous rappelons que cette condition est $U_{yyy}U_{y} > U_{yy}^{2}$ pour tout $y$

Notez que le problème ne peut être concave que si les dérivées partielles des termes optimaux par rapport à $\beta$ sont négatives. Or, ces dérivées sont données par :

$$\frac{\partial x^*}{\partial \beta} = \frac{1}{\Delta}\left[\left(f_{ll} - f_{xl}\right)\left(2(1+\rho) + 2\beta\frac{\partial \rho}{\partial \beta}\right)\right]$$
$$\frac{\partial l^*}{\partial \beta} = \frac{1}{\Delta}\left[\left(f_{xx} - f_{lx}\right)\left(2(1+\rho) + 2\beta\frac{\partial \rho}{\partial \beta}\right)\right]$$

Preuve : Appendice 3

Le signe de ces dérivées sera toujours négatif pour un paysan neutre au risque. Pour un paysan averse au risque, elles seront négatives sans ambiguïté si $\frac{\partial \rho}{\partial \beta} > 0$. En supposant que g est distribué normalement, les conditions nécessaires et suffisantes pour obtenir ce résultat sont :

$$condition\ 1 : EU_{yyy}EU_{y} > EU_{yy}^{2}$$

$$condition\ 2 : EU_{yyy}EU_{y} < EU_{yy}EU_{yy}$$

Preuve : Appendice 4

La *condition* 2 ressemble fortement à la condition pour qu'une aversion absolue décroissante décroisse de moins en moins vite[2]. Cette dernière hypothèse semble non seulement logique mais est aussi vérifiée par toutes les fonctions DARA connues. Nous avons testé si les fonctions *ln* et *puissance* vérifiaient la *condition* 2. Les résultats (Annexe 1) ont encore une fois été robustes à tous les changements de paramètres. Il est rassurant de voir que le cas le plus intéressant

[2] Cette condition est $U_{yyy}U_{y} < U_{yy}U_{yy}$ pour tout y.

économiquement (i.e. problème de maximisation concave) est aussi celui qui correspond à l'hypothèse la plus intéressante en théorie du risque (*condition* 2 et non, par exemple, son contraire).

Comparer l'effet d'une hausse de $\beta$ sur le niveau de $x^*$ et de $l^*$ pour les deux types de paysan (neutre ou averse au risque) s'avère extrêmement difficile.

Néanmoins, si nous supposons que cet effet est indépendant du niveau de richesse, alors il apparaît clairement que la CPO est mois positive lorsque $\beta$ est petit et plus négative lorsque $\beta$ est grand pour un paysan averse au risque. Ainsi, si les $\beta$ en dessous duquel les deux types de paysan accepteront de travailler sont comparables[3], le paysan neutre au risque supportera à l'optimum une part des coûts possiblement égale a celle du paysan averse au risque, mais vraisemblablement supérieure. Laquelle des deux possibilités prévaut dépend bien sur de la valeur de ce $\beta$ limite, qui est exogène au modèle. Nous sommes proches ici d'un résultat connu dans la littérature et qui veut qu'un paysan qui craint moins le risque reçoive une part plus grande de l'output (Allen et Lueck 1996, entre autres). Cependant, notre travail a deux avantages non négligeables :

- contrairement aux travaux précédents, le résultat provient de fonctions de production et d'utilité parfaitement générales, sur la base d'hypothèses qui semblent réalistes.
- l'analyse est concentrée sur la part des coûts et non la part de l'output, et nous rappelons que c'est généralement la première et non la deuxième qui différencie les contrats dans la réalité.

[3] Certes, le paysan le plus riche a vraisemblablement plus d'options de réserve, mais les profits totaux de l'exploitation sont aussi plus élevés lorsque c'est lui qui travaille la terre, pour une même valeur de $\beta$. Cette hypothèse est donc parfaitement vraisemblable.

D'autre part, il est à remarquer que dans le résultat a la Allen et Lueck le paysan neutre au risque assume une plus grande partie du risque mais est `compensé` par une plus grande part de l'output, alors que cette forme de compensation n`existe pas ici.

## II : ESTIMATION ECONOMETRIQUE

### 2.1 - Spécification économétrique :

Nous pourrions tester la première prédiction du modèle en estimant une équation telle que :

$$z_{hi} = \alpha + X_h \beta_1 + Y_i \beta_2 + W_h \beta_3 + e$$

où $z_{hi}$ est le coût en input $z$ sur la parcelle h cultivée par le ménage $i$, $X_h$ est le vecteur des caractéristiques propres à la parcelle (surface, est-elle irriguée ou non ?), $Y_i$ est le vecteur des caractéristiques propres au ménage $i$ (nombre de personnes dans le ménage, niveau de richesse non agricole et niveau de scolarisation du chef), $W_h$ les termes du contrat prévalant sur la parcelle, les $\beta_{1,2,3}$ les vecteurs des coefficients à estimer, et $e$ le terme d'erreur. La difficulté avec une telle spécification économétrique c'est qu'elle mène à un problème d'identification évident : le niveau de richesse influence non seulement la variable dépendante mais aussi, comme nous l'avons vu dans la deuxième partie du modèle, les niveaux de partage des coûts, qui rentrent ici comme variable explicative.

D'autre part, l'estimation de la deuxième prédiction du modèle s'avère elle-aussi délicate, puisque dans la réalité les partages de coûts forment un espace multidimensionnel, rendant l'interprétation de tout résultat très complexe. Nous allons donc combiner les deux prédictions du modèle et estimer la forme fonctionnelle suivante[4] :

$$\Pi_{hit} = a_1 + a_2 F_{hit} + a_3 I_{hit} + a_4 M_{hit} + a_5 H_{hit} + a_6 R_{it} + a_7 S_{it} + a_8 F_{it} + a_9 H_{it} + e_{hit}$$

[4] Ici il n'y a pas de problème d'identification, par application directe du théoreme de l'enveloppe :

$$\frac{d\Pi(\beta^*, Richesse)}{dRichesse} = \frac{\partial \Pi}{\partial \beta^*}\frac{\partial \beta^*}{\partial Richesse} + \frac{\partial \Pi}{\partial Richesse} = \frac{\partial \Pi}{\partial Richesse}$$

où la variable dépendante représente maintenant les profits du propriétaire[5] , et le sousfixe $t$ indique que nous avons des observations pour deux années différentes (1993 et 1995). Les variables dépendantes sont :

- $F$ : fréquence des visites par le propriétaire, qui peut agir comme une « proxy » de la supervision nécessaire pour mitiger le problème de risque moral. Elle prend les valeurs 1 : 'tous les jours', 2 : 'deux fois par semaine', 3 : 'une fois par semaine', 4 : 'une ou deux fois par mois', 5 : 'une ou deux fois par saison', 6 : 'jamais'.
- $I$ : dummy qui prend la valeur 1 si la parcelle est irriguée et 0 sinon. Elle agit comme « proxy » pour la qualité de la parcelle.
- $M$ : dummy qui prend la valeur 1 si c'est le propriétaire qui prend les décisions finales de management sur la parcelle, 0 sinon. Si l'on pense en termes de modèle de marchés manquants (Eswaran et Kotwal (1986)), alors les connaissances différentes des propriétaires et des agriculteurs en termes de management peuvent mener à des niveaux de profit différents.
- $H$ : superficie de la parcelle mesurée en hectares.
- $R$ : niveau de richesse non agricole du ménage cultivateur, mesurée comme la somme de ses ventes ou salaires non agricoles, de ses pensions de retraite, de ses rapatriements reçus de l'étranger, de son crédit net auprès de tiers, et de la valeur de son patrimoine (terre ou autres) et de sa machinerie. Elle est mesurée en dinars.
- $S$ : niveau de scolarisation (mesuré en années) du chef du ménage cultivateur.

[5] Calculés tout simplement comme la différence entre sa part de l'output multipliée par la valeur de cet output d'une part et la somme du coût de chaque input multiplié par sa part de ce coût de l'autre.

- $F$ et $H$ : nombre de femmes et d'hommes respectivement âgés entre 13 et 64 ans dans le ménage cultivateur. $F$, $H$, et $S$ sont incluses pour capter des effets propres au ménage et qui échapperaient à la richesse.

Les termes d'erreur sont supposés être de moyenne nulle, et indépendants entre ménages ou entre années pour un même ménage. Plusieurs remarques doivent être faites : lorsque la somme des parts du coût d'un input payées respectivement par le cultivateur et le propriétaire diffère de 100 %, nous avons pris la réponse fournie par le premier comme référence. Nous avons agi de la sorte puisque, généralement, le propriétaire gère plus de contrats simultanément que le paysan, et risque par conséquent de se tromper plus facilement. D'autre part, lorsque des valeurs manquantes apparaissent dans les caractéristiques d'un ménage, elles ont été remplacées par zéro. Il ne faut pas oublier qu'une valeur manquante peut signifier « ne sais pas » mais aussi « la question n'est pas pertinente » ou « il n'y en a pas, c'est zéro », et il semble parfaitement vraisemblable qu'un chef de famille connaît son niveau de scolarisation, ou est a même de dire combien de personnes il y a dans son ménage. Finalement, nous avons considéré non seulement les observations sous contrat de métayage mais aussi celles ou le propriétaire exploite lui-même la parcelle. Ceci est du au fait que la prédiction du modèle d'une relation croissante entre profits et richesse non agricole reste parfaitement valable dans un tel cas[6]. Néanmoins, sachant que les profits diffèrent selon le type d'exploitation, nous avons effectué des régressions séparées pour les deux échantillons. On risque autrement de se retrouver avec deux nuages de points bien distincts avec les problèmes de biais que cela entraîne. Les variables $S$ et $M$ ne sont pas prises en

[6] Ici le cultivateur assume tous les coûts et garde tout l'output, mais il mettra encore un niveau d'inputs plus proche de celui de premier rang s'il est plus riche. Du moment que les termes du contrat sont fixes, leur valeur réelle n'affecte en rien cette conclusion du modèle.

considération dans l'échantillon propriétaire-exploitant vu qu'elles sont bien évidemment redondantes.

Nos données proviennent du village tunisien de El Oulja, et ont été collectées par Ethier et Arcand en 1993 et 1995. La méthode d'estimation est par moindres carrés ordinaires.

### 2.2 - Interprétation des résultats :

Les résultats des deux estimations sont présentés dans les Tableaux 1 et 2. Les échantillons propriétaire-exploitant et métayage contiennent 352 et 53 observations respectivement. Mais du a des valeurs manquantes, notamment au niveau de coûts non reportés, seulement 197 et 31 observations ont été utilisées dans les régressions. Comme on pouvait s'y attendre, la variable « superficie » est positive et fortement significative dans les deux cas. Il semble évident qu'une augmentation dans la surface de la parcelle entraînera une hausse dans la valeur brute des profits. La variable « richesse », la plus importante de l'étude, se comporte assez bien également. Son estimé est positif et fortement significatif (a moins de 2%) dans le cas de l'échantillon propriétaire-exploitant et non significatif (i.e. le signe n'a aucune valeur) dans l'échantillon métayage. Ceci peut suggérer deux interprétations contraires :

- le modèle est plus performant pour expliquer la réalité du propriétaire exploitant que celle du métayage.
- le deuxième échantillon est très pauvre en observations et ceci explique que le modèle « ne marche pas » dans ce cas.

Prenons d'abord la première interprétation ; le modèle a évidemment des limites. Entre autres, la part des coûts maximale au delà de laquelle l'agriculteur refusera de participer n'y est pas endogène et fonction de la richesse. Il est possible que dans la réalité cette part soit plus faible pour les ménages plus riches. Si tel est le cas, ceci réduirait l'avantage pour un propriétaire d'engager un exploitant plus aisé qui mettra plus d'inputs dans la production. Qui plus est, une telle explication n'affecte en rien la prédiction du modèle dans le cas du propriétaire-exploitant, voilà pourquoi le coefficient serait significatif dans ce cas.

Mais la deuxième interprétation des faits est aussi valable. Force est de reconnaître que 30 observations ne sont pas suffisantes pour estimer `correctement` 9 coefficients. Par ailleurs, le fait d'avoir un $R^2$ aussi élevé pour une seule variable significative semble confirmer cette idée. Il ne faut pas non plus se laisser méprendre par la faible valeur du coefficient significatif (0.056). Ce que ce coefficient nous dit c'est que, en embauchant un exploitant plus riche de 1 dinar, le propriétaire augmentera ces profits de près de 60 *millimes*. Vu sous cet angle, l'effet apparaît moins négligeable. Finalement, notons que le fait que le coefficient « richesse » soit significatif va dans le sens des conclusions de non-séparabilité formulées par Ai, Arcand et Ethier (1996).

Le comportement des autres variables est identique dans les deux échantillons, c'est à dire non-significatives. Dans le cas de la variable « supervision », il existe une explication assez simple. Les visites du propriétaire peuvent être vues comme un moyen pour mitiger le risque moral, et donc plus de visites devraient se traduire par plus de profits. Mais il se peut aussi que le propriétaire ne visite la parcelle que lorsqu'il est appelé à la suite d'un problème. Plus de visites peut donc vouloir dire plus de problèmes, et donc moins de profits. Il est donc vraisemblable que ces deux effets s'annulent pour donner un coefficient non-significatif.

Le comportement de la variable « irrigation » est la grande surprise de l'estimation, puisque nous nous attendions à un coefficient positif et significatif. Le résultat suggère que nous manquons d'une « proxy » adéquate pour la qualité de la terre. Il existe une variable « type de terre existant sur la parcelle ». Mais le problème de considérer toutes les cultures ensemble comme nous l'avons fait est que cette variable perd une part de son intérêt, vu qu'un type de terre qui est bon pour une culture n'est pas bon pour une autre. Procéder culture par culture semble donc une amélioration possible à ce travail, même s'il faut garder à l'esprit de ne pas trop désagréger l'échantillon.

Les résultats des variables « management » et « scolarisation du chef » restent en ligne avec les résultats de Ai, Arcand et Ethier (1996), qui montrent que ces variables ont rarement un effet sur les niveaux d'inputs. Il en va de même pour « hommes » et « femmes » qui, d'après les résultats de ces auteurs, ont un effet significatif uniquement sur l'input travail, ce qui expliquerait qu'elles n'influent pas sur les profits dans leur ensemble. Le lecteur pourra donc se référer à leur travail pour une discussion plus approfondie à ce niveau.

## III : CONCLUSION

Nous avons construit un modèle qui étudie l'impact de la richesse des agents sur la fourniture d'input et les termes du contrat en agriculture, et ceci à travers ses effets sur l'aversion au risque. Notre modèle a l'avantage d'être parfaitement général, et de faire comme seule hypothèse importante la normalité de la distribution du choc aléatoire. Les deux prédictions du modèle ont été combinées et testées sous la forme d'une relation croissante entre les profits du propriétaire et la richesse non-agricole du paysan. Cette conclusion importante a été en partie confirmée par nos données.

Plusieurs pistes s'avèrent intéressantes pour poursuivre la recherche sur ce sujet. Tout d'abord, un modèle qui endogénéiserait le $\beta$ qui détermine la contrainte de participation éclaircirait fortement les liens entre richesse et parts des coûts supportées. D'autre part, cette même relation serait mieux comprise si hypothèse que nous avons faite et qui veut que les effets d'incitation a travers le $B$ soient indépendants de la richesse pouvait être testée. Finalement, des estimations similaires a la notre mais employant d'autres données permettraient de voir si les résultats ici exposés sont le fruit d'un « hasard tunisien », ou plutôt la pointe d'un iceberg aux répercussions économiques importantes mais encore peu explorées.

TABLEAU 1 : Résultats de la régression sur l'échantillon propriétaires-exploitants.

| Variable | Estimé du coefficient | Ecart-type | ***p value*** |
|---|---|---|---|
| *Constante* | 182 513 | 218 521.599 | 0.4046 |
| *I* | 229.673 | 1306.492 | 0.8606 |
| *H* | 536.783 | 102.566 | 0.0001 |
| *R* | 0.056 | 0.022 | 0.0130 |
| *S* | -91.151 | 109.722 | 0.4072 |
| *H* | 46.167 | 298.084 | 0.8771 |
| *F* | -180.155 | 292.208 | 0.5383 |
| $R^2 = 0.2494$ | | $R^2$ *ajuste* = 0.2257 | |
| Nombre d'observations dans la régression : 197 | | | |

TABLEAU 2 : Résultats de la régression sur l'échantillon métayage :

| Variable | Estimé du coefficient | Ecart-type | ***p value*** |
|---|---|---|---|
| *Constante* | 1626.795 | 1689.095 | 0.3460 |
| *S* | 890.494 | 1495.988 | 0.5577 |
| *I* | -170.385 | 190.895 | 0.3818 |
| *M* | -1472.540 | -1481.967 | 0.3312 |
| *H* | 297.990 | 38.905 | 0.0001 |
| *R* | -0.025 | 0.018 | 0.1785 |
| *S* | 0.569 | 0.552 | 0.3138 |
| *H* | -167.865 | 420.256 | 0.6934 |
| *F* | 24.304 | 493.971 | 0.9612 |
| $R^2 = 0.8931$ | | $R^2$ *ajusté* = 0.8543 | |
| Nombre d'observations dans la régression : 31 | | | |

APPENDICE 1 : preuve de la statique comparée du paysan.

Appelons $\Phi_x$ et $\Phi_l$ les conditions de premier ordre de $x$ et de $l$ respectivement.

La statique comparée des choix optimaux d'input et d'effort est donnée par le système suivant :

$$\begin{bmatrix} \dfrac{dx^*}{dW} \\ \dfrac{dl^*}{dW} \end{bmatrix} = -\begin{bmatrix} \dfrac{\partial\Phi_x}{\partial x} & \dfrac{\partial\Phi_x}{\partial l} \\ \dfrac{\partial\Phi_l}{\partial x} & \dfrac{\partial\Phi_l}{\partial l} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \dfrac{\partial\Phi_x}{\partial W} \\ \dfrac{\partial\Phi_l}{\partial W} \end{bmatrix} = -\frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} \dfrac{\partial\Phi_l}{\partial l} & \dfrac{-\partial\Phi_x}{\partial l} \\ \dfrac{-\partial\Phi_l}{\partial x} & \dfrac{\partial\Phi_x}{\partial x} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dfrac{\partial\Phi_x}{\partial W} \\ \dfrac{\partial\Phi_l}{\partial W} \end{bmatrix}$$

ou $\Delta = \dfrac{\partial\Phi_x}{\partial x}\dfrac{\partial\Phi_l}{\partial l} - \dfrac{\partial\Phi_l}{\partial x}\dfrac{\partial\Phi_x}{\partial l} \rangle 0$ forcement puisque nous supposons que les conditions de deuxième ordre tiennent pour le paysan. Or :

$$\frac{\partial\Phi_l}{\partial l} = f_{ll} - 2\beta\frac{\partial p}{\partial l}$$

$$\frac{\partial\Phi_x}{\partial l} = f_{xl} - 2\beta\frac{\partial p}{\partial l}$$

$$\frac{\partial\Phi_l}{\partial x} = f_{lx} - 2\beta\frac{\partial p}{\partial x}$$

$$\frac{\partial\Phi_x}{\partial x} = f_{xx} - 2\beta\frac{\partial p}{\partial x}$$

$$\frac{\partial\Phi_x}{\partial W} = -2\beta\frac{\partial p}{\partial W}$$

$$\frac{\partial\Phi_l}{\partial W} = -2\beta\frac{\partial p}{\partial W}$$

Le simple calcul du système précédent mène aux résultats proposés.

## APPENDICE 2 : preuve de la condition 1.

La dérivée du facteur de risque par rapport a la richesse initiale est donnée par:

$$\frac{\partial\rho}{\partial W}=\frac{\partial\rho}{\partial Y}=\rho\left(\frac{E[u_{YY}g]}{E[u_Y g]}-\frac{E[u_{YY}]}{E[u_Y]}\right),$$ où $g$ est pour l'instant distribué de façon quelconque et défini sur l'intervalle $\left[\underline{g},\bar{g}\right]$.

On peut déjà voir que cette dérivée sera positive pour tout $U_{yyy}\leq 0$, puisque $\rho$ est positif.

Notez aussi que, par une substitution de variables nous pouvons écrire :

$$gh(g)=\frac{\partial}{\partial g}\left(\int_{\underline{g}}^{g} zh(z)dz\right).$$

Prenons tout d'abord $E[u_{YY}g]$. En intégrant par parties nous avons que:

$$E[U_{YY}g]=\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{YY}\,gh(g)dg=\left[U_{YY}\int_{\underline{g}}^{g} zh(z)dz\right]_{\underline{g}}^{\bar{g}}-\frac{\partial Y}{\partial g}\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{YYY}\left(\int_{\underline{g}}^{g} zh(z)dz\right)dg,$$

qui devient :

$$E[U_{YY}g]=-\frac{\partial Y}{\partial g}\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{YYY}\left(\int_{\underline{g}}^{g} zh(z)dz\right)dg,$$ si nous faisons l'hypothèse suivante:

HYPOTHESE 1: $\lim_{g\to\bar{g}}U_{YY}\int_{\underline{g}}^{g} zh(z)dz=\lim_{g\to\underline{g}}U_{YY}\int_{\underline{g}}^{g} zh(z)dz=0$ (la fonction de distribution domine aux bornes).

Il s'ensuit que:

$$\frac{\partial p}{\partial W}=\frac{\partial p}{\partial Y}=\rho\left(\frac{\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{YYY}\left(\int_{\underline{g}}^{g}zh(z)dz\right)dg}{\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{YY}\left(\int_{\underline{g}}^{g}zh(z)dz\right)dg}-\frac{\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{YY}h(g)dg}{\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{Y}h(g)dg}\right).$$

Notez que $\int_{\underline{g}}^{g}zh(z)dz\leq 0$ pour tout $g\in[\underline{g},\bar{g}]$. Pour que $\frac{\partial p}{\partial W}$ soit négative, il faut que:

CONDITION 1A : $\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{Y}h(g)dg\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{YYY}\left(\int_{\underline{g}}^{g}zh(z)dz\right)dg<\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{YY}h(g)dg\int_{\underline{g}}^{\bar{g}}U_{YY}\left(\int_{\underline{g}}^{g}zh(z)dz\right)dg$

Une condition nécessaire pour que cette inégalité tienne est $U_{YYY}>0$.

Comme nous supposons en outre que $h(g)$ est la distribution normale, alors:

$$h(g)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\exp\left\{-\frac{g^2}{2\sigma^2}\right\}\text{ et }h'(g)=-\frac{g}{\sigma^3\sqrt{2\pi}}\exp\left\{-\frac{g^2}{2\sigma^2}\right\}.$$

En divisant $h'(g)$ par $h(g)$ nous pouvons voir :

$$gh(g)=-\sigma^2h'(g).$$

Il s'ensuit que $\int_{\underline{g}}^{g}zh(z)dz=-\sigma^2\int_{-\infty}^{g}h'(z)dz=-\sigma^2h(g)$.

Pour la loi normale, la CONDITION 1A s'écrit alors:

$$condition\ 1:\ \int_{-\infty}^{+\infty}U_{Y}h(g)dg\int_{-\infty}^{+\infty}U_{YYY}h(g)dg>\int_{-\infty}^{+\infty}U_{YY}h(g)dg\int_{-\infty}^{+\infty}U_{YY}h(g)dg.$$

## APPENDICE 3 : deuxième preuve de statique comparée.

Même preuve qu'en Appendice 1, sauf que $\frac{\partial \Phi_x}{\partial W}$ et $\frac{\partial \Phi_l}{\partial W}$ sont remplacés par $\frac{\partial \Phi_x}{\partial \beta}$ et $\frac{\partial \Phi_l}{\partial \beta}$

respectivement, avec : $$\frac{\partial \Phi_x}{\partial \beta} = -2(1+\rho) - 2\beta \frac{\partial \rho}{\partial \beta} = \frac{\partial \Phi_l}{\partial \beta}$$

## APPENDICE 4 : preuve de la condition 2.

Nous avons que :

$$\frac{\partial \rho}{\partial \beta} = -(x+l)\left[\frac{\left(EU_{w}gEU_{y} - EU_{w}EU_{y}g\right)}{EU_{y}^{2}} + \frac{\left(EU_{w}g^{2}EU_{y} - EU_{w}gEU_{y}g\right)}{EU_{y}^{2}}\right]$$

Le premier terme à l'intérieur de la grande parenthèse sera négatif si la *condition* 1 tient (Appendice 2). Par conséquent, si le deuxième terme est négatif nous aurons le résultat voulu. Or :

$$EU_{w}g^{2} = \int_{-\infty}^{+\infty} U_{w}g^{2}h(g)dg$$

Comme g est distribué normalement, nous avons en outre que :

$g^2 h(g) = \sigma^4 h''(g) \Rightarrow EU_{yy} g^2 = \left[U_{yy}\sigma^4 h'(g)\right]_{-\infty}^{+\infty} + \sigma^4 \beta(x+l)\int_{-\infty}^{+\infty} U_{yyy} h'(g) dg$ en intégrant par parties. Comme nous supposons que la fonction exponentielle domine aux bornes, le premier terme est nul.

En réintégrant par parties, on obtient bien :

$$EU_{yy} g^2 = \sigma^4 [\beta(x+l)]^2 EU_{yyy}$$

Nous savons en outre que :

$$EU_{yy} g = -\sigma^2 \beta(x+l) EU_{yyy}$$

$$EU_{y} g = -\sigma^2 \beta(x+l) EU_{yy}$$

Comme le facteur de risque augmentera sans ambiguïté avec la part des coûts si :

$$EU_{yy} g^2 EU_{y} - EU_{yy} g EU_{y} g < 0$$

nous arrivons bien à la condition 2

ANNEXE 1 : tests sur la relation entre une DARA et les conditions 1 et 2.

Nous avons tout d'abord posé des valeurs arbitraires pour les différents paramètres et avons fait varier la richesse. Par la suite, nous avons calculé le facteur de risque dans chacun de ces différents cas et ceci pour les fonctions *ln* et *puissance* (nous expliciterons la valeur du coefficient). Le test a été refait pour d'autres valeurs des paramètres. Le nombre de tirages aléatoires de la fonction normale a été fixé à 1000.

Premier cas : $\begin{cases} \alpha f'(.) = 8 \\ \beta(x+l) = 6 \\ Var(g) = 0.5 \end{cases}$

Fonction U(Y) = *ln Y*

| Richesse initiale | $\rho$ |
|---|---|
| 10 | .09576 |
| 15 | .07048 |
| 20 | .05509 |

Fonction $U(Y) = Y^{.7}$

| Richesse initiale | $\rho$ |
|---|---|
| 10 | .02446 |
| 15 | .01683 |
| 20 | .01233 |

Deuxième cas : $\begin{cases} \alpha f(.) = 40000 \\ \beta(x+l) = 20000 \\ Var(g) = 1 \end{cases}$

Fonction $U(Y) = \ln Y$

| Richesse initiale | $\rho$ |
|---|---|
| 50000 | .48396 |
| 75000 | .30245 |
| 100000 | .24013 |

Fonction U(Y) = $Y^{7}$

| Richesse initiale | $\rho$ |
|---|---|
| 50000 | .14893 |
| 75000 | .11563 |
| 100000 | .09993 |

Troisième cas : Mêmes paramètres sauf Var (g) = 1.2 et U(Y) = $Y^{.5}$ maintenant.

Fonction U(Y) = *ln* Y

| Richesse initiale | $\rho$ |
|---|---|
| 50000 | .4441 |
| 75000 | .3402 |
| 100000 | .21847 |

Fonction $U(Y) = Y^{.5}$

| Richesse initiale | $\rho$ |
|---|---|
| 50000 | .17482 |
| 75000 | .11109 |
| 100000 | .065 |

Conclusion du test : dans les trois cas et pour deux fonctions DARA différentes pour lesquelles le coefficient d'aversion absolue pour le risque décroît de moins en moins vite, le facteur de risque diminue à mesure que la richesse initiale augmente, et ceci à un rythme décroissant.

# BIBLIOGRAPHIE


- Ai, C., Arcand, J.L., et F. Ethier, « Do Tunisian Peasants Maximise Profits », *Work in Progress*, mars 1997.
- Allen, D. W., et D. Lueck, « Transaction Costs and the Design of Cropshare Contracts », *RAND Journal of Economics*, vol. 24, 1993, 78-100.
- Allen, D. W., et D. Lueck, « Risk, Uncertainty, and Contracts », Center for Studies in Law, Economics, and Public Policy, Yale Law School, Working Paper No. 173 (1996).
- Bardhan, P. K. et T. N. Srinivasan, « Cropsharing Tenancy in Agriculture : Theoretical and Empirical Analysis », *American Economic Review*, vol. 61, 1971, 48-64.
- Braverman, A. et J. E. Stiglitz, « Cost-Sharing Arrangements Under Sharecropping : Moral Hazard, Incentive Flexibility, and Risk », *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 68, 1986, 642-652.
- Cheung, S. N., *The Theory of Share Tenancy : With Special Application to Asian Agriculture and the First Phase of Taiwan Land Reform*, University of Chicago Press, Chicago, 1969.
- Eswaran, M. et A. Kotwal, « A Theory of Contractual Relations in Agriculture », *American Economic Review*, vol. 75, 1985, 352-367.
- Eswaran, M. et A. Kotwal, « Access to capital and agrarian production organization », *Economic Journal*, vol 96, 1986, 482-498.
- Hallaghan, W., « Self-Selection by Contractual Choice and the Theory of Sharecropping », *BELL Journal of Economics*, vol. 9, 1978, 344-354.

- Heady, E. O., « Economics of Farm Leasing Systems », *Journal of Farm Economics*, vol. 29, 1947, 659-678.
- Lucas, R. E. B., « Sharing, Monitoring, and Incentives : Marshallian Misallocation Reassessed », *Journal of Political Economy*, vol. 87, 1979, 501-521.
- Marshall, A., *Principles of Economics - Eighth Edition (1920)*, Porcupine Press, Philadelphia, 1982.
- Newbery, D. M. et J. E. Stiglitz, « Sharecropping, Risk Sharing and the Importance of Imperfect Information », dans *Risk, Uncertainty and Agricultural Development*, sous la direction de J. Roumasset et ass., Agricultural Development Council, New York, 1979.
- Otsuka, K. et Y. Hayami, « Theories of Share Tenancy : A Critical Survey », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 37, 1988, 31-68.
- Sen, A. K., « Peasants and Dualism With or Without Surplus Labour », *Journal of Political Economy*, vol. 74, 1966, 425-450.
- Stiglitz, J. E., « Incentives and Risk Sharing in Sharecropping », *Review of Economic Studies*, vol. 61, 1974, 219-256.