

Inefficacité *marshallienne*, partage de coûts et modèles contractuels avec marchés manquants

Résultats empiriques tunisiens

Marshallian Inefficiency, Cost Sharing, and Contractual Choice with Missing Markets Empirical Results for Tunisia

Chunrong Ai, Jean-Louis Arcand et François Éthier

Volume 74, numéro 3, septembre 1998

L'économie du développement

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602265ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602265ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Ai, C., Arcand, J.-L. & Éthier, F. (1998). Inefficacité *marshallienne*, partage de coûts et modèles contractuels avec marchés manquants : résultats empiriques tunisiens. *L'Actualité économique*, 74(3), 315–341.
<https://doi.org/10.7202/602265ar>

Résumé de l'article

En présence de risque moral, la théorie des contrats prédit que le métayage sera assujéti au problème de l'inefficacité *marshallienne*, ce qui veut dire que les métayers utiliseront des quantités d'intrants différents sur les terres qu'ils exploitent par opposition aux propriétaires exploitants. Dans cet article, nous examinons cette question à l'aide d'une base de données unique en son genre collectée en 1993 dans le village tunisien d'El Oulja, grâce au financement du programme PARADI. Nous examinons quatre questions jusqu'à présent ignorées par les chercheurs : (1) le partage des coûts entre propriétaires et tenanciers; (2) les intrants en gestion fournis par les propriétaires; (3) la supervision des tenanciers par les propriétaires; (4) l'interaction répétée entre propriétaires et tenanciers. Nous utilisons des méthodes économétriques en *panel* avec effets fixes et en *tobit* en utilisant la méthode du *trimmed LAD* proposée par Honoré (1992). Nos résultats empiriques appuient l'argument selon lequel le risque moral est présent dans les relations contractuelles dans ce village. Par contre, l'importance quantitative des termes des contrats dans la détermination de l'utilisation des intrants, ainsi que de l'output, est relativement limitée. Il s'ensuit que le métayage est probablement choisi pour des raisons autres que le risque moral, telles que le partage du risque ou les coûts de transaction.

INEFFICACITÉ *MARSHALLIENNE*, PARTAGE DE COÛTS ET MODÈLES CONTRACTUELS AVEC MARCHÉS MANQUANTS : RÉSULTATS EMPIRIQUES TUNISIENS*

Chunrong AI

*Département d'économie,
Université de la Floride*

Jean-Louis ARCAND

*Centre de recherche et développement en économique (C.R.D.E.),
Département de sciences économiques,
Université de Montréal*

François ÉTHIER

*Centre de recherche en économie agroalimentaire (CRÉA),
Université Laval*

RÉSUMÉ – En présence de risque moral, la théorie des contrats prédit que le métayage sera assujéti au problème de l'inefficacité *marshallienne*, ce qui veut dire que les métayers utiliseront des quantités d'intrants différents sur les terres qu'ils exploitent par opposition aux propriétaires exploitants. Dans cet article, nous examinons cette question à l'aide d'une base de données unique en son genre collectée en 1993 dans le village tunisien d'El Oulja, grâce au financement du programme PARADI. Nous examinons quatre questions jusqu'à présent ignorées par les chercheurs : (1) le partage des coûts entre propriétaires et tenanciers; (2) les intrants en gestion fournis par les propriétaires; (3) la supervision des tenanciers par les propriétaires; (4) l'interaction répétée entre propriétaires et tenanciers. Nous utilisons des méthodes économétriques en *panel* avec effets fixes et en *tobit* en utilisant la méthode du *trimmed LAD* proposée par Honoré (1992). Nos résultats empiriques appuient l'argument selon lequel le risque moral est présent dans les relations

* Nous remercions le projet PARADI pour son support financier généreux, ainsi que l'Université de Floride. Nous remercions Bo Honoré pour son code GAUSS, Mohammed Matoussi pour l'accès aux données de son enquête de 1986, et l'Institut National de la Statistique de Tunisie pour son assistance sur le terrain. De nombreux collègues nous ont apporté des commentaires qui ont sensiblement amélioré le papier, dont Doug Allen, François Bourguignon, Jonathan Conning, Sylviane Guillaumont, Thomas Lemieux, Tracy Lewis, Gary Libecap, Robert E.B. Lucas, Mustapha Nabli, Jeffrey Nugent, Joseph Reid, Mark Rosenzweig, Elisabeth Sadoulet, Chris Udry et surtout David Sappington. Finalement, nous tenons à remercier les habitants d'El Oulja pour leur coopération sans laquelle cette étude aurait été impossible.

contractuelles dans ce village. Par contre, l'importance quantitative des termes des contrats dans la détermination de l'utilisation des intrants, ainsi que de l'output, est relativement limitée. Il s'ensuit que le métayage est probablement choisi pour des raisons autres que le risque moral, telles que le partage du risque ou les coûts de transaction.

ABSTRACT – *Marshallian Inefficiency, Cost Sharing, and Contractual Choice with Missing Markets: Empirical Results for Tunisia*. When moral hazard concerns are present, standard contract theory predicts the “Marshallian inefficiency” of sharecropping contracts, in the sense that, *ceteris paribus*, sharecropping tenants will use different amounts of inputs than owner operators. In this paper, we examine this issue using a unique dataset collected in 1993 in the Tunisian village of El Oulja, thanks to the financial support of the PARADI program. We focus our attention on four questions that have been neglected by previous studies, namely : (1) cost sharing between landlords and tenants; (2) management inputs provided by landlords; (3) direct supervision of tenants by landlords; (4) repeated interaction between landlords and tenants. We implement panel estimation with household-specific fixed effects and control for the censoring of the dependent variable using the *trimmed LAD* estimator proposed by Honoré (1992). Our empirical results show that moral hazard is indeed an issue in tenancy contracts in the village, but that its quantitative importance in determining input use, in comparison with other factors, is relatively small. It follows that sharecropping is probably not chosen because of moral hazard concerns, and that other motivations, such as risk sharing or transaction costs, may be more important determinants of contractual choice.

INTRODUCTION

Comme exemple typique du risque moral dans le contexte des relations de type principal-agent, on cite souvent le cas du métayage¹. En effet, la théorie des contrats prédit, en présence de risque moral, que l'utilisation des intrants par hectare sera différente sur les terres cultivées sous des contrats de métayage par rapport à ce qui sera observé sur les terres cultivées par des propriétaires exploitants, toutes choses étant par ailleurs égales. Il ne faut pas chercher loin pour trouver la source première de cette différence : sur les terres cultivées en métayage, l'exploitant ne reçoit qu'une fraction (habituellement 50 %) des bénéfices des intrants qu'il fournit. Ainsi, il en fournira moins que le propriétaire exploitant. Cette observation est la base de ce que l'on appelle désormais la critique *marshallienne* de l'inefficacité du contrat de métayage². Par opposition, le point de vue dit *cheungien* (Cheung, 1968, 1969a, 1969b) pose comme hypothèse que le propriétaire du lopin de terre donné en métayage a à sa disposition une technologie de supervision dont le coût est nul : il peut donc éliminer entièrement le problème de risque moral et forcer le métayer à fournir un niveau d'intrants qui correspondrait à l'optimum de premier rang. Une question fondamentale pour l'économie du développement en particulier, ainsi que pour la théorie des contrats en général, est

1. Voir Grossman et Hart (1983), page 7.

2. Voir les résumés de la littérature par Newberry (1975), Binswanger et Rosenzweig (1984), Quibria et Rashid (1984) et Otsuka et Hayami (1988).

de savoir quelle approche représente une meilleure description de la réalité³. Notre étude vise à trancher la question à l'aide d'une banque de données unique en son genre.

Dans cette étude, nous concentrerons notre attention sur quatre types de variables : (1) les intrants en gestion agricole fournis par les propriétaires fonciers; (2) le partage des coûts qui sont une composante essentielle de nombreux contrats de métayage; (3) les activités de supervision entreprises par les propriétaires fonciers; (4) l'interaction répétée entre propriétaires et tenanciers.

Nos principaux résultats sont les suivants : (i) les intrants en gestion agricole fournis par le propriétaire ont des effets significatifs sur l'utilisation de certains intrants physiques; (ii) le partage des coûts de production entre propriétaire foncier et métayer a un effet significatif sur l'utilisation de plusieurs intrants, et ceci est particulièrement vrai dans un sous-échantillon de parcelles produisant des céréales; (iii) les activités de supervision par les propriétaires fonciers ont un effet significatif dans l'échantillon global, mais leur effet est mineur dans le sous-échantillon céréalier; (iv) l'interaction répétée joue un rôle relativement limité dans la détermination de l'utilisation des intrants; (v) l'importance quantitative des termes du contrat dans la détermination de l'utilisation des intrants est petite par rapport à la contribution des caractéristiques des parcelles et des effets fixes spécifiques aux ménages.

Dans l'ensemble, ces résultats rendent un verdict allant contre la thèse *cheungienne*. Par contre, le troisième résultat suggère que la supervision par les propriétaires est à la fois partielle et coûteuse. Ainsi, la réalité ne semblerait pas être entièrement *marshallienne*. Le premier résultat appuie le modèle à double risque moral avec marchés manquants d'Eswaran et Kotwal (1985). Le dernier résultat indique que le problème du risque moral, bien qu'il soit présent, n'est pas quantitativement important. La leçon que nous en tirons est que le rôle des contrats de métayage dans la résolution de la question du risque moral est probablement limité et que ce type de contrat (au moins dans le contexte tunisien) est choisi pour d'autres raisons, telles que le partage du risque ou les coûts de transaction.

La littérature empirique sur le métayage est vaste; Bell (1977) et Shaban (1987) constituent des études représentatives. Néanmoins, l'approche traditionnelle à la question de l'inefficacité *marshallienne* souffre d'au moins trois lacunes. Premièrement, la littérature existante ne tient pas compte des quatre classes de variables mentionnées ci-dessus. Ainsi, il se pourrait que les résultats économétriques de cette littérature soient assujettis à un biais de variables omises. Deuxièmement, la littérature sur l'inefficacité *marshallienne* confond le concept économique « d'inefficacité » avec l'hypothèse que les métayers utilisent moins

3. La littérature empirique sur l'inefficacité *marshallienne* est très vaste. Les études clés incluent Heady (1955), Ransom et Sutch (1973), Huang (1975), Berry et Cline (1979), Bliss et Stern (1982), Nabi (1986) et Sen (1981). Voir également la copieuse bibliographie dans Otsuka et Hayami (1988), note 47.

d'intrants par hectare. L'inefficacité est équivalente à une déviation par rapport à l'optimum de premier rang : elle n'implique pas la direction de cette déviation. Il est très possible (comme nous le verrons) que les métayers utilisent plus d'intrants qu'un propriétaire exploitant lorsque : (i) les propriétaires fournissent des intrants en gestion, (ii) les propriétaires supervisent de façon partielle les terres en métayage et (iii) le ratio de la proportion des coûts payés par le paysan sur le partage de la production est inférieur à un. Une comparaison simpliste entre le niveau d'intrants par hectare peut mener à un rejet erroné de l'inefficacité *marshallienne*. Troisièmement, il est fréquent que les paysans choisissent de ne pas utiliser certains intrants. Dans ce cas, la variable dépendante dans les estimations sera assujettie à un problème de censure qu'il faudra traiter avec les méthodes statistiques appropriées. Ce problème n'a pas été pris en considération dans les études précédentes dont les résultats empiriques pourraient ainsi être biaisés.

Dans notre étude, nous poursuivons l'approche suggérée par Bell (1977) et Shaban (1987) tout en prenant en compte, grâce à la richesse de nos données, les omissions que nous venons de mentionner. Contrairement à la littérature existante, nous étudions la question de l'inefficacité *marshallienne* en testant empiriquement s'il existe une déviation par rapport à l'optimum de premier rang. En bref, la question à laquelle nous cherchons à répondre est la suivante : « la structure contractuelle a-t-elle un effet significatif sur l'utilisation des intrants »? De plus, nous résolvons le problème de censure en appliquant la méthode du *symmetrically trimmed LAD* développée par Honoré (1992). Cette approche représente essentiellement une extension de la procédure du *tobit* au cas de l'estimation en *panel* avec effets fixes.

1. LES DONNÉES

Les données utilisées dans la présente étude proviennent d'une enquête menée par les auteurs dans le village tunisien d'El Oulja, en 1993, ainsi que d'une enquête qui y fut réalisée par Laffont et Matoussi, en 1986 (voir Laffont et Matoussi, 1995 et Matoussi et Nugent, 1989). Des informations détaillées ont été saisies sur les intrants, la production, les modalités des contrats, ainsi que les caractéristiques de chaque parcelle de terre. De surcroît, nous avons prêté une attention particulière aux quatre classes de variables décrites ci-dessus, c'est-à-dire la gestion agricole, le partage des coûts, la supervision de la part des propriétaires et l'interaction répétée.

Dans notre banque de données, 101 ménages cultivent plus qu'un lopin de terre, ce qui donne 580 parcelles de terre, dont 41,4 % étaient cultivées sous contrat; 68 ménages exploitaient au moins une parcelle sous contrat, alors que 49 ménages avaient un statut contractuel mixte, étant simultanément propriétaire et métayer, propriétaire et locataire, ou propriétaire, métayer et locataire.

La première catégorie de variables utilisées dans nos estimations correspond à la gestion agricole. Ce type de gestion est une composante essentielle des modèles

à double risque moral, aussi appelés « modèles à marchés manquants », développés par Eswaran et Kotwal (1985)⁴. À El Oulja, ces décisions incluent : (i) le choix de la récolte; (ii) le synchronisme et le type des labours; (iii) la forme, le synchronisme et l'intensité de l'irrigation; (iv) la commercialisation de la production; (v) le participant au contrat qui a l'autorité finale quant à la gestion agricole; (vi) le type et la quantité des semences; (vii) le type de transport; (viii) le type et la quantité d'engrais; (ix) le type et la quantité d'insecticides; (x) la quantité de main-d'oeuvre familiale; (xi) la quantité de main-d'oeuvre embauchée; (xii) le synchronisme de la récolte. Ces variables prennent une forme dichotomique : une valeur de 0 indiquera que c'est le tenancier qui prend la décision, tandis qu'une valeur de 1 indiquera que c'est le propriétaire de la parcelle qui prend la décision. Pour les propriétaires exploitants, qui sont responsables de leurs propres décisions en gestion, ces variables prendront toujours une valeur de 0. Il est clair que ces variables englobent bien plus que la gestion agricole pure. En effet, on peut les classer en trois groupes : (1) la commercialisation du produit, (2) la gestion de la production et (3) l'imposition par le propriétaire de sa volonté quant à l'utilisation des intrants. Ainsi, ces prises de décision ne sont pas limitées uniquement à la gestion agricole en tant que telle. L'effet de ces variables sur l'intensité de l'utilisation des intrants n'est donc pas univoque *a priori*, parce que la « gestion agricole » englobe des composantes reliées à la supervision par les propriétaires.

Dans notre banque de données, les propriétaires prennent au moins une décision de gestion sur 16,8 % des parcelles, qui sont toutes exploitées sous des contrats de métayage, tandis que le paysan exploitant la parcelle prend les décisions de gestion sur 34,4 % des parcelles en métayage. Comme ces variables sont parfaitement *multicolinéaires* (dans le sens que chaque décision de gestion peut être exprimée comme une combinaison linéaire des cinq premières), nous avons basé nos estimations sur le sous-ensemble constitué par les cinq premières variables. Les coefficients de régression qui leur seront associés devront donc être interprétés judicieusement en tant que combinaisons des effets des variables incluses, ainsi que de celles qui sont exclues.

La deuxième catégorie de variables que nous utilisons est constituée par les termes correspondant au partage des coûts des intrants entre propriétaires et métayers dans les contrats de métayage⁵. À El Oulja, le partage des coûts est fréquent et prend des formes extrêmement hétérogènes. Pour les contrats de location et de métayage, le propriétaire paie une fraction des coûts de production associés aux semences sur 32,9 % des parcelles. Pour le transport, le chiffre correspondant est 31,4 % et pour l'irrigation, 31,2 %. Le partage des coûts est moins probable dans le cas de la main-d'oeuvre familiale (9,7 % des contrats) et de la

4. Voir aussi Reid (1976), Bliss et Stern (1982), Pant (1983).

5. Les contrats avec partage des coûts ont été modélisés en utilisant les contraintes de crédit (Jaynes, 1982, 1984; Bardhan, 1984, chapitre 7), les coûts de transaction (Allen et Lueck, 1993) et l'asymétrie d'information (Braverman et Stiglitz, 1986; Bardhan et Singh, 1987).

main-d'oeuvre embauchée (13,0 % des contrats). Le tableau 1 présente le ratio de la part des coûts assumés par le paysan sur la proportion de la récolte qui lui revient pour chaque intrant. Il est évident que ce ratio varie énormément : plusieurs intrants ont des ratios moyens de l'ordre de 2, alors que d'autres ont un ratio moyen bien en-dessous de 1.

TABLEAU 1
DISTRIBUTION DU RATIO « PART DU COÛT PAYÉ PAR LE PAYSAN »
SUR SA PART DE L'OUTPUT (β_i/α), PAR INTRANT i

β_i/α par intrant	0	0,66	0,75	1,0	1,33	1,5	2,0
Engrais, pesticides, insecticides	0,8	N/A	0,4	91,4	4,9	1,9	0,8
Irrigation	14,0	N/A	N/A	81,1	2,6	1,9	0,4
Main-d'oeuvre familiale	0,4	N/A	N/A	56,7	5,0	3,7	34,1
Main-d'oeuvre embauchée	1,5	N/A	N/A	56,4	4,9	3,0	34,1
Labours	44,0	1,00	N/A	48,8	3,4	1,0	1,9
Semences	1,1	N/A	N/A	89,5	4,9	2,7	1,5
Transports	1,9	N/A	N/A	86,1	4,9	2,3	4,9
Moisson	4,9	N/A	N/A	64,3	4,9	3,0	22,8
<i>Prémoisson</i>	9,9	1,9	0,8	64,6	5,7	1,5	15,5

NOTE : N/A : non applicable.

Si le paysan est libre de choisir les intrants, le ratio du pourcentage des coûts qu'il paie sur la proportion de la récolte qu'il reçoit devrait avoir un effet négatif sur l'output, un effet négatif sur l'intrant correspondant et un effet positif (négatif) sur les autres intrants si ceux-ci sont des substituts (compléments). Par contre, comme le propriétaire foncier peut imposer un niveau donné d'intrants, le paysan pourrait ne pas être libre de choisir lui-même ses intrants.

Le troisième ensemble de variables que nous considérons englobe l'information sur les activités de supervision par les propriétaires sur les parcelles cultivées en location ou en métayage⁶. Cette information est relativement limitée. Nous connaissons la fréquence des visites des propriétaires, mais nous ne connaissons pas les détails des activités des propriétaires pendant leurs visites, ni les raisons qui les ont déclenchées. Si les visites des propriétaires peuvent être associées à la supervision des activités des tenanciers, elles peuvent aussi comporter des décisions de management prises par les propriétaires. Elles peuvent également constituer

6. La supervision par les propriétaires a fait l'objet d'études par Lucas (1979), Alston, Datta et Nugent (1984), Alston et Higgs (1982) et Nabi (1986).

des visites « d'assistance technique » rendues nécessaires par des difficultés imprévues rencontrées par le paysan pendant la saison agricole. Ainsi, la direction de l'effet de la variable « supervision » sur la production et sur l'utilisation des intrants est ambiguë. Par exemple, si les visites relèvent de l'imposition par le propriétaire de sa volonté sur l'utilisation des intrants, les effets seront positifs (négatifs) si le niveau d'utilisation des intrants du paysan est plus bas (élevé) que celui du propriétaire. De même, pour l'output, les effets seront positifs si le niveau désiré par le paysan est plus bas que celui du propriétaire. Remarquons que la variable représentant la supervision est une fonction *décroissante* de l'intensité de supervision. Cette variable est donc égale à 0 lorsqu'il s'agit d'un propriétaire exploitant.

Nous possédons également de l'information limitée qui peut être associée à des effets de réputation et d'interaction répétée : celle-ci est constituée par une variable muette qui indique si les deux parties étaient liées par la même relation contractuelle à la saison précédente⁷. Encore une fois, l'effet prédit de cette variable sur la production ou sur l'utilisation des intrants est *a priori* ambigu.

Le quatrième ensemble de variables que nous considérons est constitué par celles qui décrivent les caractéristiques de chaque parcelle de terre. Nous observons le type de sol (argileux, terre rouge, sablonneux ou pauvre) et le statut d'irrigation de la parcelle. Le cinquième ensemble de variables qui peut influencer la production inclut les caractéristiques des ménages, la disponibilité du crédit, le prix des intrants, les opportunités d'emplois en dehors de la ferme, ainsi que les conditions économiques locales. Nous contrôlerons pour ces variables grâce à un effet fixe spécifique aux ménages qui sera décrit en détail dans ce qui suit.

Le dernier ensemble de variables que nous considérons est constitué par la production et les différents intrants. Les intrants énumérés dans notre banque de données sont les suivants : (i) la terre; (ii) la main-d'oeuvre familiale masculine; (iii) la main-d'oeuvre embauchée masculine; (iv) l'irrigation; (v) les labours; (vi) le fumier; (vii) le transport; (viii) les engrais chimiques (phosphate, superphosphate); (ix) les semences. Il existe énormément de variations dans ces variables, ce qui nous permettra d'identifier leurs effets sur la production et sur l'utilisation des intrants. De plus, à part la terre et la main-d'oeuvre familiale masculine, qui prennent toujours des valeurs strictement positives, il est fréquent que certains intrants ne soient pas utilisés sur certaines parcelles. Le tableau 2 donne les fréquences de censure pour ces différents intrants. Il apparaît clairement que le pourcentage de parcelles sur lesquelles un intrant donné n'est pas utilisé varie entre 2,8 % pour les labours et 82,8 % pour la moisson. Ces fréquences de censure élevées nous mèneront à une stratégie empirique particulière.

7. L'interaction répétée a été étudiée par Johnson (1950) et Newberry (1975); Bardhan (1984 : chapitre 8) offre un modèle simple à deux périodes. Dutta, Ray et Sengupta (1989) considèrent le cas à horizon infini; voir aussi Linhart, Radner et Sinden (1991). Robertson (1987) fournit une belle description empirique du contexte africain.

TABLEAU 2

POURCENTAGE DE VARIABLES DÉPENDANTES CENSURÉES, PAR INTRANT

Intrant	Pourcentage de variables dépendantes censurées
Main-d'oeuvre familiale féminine	56,8
Main-d'oeuvre embauchée féminine	54,1
Main-d'oeuvre embauchée masculine	32,8
Fumier, herbicides et insecticides	29,3
Engrais chimiques	5,9
Irrigation	14,1
Labours	2,8
Transports	12,7
Moisson	82,8
Semences	8,5

2. APPLICATION EMPIRIQUE

Soit D un vecteur d'intrants en gestion, Q un vecteur représentant les caractéristiques de la terre, L la surface de la parcelle, \tilde{X} un vecteur d'intrants effectifs (main-d'oeuvre, engrais, etc.), et soit $F(D, Q, L, \tilde{X})$ la fonction de production. Soit X les intrants observés et soit M un vecteur de variables associées à la supervision par les propriétaires. Nous supposons que la technologie de supervision dont dispose le propriétaire est donnée par $\tilde{X} = H(X, M)$. Si cette technologie de supervision était parfaite, nous aurions $H(X, M) = X$. Soit α la proportion de la récolte qui va au paysan et β le vecteur des parts des coûts des intrants payés par le paysan. Soit ω le coût d'opportunité des intrants observables X . Nous supposons que le prix de la production est normalisé à un. Avec les modalités du contrat données par le vecteur (D, Q, L, α, β) et étant donné la supervision par le propriétaire, M , les conditions de premier ordre (CPO) pour le cas *marshallien* sont ainsi données par :

$$\frac{\partial(H(X, M))'}{\partial X} \left(\frac{\partial F(D, Q, L, \tilde{X})}{\partial \tilde{X}} \right) = \left(\frac{\beta}{\alpha} \right) * \omega, \quad (1)$$

tandis que les CPO dans un monde *cheungien* ou celles solutionnées par un propriétaire exploitant seront données par :

$$\left(\frac{\partial F(D, Q, L, X)}{\partial \tilde{X}} \right) = \omega, \quad (2)$$

où « * » représente la multiplication matricielle élément par élément.

Notre test empirique pour l'inefficacité *marshallienne* sera basé sur les équations (1) et (2). Soit :

$$X^* = f(D, Q, L, M, (\beta/\alpha), \omega), \quad (3)$$

la solution à l'équation (1). Alors, $X^* = f(D, Q, L, M, \mathbf{1}, \omega)$ sera la solution à l'équation (2), si et seulement si $H(X, M) = X$, où $\mathbf{1}$ représente un vecteur unitaire de dimension $N \times 1$. En d'autres termes, le problème de l'inefficacité *marshallienne* se pose lorsque la supervision de la part du propriétaire n'est pas parfaite ou lorsque le ratio du partage de coût sur le partage de la production n'est pas égal à 1⁸. Un test économétrique de l'indépendance de $f(\cdot)$ de β , α et M est donc équivalent à un test de l'hypothèse *cheungienne* versus l'hypothèse *marshallienne*. L'hypothèse des « intrants non commercialisés », pour sa part, sera rejetée si $f(\cdot)$ est indépendante des intrants en gestion fournis par le propriétaire D . Dans ce qui suit, nous mettons en oeuvre cette méthodologie en spécifiant l'équation (3) de manière paramétrique.

Soit $g_i(\omega)$ ($i = 1, 2, 3$) des fonctions de ω , u_i ($i = 1, 2, 3$) des chocs aléatoires, et λ_{ij} ($i = 1, 2, 3, j = 0, \dots, 5$) des vecteurs de paramètres. Soit $X = (X_1, X_2)$, où X_1 représente le niveau observé de main-d'oeuvre familiale masculine, et X_2 représente les autres intrants observés. Comme les intrants observés sont toujours positifs ou nuls, et comme (3) peut donner une solution négative, il sera nécessaire de poser $X = \max\{X^*, 0\}$. Supposons que la productivité de la main-d'oeuvre familiale masculine est toujours suffisamment élevée pour que X_1^* , le premier élément de X^* , soit strictement positif. Alors, nous aurons $X_1 = X_1^*$, et notre *paramétrisation* du logarithme de l'utilisation de la main-d'oeuvre familiale masculine par hectare, $\ln(X_1^*/L)$ sera donnée par :

$$\ln \left(\frac{X_1}{L} \right) = \lambda_{10} + g_1(\omega) + D'\lambda_{11} + Q'\lambda_{12} + \ln(L)\lambda_{13} + (\ln(\beta))'\lambda_{14} + \ln(\alpha)\lambda_{15} + M'\lambda_{16} + u_1. \quad (4)$$

Soit X_2^* le vecteur représentant les éléments restants de X^* . Alors $X_2 = X_2^*$ si $X_2^* > 0$, sinon $X_2 = 0$. Une autre manière d'exprimer cette relation est de poser $\ln(X_2/L + 1) = \ln(X_2^*/L + 1)$ si le côté droit est positif, tandis que $\ln(X_2/L + 1) = 0$ autrement. Notre *paramétrisation* de $\ln(X_2^*/L + 1)$ sera donc donnée par :

$$\ln \left(\frac{X_2}{L} + 1 \right) = \begin{cases} \lambda_{20} + g_2(\omega) + D'\lambda_{21} + Q'\lambda_{22} + \ln(L)\lambda_{23} \\ + (\ln(\beta))'\lambda_{24} + \ln(\alpha)\lambda_{25} + M'\lambda_{26} + u_2 & \text{si RHS} \geq 0, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \quad (5)$$

L'équation (5) correspond à un modèle *tobit*. La substitution de l'équation (3) dans la fonction de production donne une forme réduite pour l'output (Y) qui sera *paramétrisée* par :

8. Voir Schickele (1941), Heady (1947) ainsi qu'Adams et Rask (1968), Ladejinski (1977) et Rudra (1975).

$$\ln \left(\frac{Y}{L} \right) = \lambda_{30} + g_3(\omega) + D'\lambda_{31} + Q'\lambda_{32} + \ln(L)\lambda_{33} + (\ln(\beta))'\lambda_{34} + \ln(\alpha)\lambda_{35} + M'\lambda_{36} + u_3. \quad (6)$$

Les équations (4), (5) et (6) constituent les éléments de base de notre test empirique de l'hypothèse *marshallienne* qui, plus explicitement, sera testée par l'entremise de l'hypothèse nulle $\lambda_{14} = \lambda_{15} = \lambda_{16} = 0$, $\lambda_{24} = \lambda_{25} = \lambda_{26} = 0$ et $\lambda_{34} = \lambda_{35} = \lambda_{36} = 0$. L'approche basée sur les marchés manquants sera testée par l'hypothèse nulle $\lambda_{11} = \lambda_{21} = \lambda_{31} = 0$.

La spécification donnée par les équations (4), (5) et (6) permet d'englober un grand nombre de comportements différents. Premièrement, ω , le vecteur des coûts d'opportunité des intrants, peut être divisé en deux parties. D'une part, le prix de plusieurs intrants, comme les engrais chimiques, est fixé par les autorités gouvernementales et sera donc le même pour tous les ménages. D'autre part, le coût d'opportunité de certains intrants, comme la main-d'oeuvre familiale, peut dépendre des caractéristiques des ménages lorsque les marchés sont imparfaits. Un exemple typique est donné par la main-d'oeuvre familiale féminine, dont le coût d'opportunité devra refléter la production ménagère sacrifiée en faveur de la production agricole. Le vecteur ω pourra donc être fonction de caractéristiques spécifiques à chaque ménage. Par contre, il sera constant pour toutes les parcelles de terre exploitées par un ménage donné.

Deuxièmement, même si les équations (4) et (5) découlent de l'équation (1), il est probable que le comportement optimisant des ménages est assujéti à d'autres contraintes. Par exemple, des contraintes de crédit (Feder, 1985; Laffont et Matoussi, 1995) peuvent donner des CPO de la forme :

$$\frac{\partial(H(X, M))'}{\partial X} \left(\frac{\partial F(D, Q, L, \tilde{X})}{\partial \tilde{X}} \right) = \left(\frac{\beta}{\alpha} \right) * \omega + \eta \quad (1')$$

et

$$\left(\frac{\partial F(D, Q, L, X)}{\partial \tilde{X}} \right) = \omega + \eta, \quad (2')$$

où η représente l'effet des contraintes supplémentaires sur le choix des intrants. Il suit que $f(\cdot)$ sera une fonction de η . Même s'il est concevable que tous les paramètres sont fonction de η , ceci rendrait l'estimation impossible. Nous imposerons donc la restriction que η sera absorbé par λ_{10} , λ_{20} et λ_{30} dans les équations (4), (5) et (6) : λ_{10} , λ_{20} et λ_{30} , seront ainsi spécifiques à chaque ménage, mais seront constantes pour chaque parcelle de terre cultivée par un ménage donné. Afin de simplifier la notation, posons : $\mu_k = \lambda_{k0} + g_k(\omega)$, $k = 1, 2, 3$.

Jusqu'à présent, nous avons supposé que les ménages maximisent la somme des profits qui découlent de toutes les parcelles qu'ils cultivent et que toute contrainte rencontrée est adressée au niveau du ménage. Ceci implique que nous

supposons que les ménages traitent toutes les parcelles qu'ils cultivent de façon identique. Par contre, il est tout à fait possible que : (i) les paysans ne traitent pas toutes les parcelles de façon identique, (ii) les paysans ne maximisent pas les profits au niveau agrégé du ménage et (iii) que les effets fixes spécifiques aux ménages, μ_k , ne captent pas toutes les contraintes rencontrées au niveau du ménage. En d'autres termes, il pourrait y avoir des effets d'une parcelle sur les autres. Afin de capter ces effets potentiels, nous incluons, comme variable explicative, la surface cultivée par le ménage moins la surface de la parcelle en question. Nous dénoterons cette variable par T . L'optimalité au sens de Pareto dans l'allocation des ressources à travers les différentes parcelles cultivées par le même ménage impliquerait que les coefficients associés à cette variable (et dénotés par λ_{k7} , $k = 1, 2, 3$) devraient être nuls (voir Udry, 1996, pour une approche empirique à cette question dans le contexte géographique de l'Afrique).

La spécification donnée par les équations (4), (5) et (6) suppose : (i) que la supervision de la part des propriétaires est entièrement donnée par M et (ii) que la supervision des propriétaires peut être supposée exogène. Ces deux hypothèses peuvent toutefois être remises en question. Premièrement, pour les propriétaires fonciers qui ne sont pas eux-mêmes des exploitants agricoles (ces propriétaires habitent généralement Tunis), la fréquence des visites donne probablement une bonne mesure de l'intensité de leurs activités de supervision. Pour les propriétaires qui vivent à El Oulja, par contre, la supervision n'implique pas nécessairement des visites explicites à la parcelle. Des moyens plus subtils peuvent suffire : la présence même du propriétaire dans le village peut constituer une incitation suffisante au tenancier, surtout si le propriétaire en question est un agriculteur expérimenté. Nous incluons ainsi le domaine d'activité du propriétaire foncier comme variable explicative supplémentaire (agriculteur *versus* autres activités), ainsi qu'une variable qui croise le domaine d'activité du propriétaire avec la fréquence de ses visites, que nous dénoterons par R (les coefficients correspondants seront donnés par λ_{k8} , $k = 1, 2, 3$). Deuxièmement, l'intensité de supervision pourrait être déterminée simultanément avec l'intensité des intrants. Dans ce cas, l'intensité de supervision devrait être traitée comme une variable endogène et les techniques de variables instrumentales appropriées devraient être utilisées. Lorsque ce sera possible, nous testerons donc l'endogénéité de la supervision par l'entremise d'un test de Hausman.

Soit h l'indice qui correspond aux ménages et soit p l'indice qui correspond aux parcelles. Soit $W = (D', Q', \ln(L), (\ln(\beta))', \ln(\alpha), M, T, R)'$, $\theta_k = (\lambda'_{k1}, \lambda'_{k2}, \lambda'_{k3}, \lambda'_{k4}, \lambda'_{k5}, \lambda'_{k6}, \lambda'_{k7}, \lambda'_{k8})'$, et soit Z_k la variable dépendante correspondante, $k = 1, 2, 3$. Soit μ_{kh} la valeur de μ_k associée au ménage h . Soit W_{ph} et Z_{kph} les valeurs de W et Z_k qui correspondent à la parcelle p cultivée par le ménage h . Les équations (4) et (6) peuvent alors être écrites de la façon suivante :

$$Z_{kph} = \mu_{kh} + W'_{ph}\theta_k + u_{kph}, \quad k = 1 \text{ et } 3. \quad (7)$$

L'équation (7) est une régression standard en *panel* avec effets fixes spécifiques aux ménages. Comme l'effet fixe μ_{kh} est constant sur toutes les parcelles cultivées par un ménage donné, et comme tous les ménages dans notre échantillon cultivent au moins deux parcelles, nous pouvons estimer θ_k en utilisant l'approche en *panel* habituelle (Chamberlain, 1983)⁹. L'équation (5) peut être réécrite comme :

$$Z_{2ph} = \begin{cases} \mu_{2h} + W'_{ph}\theta_2 + u_{2ph} & \text{si RHS} \geq 0, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \quad (8)$$

L'équation (8) correspond à un *tobit* avec effets fixes que nous estimerons en utilisant la méthode des *trimmed least absolute deviation (trimmed LAD)* proposée par Honoré (1992)¹⁰.

3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Nos résultats d'estimation en *panel* avec effets fixes spécifiques aux ménages, pour l'échantillon regroupant toutes les cultures et les années 1986 et 1993, sont présentés au tableau 3. Comme le signe des coefficients sur les variables individuelles est *a priori* indéterminé (comme nous l'avons remarqué ci-dessus), nos commentaires seront centrés sur l'importance statistique des différents groupes de variables. Nous prêterons une attention particulière aux variables qui sont associées à la question de l'inefficacité *marshallienne* (partage des coûts, supervision, gestion agricole et interaction répétée).

3.1 Output

L'aspect le plus remarquable des résultats pour l'output, est certainement l'absence de variables contractuelles significatives : aucun terme associé au partage des coûts n'est significatif individuellement, même à un degré de confiance de 5 %. Ce résultat est confirmé par le test conjoint sur tous les termes associés au partage des coûts. La statistique χ^2 est égale à 9,59, ce qui est non significatif à 5 %. L'output par hectare est une fonction décroissante de la fréquence des visites par le propriétaire (rappelons qu'une valeur plus petite de cette variable représente une intensité plus grande de supervision), indiquant que le niveau d'output désiré par le paysan est supérieur à celui du propriétaire, même si ce coefficient n'est pas significatif aux degrés de confiance habituels. Par contre, la statistique χ^2 sur la supervision et les caractéristiques du propriétaire est égale à 14,6. L'interaction répétée, pour sa part, n'est pas un facteur statistiquement significatif.

9. Notre procédure à effets fixes est robuste à la non séparabilité. Voir Benjamin (1992).

10. Voir aussi Powell (1986).

TABLEAU 3

ÉCHANTILLON COMPLET

(580 observations, valeur absolue des statistiques *t* de Student sous les coefficients)

	Main-d'oeuvre				
	Output	familiale masculine	Irrigation	Labours	Engrais chimiques
Choix de la récolte	0,43	0,55	-0,05	0,17	-0,04
	0,56	0,70	0,23	3,58	0,32
Choix des labours	1,30	1,53	-0,20	0,05	-0,64
	1,94	2,25	1,29	0,75	2,07
Choix d'irrigation	-0,63	-1,43	-0,11	-0,16	-0,46
	0,93	2,06	1,45	3,34	2,21
Prise de décision finale	0,54	-0,31	-0,006	0,03	-0,003
	0,55	0,31	0,11	1,39	0,08
Proportion de la récolte à commercialiser	-1,01	-2,48	0,15	-0,29	0,07
	0,89	2,14	0,36	2,85	0,42
Test conjoint sur la gestion, degrés de liberté = 5	5,83	16,8	15,6	43,9	6,31
Interaction répétée	0,005	-0,006	0,22	0,06	-0,06
	0,18	0,24	1,40	1,81	0,99
Fréquence des visites par le propriétaire	0,10	-0,14	-0,007	-0,007	-0,03
	0,73	0,94	0,35	0,85	1,30
Interaction : propriétaire agriculteur - visites du propriétaire	0,002	0,009	-0,004	0,001	-0,002
	0,28	0,97	0,27	0,20	0,08
Propriétaire agriculteur	0,001	0,20	0,079	-0,013	0,15
	0,008	0,93	1,79	0,56	2,13
Test conjoint sur la supervision et l'interaction répétée, degrés de liberté = 3	14,6	6,18	3,68	1,56	6,06
Test de Hausman sur la super- vision, degrés de liberté = 26	0,53	0,64			
Pourcentage des coûts de <i>prémoisson</i>	-0,008	-0,18	-0,067	0,02	0,008
	0,37	0,76	1,71	1,34	0,29
Pourcentage des coûts de moisson	1,39	0,002	0,45	-0,14	-0,43
	1,26	0,002	2,00	1,72	1,54

TABLEAU 3 (suite)

	Main-d'oeuvre familiale		Irrigation	Labours	Engrais chimiques
	Output	masculine			
Pourcentage des coûts des engrais	0,24	-0,004	0,15	-0,002	0,19
	0,82	0,15	1,80	0,28	1,94
Pourcentage des coûts d'irrigation	0,20	0,20	-0,18	-0,01	-0,19
	1,65	1,59	1,76	1,33	2,89
Pourcentage des coûts de la main-d'oeuvre familiale	-0,005	-0,23	-0,43	-0,17	-0,67
	0,46	1,81	1,62	1,45	1,90
Pourcentage des coûts de la main-d'oeuvre embauchée	0,97	-0,42	-0,06	-0,09	-0,04
	1,00	0,42	1,27	1,33	0,55
Pourcentage des coûts des labours	-0,77	-0,85	-0,07	0,13	0,80
	1,09	1,17	0,25	1,26	2,42
Pourcentage des coûts des semences	0,76	0,95	-0,10	-0,12	-0,11
	0,61	0,75	1,98	1,65	1,73
Pourcentage des coûts des transports	-1,01	-0,94	-0,07	0,01	-0,16
	1,25	1,13	2,22	0,79	2,17
Pourcentage de l'output	-0,008	-0,97	-0,06	-0,11	-0,63
	0,11	1,31	0,62	0,90	1,74
Test conjoint sur le contrat, degrés de liberté = 10	9,59	10,9	33,3	68,5	46,6
Sol argileux	-1,42	-0,0006	-0,03	0,007	0,08
	2,58	0,001	0,60	0,23	0,93
Terre rouge	-1,17	-0,26	0,02	0,03	0,05
	2,05	0,45	0,19	1,20	0,49
Terre sablonneuse	-1,64	-0,35	-0,07	0,003	0,05
	2,90	0,62	1,30	0,08	0,63
Terre pauvre	-1,30	-0,47	-0,001	0,04	0,11
	2,27	0,80	0,03	1,66	1,20
Parcelle irriguée	1,79	2,15	0,28	0,01	0,20
	9,69	11,4	1,85	1,38	2,87
Surface de la parcelle	-0,21	-0,66	-0,04	0,003	-0,009
	3,49	10,7	3,02	0,72	0,53
Surface des autres parcelles	-0,23	-0,006	-0,02	0,006	-0,006
	2,10	0,55	0,91	0,55	0,23

TABLEAU 3 (suite)

	Main-d'oeuvre embauchée			
	Transports	masculine	Fumier	Semences
Choix de la récolte	-0,13 0,52	-0,13 1,10	0,24 1,14	0,55 2,31
Choix des labours	0,37 0,63	-0,07 1,37	-0,09 0,63	0,001 0,008
Choix d'irrigation	-0,09 1,28	-0,004 0,16	-0,11 1,21	-0,27 1,00
Prise de décision finale	-0,66 0,83	-0,06 2,38	-0,18 0,99	-0,11 2,27
Proportion de la récolte à commercialiser	0,37 0,64	0,07 0,61	-0,41 1,62	0,25 1,06
Test conjoint sur la gestion, degrés de liberté = 5	3,22	24,4	8,05	14,1
Interaction répétée	-0,13 0,77	-0,09 2,18	0,07 1,14	-0,14 1,65
Fréquence des visites par le propriétaire	-0,02 0,81	0,000 0,06	0,07 1,21	0,10 2,51
Interaction : propriétaire agriculteur - visites du propriétaire	-0,01 0,48	0,004 0,67	-0,03 0,83	-0,06 2,68
Propriétaire agriculteur	0,22 1,93	0,06 3,99	0,06 1,14	0,03 0,85
Test conjoint sur la supervision et l'interaction répétée, degrés de liberté = 3	4,23	17,3	8,11	7,96
Pourcentage des coûts de <i>prémoisson</i>	0,10 0,18	-0,008 0,39	-0,02 0,41	0,01 0,45
Pourcentage des coûts de moisson	-0,04 0,11	0,23 1,62	-0,02 0,09	0,57 1,97
Pourcentage des coûts des engrais	0,007 0,04	0,06 3,55	0,01 0,43	0,01 1,54
Pourcentage des coûts d'irrigation	-0,01 0,06	-0,12 4,19	-0,01 2,27	-0,02 1,42

TABLEAU 3 (suite)

	Main-d'oeuvre embauchée			
	Transports	masculine	Fumier	Semences
Pourcentage des coûts de la main-d'oeuvre familiale	-0,03 0,08	-0,000 0,003	-0,54 2,87	-0,07 0,35
Pourcentage des coûts de la main-d'oeuvre embauchée	-0,06 0,32	-0,08 2,69	-0,27 1,04	-0,14 1,31
Pourcentage des coûts des labours	-0,15 0,32	0,25 1,75	-0,17 0,63	-0,14 0,46
Pourcentage des coûts des semences	-0,02 0,09	-0,79 3,37	-0,31 1,01	-0,22 1,61
Pourcentage des coûts des transports	-0,02 0,20	-0,02 1,41	0,09 2,12	-0,009 0,30
Pourcentage de l'output	0,05 0,11	-0,04 0,32	-0,21 1,23	-0,04 0,18
Test conjoint sur le contrat, degrés de liberté = 10	7,60	63,8	51,6	60,9
Sol argileux	0,07 0,79	0,06 0,87	-0,12 0,54	0,19 1,83
Terre rouge	0,03 0,34	0,04 0,69	-0,14 0,55	0,15 1,44
Terre sablonneuse	-0,03 0,46	-0,007 0,10	-0,18 0,76	0,23 2,25
Terre pauvre	0,07 0,73	0,04 0,84	-0,13 0,56	0,23 2,22
Parcelle irriguée	0,11 1,06	0,17 6,27	0,24 2,96	0,14 2,66
Surface de la parcelle	-0,07 2,48	-0,05 2,45	-0,05 1,32	-0,05 1,87
Surface des autres parcelles	-0,02 0,30	0,04 1,28	-0,03 1,11	-0,17 2,25

Les intrants en gestion agricole manquent également de pouvoir explicatif. Seuls le synchronisme et le type des labours sont significatifs à 5 %, tandis que l'hypothèse conjointe sur les intrants en gestion donne une statistique égale à 5,83, ce qui n'est pas significatif à 5 %. Ces résultats n'appuient certes pas le modèle « à intrants non commercialisés » d'Eswaran et Kotwal (1985), dans lequel les intrants en gestion jouent un rôle clé. Les principaux déterminants de la production agricole semblent donc être les caractéristiques de la terre ainsi que le statut d'irrigation de la parcelle. Il semble également exister une relation inverse entre la taille de la parcelle et la production par hectare¹¹.

Que les termes de partage de coûts ne soient pas statistiquement significatifs implique que les effets incitatifs ne sont pas des facteurs déterminants pour ce qui est de la production par hectare, alors que l'importance statistique conjointe de la supervision et des caractéristiques du propriétaire implique que la supervision est partielle. Il se peut, évidemment, que la menace implicite de la résiliation du contrat par le propriétaire fournisse des incitations suffisantes au paysan, quelle que soit la forme du contrat lui-même. En tout cas, nous pouvons rejeter l'optique purement *cheungienne* en faveur de l'inefficacité *marshallienne*.

Le fait que les termes contractuels ne soient pas significatifs est attribuable à plusieurs facteurs. Premièrement, il est possible que le niveau de compétence ainsi que le niveau probable d'effort (inobservable) des tenanciers dans le village soient connus d'avance par les propriétaires. Deuxièmement, il est possible que les tenanciers potentiels soient classés *ex ante* suivant leurs compétences connues. Ainsi, les meilleurs tenanciers reçoivent en location les meilleures terres. Si les contrats de métayage étaient relativement homogènes, ce seraient les tenanciers les plus productifs qui en tireraient le plus de bénéfices. Il se peut donc que ce soit la possibilité de se voir octroyer les terres les plus productives qui motive les paysans, même si la supervision des propriétaires est imparfaite. Troisièmement, les membres du ménage du tenancier pourraient *s'autosuperviser* sur les parcelles en métayage. Cet aspect de production par « équipe », en concomitance avec les arguments usuels selon lesquels l'efficacité de la supervision interne est une fonction décroissante du nombre d'agents impliqués et une fonction croissante de leur proximité sur le lieu de travail, serait cohérent avec la corrélation négative qui existe entre la production par hectare et la taille de la parcelle. De surcroît, les parcelles les plus petites à El Oulja sont situées au centre du village et sont donc, par définition, plus faciles à superviser pour les propriétaires résidents, qui ne doivent presque pas se déplacer.

Le test de Hausman pour l'endogénéité de la supervision par les propriétaires donne une statistique χ^2 de 0,532, ce qui est non significatif aux niveaux habituels

11. Ceci n'est pas équivalent à la relation entre la taille de l'exploitation dans son ensemble et la productivité. Voir Bardhan (1973), Berry et Cline (1979), Deolalikar (1981), ainsi que Rao et Chotigeat (1981). Nous remercions Chris Udry pour avoir porté cette distinction à notre attention.

de confiance. Ceci nous mène à ne pas rejeter l'hypothèse nulle d'exogénéité¹². Finalement, le coefficient sur la superficie des autres parcelles cultivées par le ménage est négatif et statistiquement significatif, impliquant que la productivité marginale des intrants n'est pas égalisée sur les différentes parcelles cultivées par le ménage : les paysans à El Oulja ne maximisent donc pas les profits au niveau du ménage¹³.

3.2 *Main-d'oeuvre familiale masculine*

Dans le cas de la main-d'oeuvre familiale masculine, dont les résultats sont présentés au tableau 3, ni les termes contractuels, ni la supervision, ni l'interaction répétée ne sont statistiquement significatifs. L'hypothèse nulle conjointe, elle aussi, n'est pas vérifiée, ce qui suggère que l'hypothèse *marshallienne* est rejetée en faveur de son alternative *cheungienne*. Par contre, plusieurs intrants en gestion sont significatifs individuellement; ils le sont aussi conjointement. Ce constat appuie l'hypothèse des intrants non commercialisés. Remarquons que certains intrants en gestion ont un impact négatif, alors que d'autres ont un impact positif. Comme des intrants de management « purs » auraient un impact strictement positif, il est probable que les coefficients négatifs impliquent que ces intrants en gestion captent des aspects reliés à la supervision par les propriétaires, nous menant ainsi à rejeter l'hypothèse *cheungienne*.

3.3 *Autres intrants*

Les résultats pour les autres intrants sont plus révélateurs. *Grosso modo*, nous pouvons diviser les intrants autres que la main-d'oeuvre familiale masculine en trois catégories, selon les résultats des tests χ^2 sur différents groupes de variables explicatives. Premièrement, les tests conjoints sur les termes de partage de coûts sont significatifs à 1 % pour tous les intrants, sauf le transport. Deuxièmement, les intrants en gestion sont significatifs conjointement à 1 % pour la main-d'oeuvre embauchée masculine, les labours, l'irrigation et les semences. L'hypothèse des intrants non commercialisés reçoit ainsi une confirmation partielle. Troisièmement, les variables reliées à la supervision par les propriétaires sont conjointement significatives pour tous les intrants sauf l'irrigation, les labours et le transport. Ces résultats nous mènent à rejeter l'hypothèse *cheungienne* en faveur de son alternative *marshallienne*. Remarquons que l'interaction répétée n'est significative que pour la main-d'oeuvre embauchée masculine. Ceci met en doute un lieu commun, à savoir que l'interaction répétée constitue une solution au problème du risque moral, même si son rôle dans la transmission de l'information sur les

12. Les variables instrumentales utilisées sont le nombre d'adultes mâles et d'adultes femelles dans le ménage du propriétaire. Nous ne pouvons pas faire un test de Hausman sur les autres intrants à cause de la censure dans les variables de gauche.

13. Ce résultat est confirmé dans un autre papier où nous trouvons que l'hypothèse nulle de la *séparabilité* est rejetée.

tenanciers aux propriétaires n'est pas infirmé par le résultat. Finalement, la surface des autres parcelles cultivées par le ménage n'est significative que pour le cas des semences, indiquant que tous les intrants sont alloués de façon efficace sur les différentes parcelles cultivées par le ménage, à l'exception des semences. Il se peut donc que cette inefficacité dans l'allocation des semences soit à l'origine du coefficient hautement significatif sur la superficie des autres parcelles cultivées par le ménage, que nous avons noté dans l'équation pour l'output par hectare.

3.4 Blé et autres céréales

Il existe une littérature empirique importante sur les différences dans l'utilisation des intrants par statut contractuel qui suggère que le type de récolte pourrait jouer un rôle crucial dans nos résultats. D'une part, ces différences trouvent leur origine dans les cultures choisies pour le métayage *versus* celles choisies pour les contrats de location. D'autre part, ce sont les choix technologiques sous-jacents qui sont en question¹⁴. Le problème potentiel qui pourrait affecter nos estimations sur l'ensemble de l'échantillon est mis en évidence en remarquant que dans ce qui précède, nous supposons implicitement que : (i) les technologies de production sont communes à toutes les récoltes, et (ii) les différences de prix de vente entre les récoltes en question sont petites.

Afin de vérifier la solidité de nos résultats, nous avons réestimé certaines de nos équations sur un sous-échantillon composé de 99 parcelles produisant uniquement du blé ou une autre céréale. Étant donné que les céréales sont destinées presque entièrement au marché, nous évitons ainsi les problèmes issus de la dichotomie entre les « produits d'autoconsommation à valeur faible » *versus* les « produits commercialisés à valeur élevée », relevée par plusieurs études empiriques (voir Bharadwaj, 1974, ainsi que Kutcher et Scandizzo, 1976). Les résultats pour le sous-échantillon en question sont présentés au tableau 4.

Notons que pour ce sous-échantillon, aucun coefficient sur les intrants en gestion ne peut être identifié, car les variables en question sont identiques sur chaque parcelle. L'effet de la gestion sera donc absorbé par l'effet fixe spécifique au ménage. Il existe également une colinéarité parfaite entre plusieurs partages de coûts. Nous n'utilisons ainsi qu'un sous-ensemble de ces composantes du contrat. Le résultat empirique le plus intéressant est constitué par l'importance statistique des partages de coûts et ce, même pour l'output et la main-d'oeuvre familiale masculine. Ainsi, l'hypothèse *cheungienne* est fortement rejetée lorsque nous considérons un sous-échantillon céréalier.

14. Voir Heady (1955), Junankar (1976) et Bagi (1981).

TABLEAU 4

SOUS-ÉCHANTILLON CÉRÉALIER
(99 observations, valeur absolue des statistiques *t* de Student
sous les coefficients)

	Main-d'oeuvre embauchée		Labour	Engrais chimiques Semences	
	Output	masculine			
Interaction répétée	1,15 0,12	-4,99 0,57	0,12 1,97	-0,53 1,61	-0,08 2,52
Fréquence des visites par le propriétaire	-0,13 0,008	0,92 0,57	-0,02 1,74	0,11 1,59	0,01 2,50
Propriétaire agriculteur	0,008 0,007	-0,70 0,66	0,004 0,37	-0,15 2,50	-0,01 2,82
Test conjoint sur la supervision et l'interaction répétée, degrés de liberté = 2	0,0007	0,45	10,4	17,8	8,74
Test de Hausman sur la super- vision, degrés de liberté = 15	0,004	0,0000			
Pourcentage des coûts de prémoisson	-5,22 2,66	-2,68 1,39	0,01 0,65	0,41 3,35	0,03 3,31
Pourcentage des coûts de moisson	-4,00 1,43	-2,10 0,76	-0,13 11,40	-0,56 5,67	0,02 2,38
Pourcentage des coûts d'irrigation	-1,16 0,46	-2,17 0,88	0,000 0,15	-0,08 3,45	-0,01 3,04
Pourcentage des coûts des semences	11,94 2,93	7,78 1,95	-0,94 22,6	-2,60 9,28	0,26 6,95
Pourcentage de l'output	-0,36 0,18	-1,75 0,91	-0,01 1,03	-0,32 3,60	-0,01 1,65
Test conjoint sur le contrat, degrés de liberté = 5	19,0	8,63	1 311,9	1 555,3	134,1
Sol argileux	-0,15 0,005	4,04 1,51	-0,02 2,18	0,25 2,77	0,02 2,55
Terre rouge	0,41 0,15	3,71 1,37	-0,03 4,74	0,17 2,27	0,02 2,73
Terre sablonneuse	-0,41 0,15	3,27 1,25	-0,02 3,43	0,15 2,91	0,02 2,27

TABLEAU 4 (suite)

	Main-d'oeuvre embauchée		Engrais		
	Output	masculine	Labour	chimiques	Semences
Terre pauvre	-0,12	2,93	-0,02	0,24	0,02
	0,004	1,05	1,94	2,42	2,53
Parcelle irriguée	1,26	1,32	-0,009	-0,06	-0,003
	4,53	4,85	1,05	1,89	0,96
Surface de la parcelle	-0,67	-0,84	-0,004	-0,05	-0,003
	4,92	6,28	0,86	3,10	0,92
Surface des autres parcelles	-0,23	-0,003	0,002	-0,02	-0,000
	1,43	0,24	0,53	1,27	0,20

Ce sous-échantillon clarifie également nos résultats sur la supervision et l'interaction répétée. La fréquence des visites par le propriétaire est statistiquement significative et diminue l'intensité de l'utilisation des semences (c'est-à-dire que son coefficient est positif). L'interaction répétée est aussi statistiquement significative et négative pour le même intrant. Il en est de même pour la profession du propriétaire. Ainsi, il est clair que la supervision et l'interaction répétée jouent un rôle relativement mineur dans la production céréalière et que ce rôle est limité à l'intrant semence. Pour les engrais, par contre, c'est la profession du propriétaire qui influence (à la baisse) l'intensité de son utilisation.

Des facteurs reliés à la production céréalière à El Oulja expliquent ces résultats. Premièrement, la fréquence moyenne des visites par le propriétaire est plus faible (des visites une ou deux fois pendant la saison) sur les parcelles céréalières que sur les parcelles en général (visites hebdomadaires). Deuxièmement, les semences sont un intrant particulièrement important (au point de vue de leur valeur) pour le cas du blé. Il n'est donc pas surprenant que la supervision soit statistiquement significative pour cet intrant. Troisièmement, le manque d'importance de la supervision par le propriétaire dans le cas de la production céréalière, en concomitance avec les opportunités de risque moral de la part du paysan, explique pourquoi les termes du contrat sont des facteurs beaucoup plus importants dans la détermination des intrants ou de l'output par hectare, dans le cas des céréales, que pour l'échantillon au complet.

Une question qui se pose souvent, dans le contexte de l'estimation en *panel*, est de savoir si l'hypothèse de l'indépendance des termes d'erreur à travers les parcelles cultivées par un ménage donné est soutenable¹⁵. Même si les effets fixes

15. Nous remercions Mark Rosenzweig pour avoir attiré notre attention sur cette question.

spécifiques aux ménages devaient contrôler pour cette corrélation entre parcelles, il est évidemment possible qu'un certain degré de corrélation subsiste. Si c'était le cas, alors l'estimation des paramètres resterait convergente, mais les écarts-types associés seraient biaisés. Nous ne pouvons pas effectuer un test explicite pour l'absence de corrélation parce que notre *panel* est déséquilibré (différents ménages cultivent des nombres différents de parcelles). Pour l'équation de l'output et celle de la main-d'oeuvre familiale masculine (qui sont de simples *panels* et ne font pas usage de la technique du *trimmed LAD*), les statistiques de Durbin-Watson sont égales à 2,4, indiquant que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle qu'il n'existe pas de corrélation entre différentes parcelles. Il semble donc raisonnable de conclure que tout biais dans les statistiques *t* de Student est petit. Il en est de même pour l'échantillon céréaliier.

3.5 *Le risque moral est-il important?*

Dans leur ensemble, nos résultats empiriques appuient le point de vue *marshallien* dans le sens que les composantes contractuelles relevant du partage de la production et des coûts de production sont souvent statistiquement significatives aux niveaux de confiance habituels. L'importance statistique conjointe des intrants de gestion fournis par les propriétaires (dans le cas de l'échantillon principal) appuie les modèles contractuels basés sur les marchés manquants. Par contre, l'impact quantitatif de la structure contractuelle sur la production et sur l'utilisation des intrants est petit. Le tableau 5 présente les pourcentages de la variation totale de la variable dépendante qui sont expliqués par différents groupes de variables explicatives et ce, pour l'équation de l'output et pour celle de la main-d'oeuvre familiale masculine. Dans l'optique du risque moral, le résultat le plus marquant est que la contribution des éléments contractuels est peu importante (exception faite de la main-d'oeuvre familiale masculine pour le sous-échantillon céréaliier). Il s'ensuit que les déterminants principaux de l'utilisation de la main-d'oeuvre familiale masculine et de la production sont les caractéristiques des parcelles ainsi que les effets fixes spécifiques aux ménages. Bien que les éléments contractuels soient significatifs statistiquement, ils ne mènent pas à une déviation importante par rapport à l'optimum de premier rang atteint par les propriétaires exploitants.

TABLEAU 5

CONTRIBUTION (EN %) DE DIFFÉRENTS GROUPES DE VARIABLES EXPLICATIVES
À LA VARIATION DE LA VARIABLE DÉPENDANTE

	Échantillon complet		Sous-échantillon céréaliier	
	Output	Main-d'oeuvre familiale masculine	Output	Main-d'oeuvre familiale masculine
Contribution de la gestion agricole	3,39	6,69	N/A	N/A
Contribution de l'interaction répétée	0,01	0,02	6,00	0,18
Contribution des variables reliées à la supervision	4,35	1,65	1,61	0,06
Contribution des éléments contractuels	7,35	8,38	6,56	20,44
Contribution des caractéristiques des parcelles	23,60	45,08	47,58	59,47
Contribution des effets fixes spécifiques aux ménages	52,28	34,06	36,21	38,61

NOTE : N/A : non applicable.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons examiné l'impact empirique du risque moral dans les contrats agricoles, connu dans la littérature sur le développement économique sous le nom « d'inefficacité *marshallienne* ». Nos résultats empiriques, issus d'une estimation en *panel* avec effets fixes spécifiques aux ménages qui tient compte de la censure dans les variables dépendantes, nous portent à rejeter l'hypothèse *cheungienne* en faveur d'une version mise à jour de l'hypothèse *marshallienne*. Nos résultats nous mènent à conclure que le risque moral est effectivement un phénomène qui affecte les contrats agricoles à El Oulja.

La clé de nos résultats est constituée par l'information détaillée dont nous disposons au sujet des intrants en gestion fournis par les propriétaires, des termes de partage de coûts des intrants, des activités de supervision des propriétaires et de l'interaction répétée entre propriétaires et tenanciers. À notre connaissance, ce type d'information n'a pas, jusqu'à présent, été inclus dans des études portant sur la question de l'inefficacité *marshallienne*.

Malgré l'importance statistique du risque moral révélée par nos résultats empiriques, nous trouvons que les éléments contractuels ne sont *quantitativement*

qu'un déterminant mineur de l'utilisation des intrants et de la production agricole en comparaison avec les caractéristiques des parcelles et des effets fixes. Ce constat nous mène inéluctablement à la conclusion que le rôle des contrats de métayage n'est pas centré sur le problème du risque moral, comme nous le ferait croire la littérature théorique récente. Bien au contraire, il se peut que ce soit des considérations de partage de risque ou de coûts de transactions qui motivent l'adoption de cette forme contractuelle¹⁶. Une part importante du travail théorique sur le métayage a été basée sur le risque moral, et nos résultats empiriques pour le sous-échantillon céréaliier mettent en évidence que ces préoccupations peuvent être importantes pour certaines cultures. Mais ils suggèrent que, du côté théorique, les chercheurs devraient incorporer la supervision dans leurs modèles et étudier son effet sur les termes des contrats. Plus spécifiquement, il faudra étendre le modèle statique de base à un contexte dynamique incluant l'interaction répétée entre plusieurs propriétaires et plusieurs paysans. Du côté empirique, la recherche devrait se concentrer davantage sur les raisons à la base de l'existence même des contrats de métayage et sur les facteurs qui affectent la division des coûts entre propriétaires et tenanciers.

BIBLIOGRAPHIE

- ADAMS, D.W., et N. RASK (1968), « Economics of Cost-Sharing in Less Developed Countries », *American Journal of Agricultural Economics*, 50 : 935-945.
- ALLEN, D., et D. LUECK (1993), « Transaction Costs and the Design of Cropshare Contracts », *RAND Journal of Economics*, 24 : 78-100.
- ALLEN, D., et D. LUECK (1995), « Risk, Uncertainty, and Contracts », Center for Studies in Law, Economics, and Public Policy, Yale Law School, Working Paper no 173.
- ALSTON, L.J., S. DATTA, et J. NUGENT (1984), « Tenancy Choice in a Competitive Framework with Transactions Costs », *Journal of Political Economy*, 92 : 1 121-1 133.
- ALSTON, L.J., et R. HIGGS (1982), « Contractual Mix in Southern Agriculture since the Civil War: Facts, Hypotheses, and Tests », *Journal of Economic History*, 42 : 327-353.
- BAGI, F. (1981), « Economic Efficiency of Share-Cropping in Indian Agriculture », *Malayan Economic Review*, 26 : 15-24.
- BARDHAN, P.K. (1973), « Size Productivity and Returns to Scale: An Analysis of Farm Level Data in Indian Agriculture », *Journal of Political Economy*, 81 : 1 370-1 386.

16. L'aversion au risque est une motivation valable pour le métayage lorsque le soi-disant « théorème d'équivalence » de Newberry (1975) ne tient pas. Voir Allen et Lueck (1995).

- BARDHAN, P.K. (1984), *Land, Labor, and Rural Poverty: Essays in Development Economics*, Delhi, Oxford University Press.
- BARDHAN, P.K. (sous la direction de) (1989), *The Economic Theory of Agrarian Institutions*, Oxford, Clarendon Press.
- BARDHAN, P.K., et N. SINGH (1987), « On Moral Hazard and Cost Sharing under Sharecropping », *American Journal of Agricultural Economics*, 69 : 382-383.
- BELL, C. (1977), « Alternative Theories of Sharecropping: Some Tests Using Evidence from Northeast India », *Journal of Development Studies*, 13 : 317-346.
- BENJAMIN, D. (1992), « Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models », *Econometrica*, 60 : 287-322.
- BERRY, A., et W. CLINE (1979), *Agrarian Structure and Productivity in Developing Countries*, Baltimore, MD, Johns Hopkins University Press.
- BHARADWAJ, K. (1974), *Production Conditions in Indian Agriculture: A Study Based on Farm Management Surveys*, Cambridge, Cambridge University Press.
- BINSWANGER, H., et M. ROSENZWEIG (1984), *Contractual Arrangements, Employment and Wages in Rural Labor Markets in Asia*, New Haven, Yale University Press.
- BLISS, C.J., et N.H. STERN (1982), *Palanpur: The Economy of an Indian Village*, Oxford, Clarendon Press.
- BRAVERMAN, A., et J. STIGLITZ (1986), « Cost-Sharing Arrangements Under Sharecropping: Moral Hazard, Incentive Flexibility, and Risk », *American Journal of Agricultural Economics*, 68 : 642-652.
- CHAMBERLAIN, G. (1983), « Panel Data », dans *Handbook of Econometrics*, sous la direction de Z. GRILICHES et M. INTRILIGATOR, Amsterdam, North Holland.
- CHEUNG, S.N. (1968), « Private Property Rights and Sharecropping », *Journal of Political Economy*, 76 : 107-122.
- CHEUNG, S.N. (1969a), *The Theory of Share Tenancy: With Special Application to Asian Agriculture and the First Phase of Taiwan Land Reform*, Chicago, University of Chicago Press.
- CHEUNG, S.N. (1969b), « Transaction Costs, Risk Aversion, and the Choice of Contractual Arrangements », *Journal of Law and Economics*, 12 : 23-43.
- DEOLALIKAR, A. (1981), « The Inverse Relationship Between Productivity and Farm Size: A Test Using Regional Data from India », *American Journal of Agricultural Economics*, 63 : 275-279.
- DUTTA, B., D. RAY, et K. SENGUPTA (1989), « Contracts with Eviction in Infinitely Repeated Principal-Agent Relationships », dans *The Economic Theory of Agrarian Institutions*, sous la direction de BARDHAN, Oxford, Clarendon Press.
- ESWARAN, M., et A. KOTWAL (1985), « A Theory of Contractual Relations in Agriculture », *American Economic Review*, 75 : 352-367.
- FEDER, G. (1985), « The Relation Between Farm Size and Farm Productivity », *Journal of Development Economics*, 18 : 297-313.

- GROSSMAN, S., et O. HART (1983), « An Analysis of the Principal-Agent Problem », *Econometrica*, 51 : 7-45.
- HEADY, E.O. (1947), « Economics of Farm Leasing Systems », *Journal of Farm Economics*, 29 : 659-678.
- HEADY, E.O. (1955), « Marginal Resource Productivity and Imputation of Shares for a Sample of Rented Farms », *Journal of Political Economy*, 63 : 500-511.
- HONORÉ, B.E. (1992), « Trimmed LAD and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects », *Econometrica*, 60 : 533-565.
- HUANG, Y. (1975) « Tenancy Patterns, Productivity, and Rentals in Malaysia », *Economic Development and Cultural Change*, 23 : 703-718.
- JAYNES, G. (1982), « Production and Distribution in Agrarian Economies », *Oxford Economic Papers*, 34 : 346-367.
- JAYNES, G. (1984), « Economic Theory and Land Tenure », dans *Contractual Arrangements, Employment and Wages in Rural Labor Markets in Asia*, H. BINSWANGER et M. ROSENZWEIG, New Haven, Yale, University Press.
- JOHNSON, D.G. (1950), « Resource Allocation Under Share Contracts », *Journal of Political Economy*, 58 : 111-123.
- JUNANKAR, P.N. (1976), « Land Tenure and Indian Agricultural Productivity », *Journal of Development Studies*, 13 : 42-60.
- KUTCHER, B., et P.L. SCANDIZZO (1976), « A Partial Analysis of Share-Tenancy Relationships in Northeast Brazil », *Journal of Development Economics*, 3 : 343-354.
- LADEJINSKY, W. (1977), « Agrarian Reform in India », dans *The Selected Papers of Wolf Ladejinsky: Agrarian Reform as Unfinished Business*, sous la direction de WALINSKY, New York, Oxford University Press.
- LAFFONT, J.J., et M.S. MATOUSSI (1995), « Moral Hazard, Financial Constraints and Sharecropping in El Oulja », *Review of Economic Studies*, 62 : 381-400.
- LINHART, P.B., R. RADNER, et F.W. SINDEN (1991), « A Sequential Mechanism for Direct Price Regulation », dans *Price Caps and Incentive Regulation in the Telecommunications Industry*, sous la direction de M. EINHORN, Boston, MA, Kluwer Academic Publishers.
- LUCAS, R.E.B. (1979), « Sharing, Monitoring, and Incentives: Marshallian Misallocation Reassessed », *Journal of Political Economy*, 87 : 501-521.
- MATOUSSI, M.S., et J. NUGENT (1989), « The Switching to Sharecropping in Medjez el Bab », dans *The New Institutional Economics and Development: Theory and Applications to Tunisia*, sous la direction de M. NABLI et J. NUGENT, Amsterdam, North Holland.
- NABI, I. (1986), « Contracts, Resource Use and Productivity in Sharecropping », *Journal of Development Studies*, 22 : 429-442.
- NEWBERRY, D. (1975), « The Choice of Rental Contract in Peasant Agriculture », dans *Agriculture in Development Theory*, sous la direction de L.G. REYNOLDS, New Haven, Yale University Press, chapitre 5.

- OTSUKA, K., et Y. HAYAMI (1988), « Theories of Share Tenancy: A Critical Survey », *Economic Development and Cultural Change*, 37 : 31-68.
- PANT, C. (1983), « Tenancy and Family Resources: A Model and Some Empirical Analysis », *Journal of Development Economics*, 12 : 27-40.
- POWELL, J. (1986), « Symmetrically Trimmed Least Squares Estimation for Tobit Models », *Econometrica*, 54 : 1 435-1 460.
- QUIBRIA, M.G., et S. RASHID (1984), « The Puzzle of Sharecropping: A Survey of Theories », *World Development*, 12 : 103-114.
- RANSOM, R., et R. SUTCH (1973), « The Ex-Slave in the Post-Bellum South: A Study of the Economic Impact of Racism in a Market Environment », *Journal of Economic History*, 33 : 131-148.
- RAO, V., et T. CHOTIGEAT (1981), « The Inverse Relationship between Size of Land Holding and Agricultural Productivity », *American Journal of Agricultural Economics*, 63 : 571-574.
- REID, J.D. (1976), « Sharecropping and Agricultural Uncertainty », *Economic Development and Cultural Change*, 24 : 549-576.
- ROBERTSON, A.F. (1987), *The Dynamics of Productive Relationships: African Share Contracts in Comparative Perspective*, Cambridge, Cambridge University Press.
- RUDRA, A. (1975), « Sharecropping Arrangements in West Bengal », *Economic and Political Weekly*, 10 : A58-A63.
- SCHICKELE, R. (1941), « Effect of Tenure Systems on Agricultural Efficiency », *Journal of Farm Economics*, 23 : 185-207.
- SEN, A. (1981), « Market Failure and Control of Labor Power: Towards an Explanation of "Structure" and Change in Indian Agriculture », 1^{re} et 2^e parties, *Cambridge Journal of Economics*, 5 : 201-228 et 327-350.
- SHABAN, R.A. (1987), « Testing Between Competing Models of Sharecropping », *Journal of Political Economy*, 95 : 893-920.
- UDRY, C.R. (1996), « Efficiency and Market Structure: Testing for Profit Maximization in African Agriculture », mimeo, Northwestern University.