

ENVIRONNEMENT INSTITUTIONNEL, MODES ORGANISATIONNELS ET PERFORMANCES PRODUCTIVES : UNE ANALYSE DES GRANDES FERMES MOLDAVES AU DÉBUT DE LA TRANSITION

Daniela BORODAK*

***Résumé** - Les études de l'influence sur les performances productives de l'environnement institutionnel et des modes organisationnels restent rares dans la littérature, faute d'informations statistiques. Cet article essaie de développer une analyse empirique permettant d'éclairer ces relations en exploitant les données sur les grandes exploitations agricoles pendant le processus de privatisation des fermes collectives et d'Etat en Moldavie (1991-1997). La première partie consiste en une lecture néo-institutionnelle du processus de transformation des modes d'organisation des grandes fermes héritières des anciennes grandes fermes collectives et d'Etat. La deuxième partie de l'article développe une méthodologie empirique permettant d'analyser l'interaction entre le choix d'un nouveau mode organisationnel et les performances productives des exploitations. On s'appuie sur l'estimation de l'efficacité technique des exploitations agricoles en utilisant le modèle de frontière stochastique proposé par Battese et Coelli (1995). La contribution majeure de cet article est d'inclure la mesure de la probabilité du choix d'un mode organisationnel comme déterminant potentiel de l'efficacité technique, en utilisant une régression en deux étapes (dont l'estimation d'un modèle logistique multinomial emboîté) pour tenir compte de l'endogénéité possible de ce choix avec l'indice d'efficacité.*

Mots-clés - EXPLOITATIONS AGRICOLES COLLECTIVES, RÉFORME AGRAIRE, APPROCHE NEO-INSTITUTIONNELLE, EFFICIENCE TECHNIQUE, FRONTIÈRE STOCHASTIQUE, LOGIT MULTINOMIAL EMBOÎTÉ.

Classification JEL : Q15, P32, B52, D24, C19, C25.

* Enseignant-chercheur au groupe ESC Clermont. Chercheur associé au Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI), CNRS Université d'Auvergne.
Courriel : borodakdana@gmail.com

1. INTRODUCTION

Cet article se propose d'étudier les facteurs responsables des faibles performances des grandes exploitations agricoles, héritières des anciennes fermes collectives et d'Etat, en Moldavie, durant la première phase de la transition économique, entre 1991 et 1997.

Un premier aspect à prendre en compte pour aborder cette étude est le rôle-clé de l'agriculture dans l'économie moldave. Au terme de la période socialiste, ce secteur, en Moldavie¹, représentait près de 50% du PNB et employait près de 40% des actifs. Dès le tout début de la transition, en 1991, le pays s'est lancé dans une réforme agraire radicale, visant à privatiser la terre et les actifs productifs, libéraliser les marchés des intrants, des produits et de crédit, et restructurer les relations entre Etat et producteurs agricoles. La réussite de ces réformes et l'amélioration de la productivité du secteur devait donner l'impulsion aux changements dans l'ensemble de l'économie. En réalité, l'échec de la réforme agraire, clairement avéré dès 1996 (Lerman, Csaki et Moroz, 1998) fut l'un des principaux déclencheurs de la crise économique dans laquelle a plongé ce pays, considéré aujourd'hui comme « perdant de la transition », au même titre que la Russie, la Biélorussie, le Kazakhstan et l'Ukraine (World Bank, 2004).

Des changements d'ordre structurel touchant à la propriété et à la gouvernance introduits par le processus de privatisation et de restructuration des anciennes fermes collectives et d'Etat (que nous appelons les « grandes fermes ») devaient découler l'amélioration de leurs performances productives. Or, au cours de la première moitié des années quatre-vingt-dix, le nombre des grandes fermes moldaves n'a pratiquement pas bougé et, tandis que la surface des terres exploitées par celles-ci ne diminuait que de 20%, le volume de leur production chutait de près de 65% (CISR, 1998). Il apparaît donc que, non seulement l'éventail des mesures mises en place n'a pas conduit à une amélioration, mais a au contraire entraîné une détérioration des performances productives. Une étude de la Banque mondiale menée en Moldavie en 1995 (World Bank, 1996), reprise par Hanstad (1998) et la FAO (2002), qualifiait d'ailleurs la restructuration des grandes fermes moldaves de « cosmétique », les changements ayant uniquement touché les noms des entreprises.

Ces premières considérations soulèvent d'emblée plusieurs interrogations auxquelles cet article va s'intéresser : la faiblesse des performances durant la première phase de la réforme agraire est-elle caractéristique de l'ensemble des grandes fermes moldaves ? Leurs performances productives ont-elles été influencées par les choix organisationnels liés à leur restructuration ?

¹ Durant les années 80, dans la majorité des pays d'Europe Centrale et de l'Est, l'agriculture a généré 20% du PNB et a employé plus de 20% de la population active. Les seuls pays faisant exception à cette règle sont la Tchécoslovaquie et la Slovénie, où la part du secteur agricole est de 10% du PNB et de l'emploi total. En comparaison, dans les quinze pays de l'Union européenne durant la même période l'agriculture représentait 4% du PNB et employait 8% de la population active.

L'évolution de l'environnement (libéralisation des marchés des intrants, des produits et de crédit) a-t-elle eu des effets sur les performances de ces grandes fermes ?

De nombreuses études empiriques ont été menées sur des données microéconomiques de différents pays d'Europe Centrale et de l'Est. Dans la majeure partie des cas, elles utilisent le cadre d'analyse néo-classique des fonctions de production et mettent l'accent sur les mesures d'efficacité technique des fermes et les facteurs ayant influencé leurs efficacité (Konings, 1997 ; Brodersen et Thiele, 1999 ; Mathijs et Vranken, 1999 ; Sedik et al. 1999 ; Mathijs et Swinnen, 2001). Cependant les méthodes utilisées par la plupart de ces études sont susceptibles d'induire des biais lors de l'estimation des fonctions de production et du calcul des indices d'efficacité des fermes durant la réforme agraire. Smith et al. (1997), lors d'un travail d'analyse des performances productives des entreprises slovènes durant la transition, ont mis en évidence l'importance du choix de la forme organisationnelle et de l'effet qu'il peut avoir sur les performances lors du calcul des indices d'efficacité, à l'aide d'une approche économétrique qui consiste à instrumenter les formes organisationnelles adoptées durant la transition. Dès lors, nous proposons dans cet article une démarche économétrique similaire, permettant d'isoler l'influence de la forme organisationnelle sur l'efficacité des fermes moldaves, en instrumentant le type de forme organisationnelle lors de l'estimation des indices d'efficacité. Par ailleurs, étant donné le fait que le processus de restructuration des fermes peut influencer directement les quantités disponibles de certains intrants, ces derniers doivent être instrumentés lors de l'estimation de la fonction de production².

L'objectif de ce travail est donc de rechercher l'explication des faibles performances des grandes fermes moldaves, en adaptant les méthodes d'investigation empiriques de manière à pouvoir tenir compte des changements institutionnels propres à la réforme agraire. La contribution majeure de cet article est de considérer le choix du mode organisationnel comme déterminant potentiel de l'efficacité des producteurs agricoles. Nous prenons appui sur un certain nombre de travaux théoriques récents qui ont consisté à analyser le lien entre l'émergence des nouveaux modes d'organisation et les performances, ainsi que l'influence de l'environnement institutionnel sur les performances des producteurs agricoles durant la réforme agraire (Brooks et Lerman, 1994 ; Van Atta, 1994 ; Lerman, 1999 ; Amelina 2000 ; Milczarek, 2000 ; Brem, 1999 et 2000 ; Hanisch, 2001 ; Mathijs et Swinnen, 2001 ; Schlüter, 2001).

Nous exploitons les données microéconomiques issues de l'enquête menée conjointement par la Banque mondiale et l'Agence pour la Restructuration en Agriculture (ARA) en 1996 et portant sur 161 grandes fermes sur un ensemble de 1310 fermes présentes sur le territoire³. Ces données

² Aucune des études citées ne contrôle ce biais.

³ Cette enquête a eu pour but d'évaluer la situation économique et sociale des fermes moldaves en 1996. Elle couvre 28 districts parmi 36, situés dans les trois zones géo-climatiques (Nord, Sud et

sont complétées par l'utilisation de données quantitatives et qualitatives fournies par plusieurs études de cas qui, menées en Moldavie entre 1991 et 1997, détaillent divers aspects du déroulement de la réforme agraire et des changements institutionnels (Radulescu, 1996 ; TACIS, 1996 ; Duval, 1997 ; Dudwick, 1997 ; Ribez, 1998 ; Carana, 1999 ; TACIS et ARRAS, 2000). Nous partons de l'idée développée dans la littérature néo-institutionnelle selon laquelle les performances des unités (ici des grandes fermes moldaves) peuvent être soumises à l'influence conjuguée de l'environnement institutionnel, des modes organisationnels adoptés, ainsi que de leurs interactions. Nous développons et estimons économétriquement un modèle, inspiré de l'analyse du processus de réorganisation des grandes fermes proposée par Brem (1999, 2000) et basée sur les travaux de Williamson (1996) et Menard (1997, 1998), qui permet d'analyser les choix des différents modes organisationnels des grandes fermes et de mettre à jour leurs déterminants. Nous utilisons ensuite le modèle de frontière stochastique pour estimer à la fois la fonction de production des grandes fermes et un indicateur de performances de chaque ferme proposé par Battese et Coelli (1995). L'intérêt de ce modèle réside dans la possibilité de prise en compte des facteurs qui, sans rentrer directement dans la fonction de production, peuvent néanmoins expliquer pourquoi certaines fermes sont plus ou moins éloignées de la frontière de production. Parmi ces facteurs, nous considérons le choix de mode organisationnel et des variables reflétant les changements institutionnels de l'environnement des fermes entre 1990 et 1996.

La section suivante expose les principes du processus de la réforme agraire mise en place en Moldavie pour faire ressortir les éléments essentiels qui seront exploités dans l'étude empirique. Puis, une série d'hypothèses est formulée, portant sur les effets potentiels des différents facteurs susceptibles d'affecter les performances productives des grandes fermes moldaves. La spécification économétrique, ainsi que les données utilisées, sont ensuite présentées. Enfin, seront exposés les résultats et leur interprétation. La conclusion à laquelle nous mènent les résultats économétriques est que les tâtonnements et les dysfonctionnements institutionnels pendant la réforme agraire ont freiné la restructuration en profondeur de la plupart des fermes, ce qui a eu pour conséquence le maintien de leurs faibles performances et a signé ainsi l'échec de la réforme agraire en Moldavie.

2. RÉFORME AGRAIRE EN MOLDAVIE

La réforme agraire a commencé en Moldavie en 1991, dès l'indépendance du pays, selon un processus décidé par le nouveau gouvernement en accord avec divers experts occidentaux et organismes soutenant la réforme agraire⁴, qui

Centre) du pays. L'échantillon des grandes fermes est proportionnel au nombre total de fermes dans chaque district. Les grandes fermes ont été tirées au hasard dans les listes au niveau des districts. Ces données ont été utilisées par Lerman, Csaki et Moroz (1998).

⁴ Les principaux organismes qui ont soutenu les réformes agraires en Moldavie comme dans les autres pays de l'ex-URSS sont : la Banque mondiale, le USAID (organisme américain), TACIS (Projet de la Communauté Européenne), GTS (organisme allemand) et la BERD.

avançaient plusieurs arguments d'ordre historique et économique pour promouvoir le secteur agricole privé⁵. Comme dans les autres ex-républiques de l'URSS, la réforme devait débiter en Moldavie avec la privatisation de la terre et sa distribution aux paysans, le démantèlement ou la restructuration rapide des grandes fermes collectives, la libéralisation des marchés des intrants, des produits et de crédits. Ces mesures devaient être accompagnées de la redéfinition du rôle de chaque acteur du secteur agricole, qui devait modifier l'environnement institutionnel des producteurs agricoles (Lerman, 1999). Une description très détaillée du déroulement de la réforme agraire en Moldavie rendrait difficile de saisir les éléments importants qui ont pu influencer, d'une part la restructuration des grandes fermes et, d'autre part, l'environnement des fermes. C'est la raison pour laquelle dans cette section nous articulons la présentation des changements institutionnels, survenus durant la première phase de la transition entre 1991 et 1996, autour des principaux éléments reflétant le déroulement des réformes, en mettant l'accent sur les points qui seront exploités dans l'étude empirique.

2.1. Restructuration interne des grandes fermes

Privatisation des actifs

La restructuration des fermes a été rendue possible en Moldavie par la mise en place de la privatisation de la terre, mesure clé de la réforme agraire, qui a été régie par un cadre légal très complet⁶ dès le début des réformes. Selon la loi, le mode de privatisation et de transfert de la terre choisi en Moldavie a été la répartition entre les seuls membres des grandes fermes, en excluant la restitution aux propriétaires antérieurs⁷. Les employés des anciennes grandes

⁵ Cette analyse s'appuyait notamment sur la réussite du modèle d'exploitations familiales dans les économies d'Europe de l'Ouest (Schmitt, 1991 ; Braverman et al. 1993 ; Deininger, 1993) et les succès dans cette direction en Chine (Tan, 2002), ainsi que sur la remise en question de l'existence d'économies d'échelle en agriculture (Schmitt, 1993) et les bonnes performances des lopins privés durant la période soviétique. La vision occidentale sur le programme à suivre s'est imposée rapidement, principalement parce que les institutions ont conditionné les financements apportés à la réalisation des décisions politiques et l'adhésion des pays de l'Est au sein des organismes internationaux aux réformes économiques entreprises.

⁶ Le cadre légal moldave a été qualifié de très performant par des experts internationaux (Csaki et Nash, 1998 ; Swinnen et Rozelle, 2006). Il comportait trois volets : (1) l'enregistrement des fermes (Loi sur le cadastre, Loi sur l'entrepreneuriat et les entreprises, Loi sur les Sociétés Commandites par Action, Registre commercial d'Etat) ; (2) les transactions foncières (Code foncier, Loi sur la location de la terre, Loi sur les prix normatifs de la terre, Procédures de vente et d'achat de terre, Résolution sur les mesures concernant l'achat et la vente des terres, Lois sur la propriété foncière) et (3) les finances rurales (Loi sur les collatéraux).

⁷ La restitution des terres fut un sujet très sensible en Moldavie, étant donné que la terre a été collectivisée jusqu'au début des années 50. Dans les ex-républiques de l'URSS, les demandes de restitution ont été faites dans les zones où la collectivisation des terres s'est achevée après la Seconde Guerre Mondiale : les républiques Baltes, la Moldavie, les régions de l'Ouest de l'Ukraine et de la Biélorussie. Cependant, les terres ont été restituées aux anciens propriétaires uniquement dans les républiques Baltes (Swinnen, 1999).

fermes, ayant reçu des droits de propriété sur les actifs fonciers⁸, se retrouvaient face aux choix suivants : (1) quitter l'ancienne grande ferme en retirant leurs actifs et créer une ferme individuelle (création ex-nihilo), (2) rester en laissant leurs actifs dans la grande ferme, dont le statut juridique et l'organisation seront modifiés. En réalité, comme la législation moldave ne spécifiait pas la taille des actifs fonciers attribuables à chaque individu⁹, chaque ferme attribuait à ces membres des titres de propriété sur des parcelles de taille plus ou moins grandes, représentant en moyenne 1,8 ha de terre arable, 0,35 ha de vignoble et 0,35 ha de verger. La faible taille des parcelles était l'une des principales raisons pour laquelle peu de personnes faisaient le choix de quitter la grande ferme¹⁰ (Radulescu, 1996 ; Duval 1997). Notons aussi qu'une grande disparité dans la distribution des actifs fonciers est observée parmi les trois régions moldaves. La région centrale, dans laquelle est située la capitale moldave, est celle où les réformes ont été introduites le plus rapidement et où la surface des parcelles était jugée comme plus satisfaisante par les membres des grandes fermes (Radulescu, 1996). La taille des parcelles et la localisation géographique sont des éléments importants qui ont été susceptibles d'influencer le processus de réorganisation des grandes fermes et le choix des modes organisationnels, et seront utilisés dans la spécification économétrique de la section 4.

Principes de restructuration « interne » des grandes fermes

Les principes de restructuration des grandes fermes collectives et d'Etat étaient régis par les mêmes lois que la réforme foncière. Chaque grande ferme était tenue de décider formellement de restructurer ou non son organisation interne. Les fermes qui décidaient de ne pas restructurer étaient tenues de faire acte de leur décision aux services administratifs au niveau du district et devaient aussi s'acquitter de frais d'enregistrement de l'ancienne forme juridique. La ferme qui décidait de restructurer procédait à la liquidation légale de la grande ferme originelle. Si la décision de restructurer était prise par l'ensemble des membres, les membres pouvaient alors choisir librement une forme juridique admise par la loi et devaient enregistrer la nouvelle entité auprès des services comptables du district administratif. Ainsi, la restructuration « interne » impliquant la modification des statuts juridiques, les grandes fermes moldaves pouvaient choisir parmi les huit formes juridiques admises par la loi¹¹ : (1) Entreprises d'Etat, (2) Fermes Collectives, (3) Entreprises "inter-fermes", (4) Sociétés par Action à capital fermé, (5) Sociétés par Actions à capital ouvert,

⁸ Le capital immobilisé des grandes fermes a été réparti en « parts d'actifs non-fonciers » entre les membres. La répartition des parts a été calculée en fonction du montant des salaires cumulés et perçus pendant les années de travail dans la grande ferme (Lerman, Csaki et Moroz, 1998).

⁹ La législation moldave ne spécifie pas la taille des actifs attribuables à chaque individu, elle spécifie uniquement que la surface reçue doit être inversement proportionnelle à la qualité de la terre (Dudwick 1997).

¹⁰ Ainsi, entre 1991 et 1996, alors que 82% des terres ont été formellement privatisées, seules 21% étaient cultivées par des agriculteurs individuels en 1996 (Lerman, Csaki et Moroz, 1998).

¹¹ La loi sur l'entreprenariat et les entreprises du 1er avril 1992 permettait l'existence de neuf formes juridiques pour le secteur agricole, les huit citées dans le texte, ainsi que le statut pour les fermes de type familial, intitulées « Fermes Individuelles ».

(6) Sociétés par Actions à Responsabilité Limitée, (7) Coopératives Agricoles, (8) Associations de Fermes Paysannes. Le choix d'une de ces huit formes juridiques reflétait, en principe, à la fois le choix d'un des trois types de propriété sur les actifs (étatique, collectif ou individuel) et le choix d'un des deux modes de gestion des activités (managériale ou individuelle).

Nous présentons les informations concernant ces trois éléments dans le tableau 1, en distinguant les données au niveau national et les données issues de l'enquête quantitative (ARA et BM, 1997) que nous utilisons dans le travail empirique.

Tableau 1. Nouvelles formes juridiques et caractéristiques des grandes fermes, 1996

Formes juridiques	Données			Caractéristiques	
	Nationales	Enquête 1997		Type de propriété	Type de gestion
		Fermes restructurées	Fermes non restructurées		
Fermes d'Etat	103	3	3	étatique	managérial
Kolkhozes	203	10	10	collective	managérial
Entreprises inter-fermes	20	6	1	collective	managérial
Coopératives agricoles	451	58	0	collective	managérial
Sociétés par actions	213	48	0	individuelle	managérial
Sociétés par actions à responsabilité limitée	33	0	0	individuelle	managérial
Associations de fermes paysannes	261	22	0	individuelle	individuel
Total	1 310	147	14		

Source : Lerman, Csaki et Moroz (1998), ARA (1998 b).

L'examen des données pourrait laisser penser que la restructuration « interne » des fermes a conduit à l'émergence d'une structure complexe d'arrangements institutionnels, dans laquelle coexistaient les anciens kolkhozes et sovkhoses et des nouvelles fermes. Cependant, sous cette apparente hétérogénéité, nous pouvons distinguer quatre modes d'organisation ayant des caractéristiques bien distinctes, que nous décrivons ci-dessous (et résumés dans le tableau 2).

Nous distinguons les fermes ayant adopté la seule forme organisationnelle qui était, par définition, la seule alternative potentielle réelle à la ferme collective traditionnelle. Il s'agit des Associations de fermes paysannes (AFP), regroupant des fermes individuelles juridiquement autonomes, dans laquelle les membres détenaient les droits de propriété sur les actifs fonciers et non-fonciers individuels, et géraient individuellement leurs activités productives. Nous considérons donc que les AFP adoptaient le « *mode organisationnel 1* »

caractérisé par : le choix de restructuration adopté, le type de propriété individuelle, le type de gestion individuelle.

Les Sociétés par actions (SA) se différencient des autres fermes par le fait que leurs membres devenaient des actionnaires, dont l'apport en terre et en capital immobilisé leur ouvraient des droits sur les profits réalisés, proportionnellement aux actions détenues. Ainsi, les SA adoptaient le « *mode organisationnel 2* » caractérisé par : le choix de restructuration adopté, le type de propriété individuelle, le type de gestion managérial.

Les fermes ayant choisi le statut juridique de « coopératives agricoles »¹² ont des caractéristiques communes aux fermes ayant choisi de garder leurs anciennes formes juridiques, tout en décidant de la restructuration de leur organisation interne. Le point commun de ces fermes est qu'elles adoptent un mode de propriété collectif sur les actifs, qui n'ouvre en principe aucun droit sur les dividendes, bien que leur gestion soit confiée à un dirigeant. Ainsi, les Coopératives agricoles, les Kolkhozes, les Sovkhozes et les Inter-fermes adoptaient le « *mode organisationnel 3* » caractérisé par : le choix de restructuration adopté, le type de propriété étatique ou collectif, le type de gestion managérial. Enfin, nous considérons que les fermes qui décidaient de ne pas restructurer et de garder l'ancienne forme juridique, adoptaient le « *mode organisationnel 4* » caractérisé par : le choix de restructuration non adopté, le type de propriété étatique ou collectif, le type de gestion managérial.

Tableau 2. Modes organisationnels des grandes fermes moldaves

Mode organisationnel	Nombre	Choix de restructurer	Type de propriété	Type de gestion	Formes juridiques
<i>Mode organisationnel 1</i>	16	Oui	individuelle	individuel	Associations de fermes paysannes
<i>Mode organisationnel 2</i>	44			managérial	Sociétés par actions
<i>Mode organisationnel 3</i>	62		Collective/étatique		Kolkhozes, Sovkhozes, Inter-fermes et Coopératives agricoles
<i>Mode organisationnel 4</i>	39	Non			Kolkhozes, Sovkhozes, Inter-fermes

Le fait de choisir parmi ces quatre modes organisationnels, répondant en principe à une logique économique distincte, peut avoir un effet significativement différent sur la performance productive de la ferme. Nous

¹² Notons que les « Coopératives agricoles » en Moldavie sont complètement différentes de ce que la littérature économique désigne comme « coopérative », dont les caractéristiques sont résumées par Couture et al. (2002).

allons considérer cette typologie dans la section 3.1, dans laquelle nous allons formuler des hypothèses relatives aux effets du choix d'un mode organisationnel sur les performances des fermes. Ensuite nous modéliserons le choix d'un des modes organisationnels dans la section 4, en tenant compte des déterminants du choix adopté par les grandes fermes moldaves. Les hypothèses seront testées dans la section 5.

2.2. Changements de l'environnement institutionnel des fermes

Tâtonnements législatifs

Le processus de privatisation des actifs et de transformation des grandes fermes a été marqué par de nombreux tâtonnements. La polarisation des partis politiques moldaves¹³ a conduit à des tentatives de modifications du cadre légal entre 1993 et 1994 (tableau 3), qui ont ralenti le processus de privatisation de la terre et de restructuration des grandes fermes. D'une manière générale, l'élite administrative, regroupée au sein du parti agrarien, a adopté plusieurs stratégies « de survie » (Duval, 1997) : (1) freiner le démantèlement du système planifié qui leur était favorable ; (2) favoriser la privatisation « sauvage » en s'attribuant une partie des actifs et en se servant de son capital et de ses connaissances pour adopter une logique de production de marché en créant des sociétés par actions, obéissant strictement aux règles de marché. Dans les deux cas, l'élite a eu intérêt à conserver les grandes fermes¹⁴, en suivant d'abord la première, puis la seconde stratégie. Les directeurs des grandes fermes, membres du parti agrarien, pouvaient freiner la privatisation avec l'appui des dirigeants villageois et de districts, par exemple en décourageant les candidats à la sortie de la grande ferme, en leur attribuant des lots de terre de mauvaise qualité et du matériel vétuste (Duval, 1997).

Tableau 3. Etapes de l'évolution du cadre légal régissant la réforme agraire

1990 - mai 1991	fin 1991 - 1992	1993 - 1994	1996
Conception de la transition Loi sur la propriété.	Loi sur la privatisation Code foncier Loi sur les fermes individuelles.	Modifications et compléments juridiques introduisant restrictions et entraves aux processus de réformes	La Cour Constitutionnelle annule les amendements Simplification des procédures juridiques et techniques

¹³ En Moldavie, comme en Albanie, en Bulgarie et en Ukraine, la rotation des élites politiques n'a pas eu lieu au moment des premières élections législatives (Commander et Frye, 1999).

¹⁴ Les opposants aux réformes évoquaient les arguments suivants contre l'émergence des fermes individuelles (Duval, 1997) : (1) Les petites fermes sont intrinsèquement inefficaces à cause des pertes d'économies d'échelle. (2) Les machines et les équipements productifs ne sont pas disponibles en quantité nécessaire pour les petites fermes. (3) Les petites parcelles ne permettent pas la rotation des cultures et peuvent ainsi diminuer la qualité des sols à long terme. (4) Les infrastructures routières ne sont pas adaptées pour desservir les petites parcelles. (5) Les paysans pourraient remplacer les vignes et les vergers sur les parcelles qu'ils reçoivent par des cultures annuelles plus profitables.

L'influence du parti agrarien a été d'autant plus importante dans les districts éloignés de la capitale, où siègent la Cour Constitutionnelle et la Cour Economique, les deux organes judiciaires susceptibles de jouer un rôle durant la réforme agricole. Il est à noter que ces deux cours siègent dans la capitale du pays et que les résidents ruraux y faisaient donc très rarement appel en raison de la difficulté d'accès et des coûts importants pour lancer les procédures juridiques (CARANA, 1999). Radulescu (1996) et CARANA (1999) apportent chacun des exemples détaillés sur le rôle qu'a pu jouer la Cour Constitutionnelle dans la résolution des conflits durant la transition agricole moldave, en particulier en 1994 ou en 1996. En prononçant l'annulation d'un ensemble d'amendements antérieurs restreignant et entravant le processus des réformes, la Cour Constitutionnelle a permis la relance des réformes en 1997. Nous considérons ces tâtonnements institutionnels lors de la modélisation du processus de restructuration des grandes fermes dans la section 3.1.

Régulation du secteur agricole

En Moldavie, près de 25 organismes administratifs publics fournissaient des services de certification, d'inspection et de contrôle concernant les activités du secteur agricole. Leur nombre élevé avait pour conséquence d'alourdir significativement le processus de restructuration des grandes fermes. L'adoption d'une nouvelle forme juridique se faisait selon une procédure administrative précise, selon laquelle les fermes qui décidaient de s'enregistrer devaient obtenir auprès des organismes de district plusieurs documents payants authentifiant leur forme juridique¹⁵. Nous résumons dans le tableau 4 les données concernant le coût d'enregistrement des quatre modes organisationnels, correspondant aux différentes formes juridiques. Le fait de garder l'ancienne forme juridique impliquait seulement 5 démarches administratives dont le coût total s'élevait à 296 lei, alors que le fait de choisir une nouvelle forme juridique impliquait la signature de près de 13 documents, dont le coût total pouvait s'élever à 548 lei

Tableau 4. Coût total d'enregistrement des modes organisationnels

	Coût total (en lei)
<i>Mode organisationnel 1</i>	
Associations de fermes paysannes	422
<i>Mode organisationnel 2</i>	
Sociétés par actions	548
<i>Mode organisationnel 3</i>	
Ancienne forme juridique restructurée et Coopératives agricoles	296
<i>Mode organisationnel 4</i>	
Ancienne forme juridique non-restructurée : Kolkhozes, Sovkhozes, Inter-fermes	296

Source: ARA (1998) et nos calculs. Note: 1 lei = 0.22 US\$ en 1996.

¹⁵ Selon ARA (1998), ces documents sont : (1) la déclaration de constitution d'authentification notariale, (2) le contrat de constitution d'authentification notariale, (3) le procès verbal de la réunion de constitution d'authentification notariale ; elles doivent également (4) dans le cas d'une SARL, déposer 40% du montant de capital social sur un compte bancaire provisoire, (5) payer pour l'enregistrement, (6) réserver et obtenir le nom de la ferme, (7) obtenir l'approbation du nom de la ferme et (8) trois fiches d'enregistrement de la ferme.

Nous allons considérer le coût d'enregistrement comme reflet du degré de difficulté que pouvaient rencontrer les grandes fermes lors de leur choix d'un mode organisationnel que nous modélisons dans la section 3.1.

Libéralisation des marchés et nouvelles règles du jeu

Le passage du système soviétique à un système de marché impliquait le fait que les grandes fermes devaient rompre leurs liens privilégiés avec l'Etat et passer par des marchés concurrentiels d'intrants, de produits et de crédit. Les réticences des acteurs aux différents niveaux institutionnels face à la perspective d'endosser leur nouveau rôle se sont au contraire exprimées par les tentatives de maintien du fonctionnement et des privilèges inhérents à l'ancien système, en opposition au processus des réformes.

Les limites ainsi imposées à l'évolution du cadre institutionnel par le jeu des acteurs ont conduit en Moldavie, comme en Russie (Amelina, 2000) à la coexistence de deux logiques auxquelles pouvaient souscrire les fermes, chacune avec ses conséquences sur leurs performances. Ainsi, les fermes pouvaient rester dans la logique du système soviétique et bénéficier d'un environnement plutôt favorable, en profitant par exemple de l'obtention d'intrants subventionnés, de la vente des produits via des filières étatiques à des prix subventionnés, ou encore de l'accès aux financements grâce à des garanties de l'Etat. Au contraire, les fermes pouvaient privilégier une logique de marché en modifiant leurs relations avec les autorités. Ce choix avait pour conséquence de durcir l'environnement institutionnel dans lequel elles évoluaient et les exposait, selon leurs caractéristiques, à un certain nombre de contraintes notamment en termes d'accès aux intrants, aux crédits, et à des difficultés pour commercialiser leurs produits.

Dans ce contexte, l'importance de ces contraintes peut affecter positivement ou négativement leurs performances. Comme l'ont montré les expériences des pays de l'Europe centrale (Mathijs et Vranken, 1999), l'assurance de pouvoir commercialiser leurs produits dans des bonnes conditions affectait positivement les performances des producteurs agricoles.

En revanche, les contraintes de crédit, en resserrant leur contrainte budgétaire, incitaient les fermes à être plus performantes. Toutes choses étant égales par ailleurs, elles compensent la faiblesse des quantités physiques d'intrants utilisées suite à cette contrainte budgétaire par une meilleure performance dans l'exploitation de la technologie (Kornaï, 1995). En d'autres termes, lorsque l'Etat jouait le rôle de l'assureur contre le risque des pertes, les fermes n'étaient pas incitées à éviter les gaspillages.

Les nombreuses études menées en Moldavie (Radulescu, 1996 ; TACIS, 1996 ; Duval, 1997 ; Dudwick, 1997 ; ARA, 1998 b ; Lerman, Csaki et Moroz, 1998 ; Ribez, 1998 ; CARANA, 1999 ; TACIS et ARRAS, 2000), nous permettent non seulement d'identifier, mais aussi de classer les contraintes de marché induites ou persistantes durant la première phase de la réforme agraire. Comme le soulignent les auteurs de l'Agence pour la Restructuration en

Agriculture (ARA, 1998 b), la contrainte la plus importante pour les grandes fermes moldaves était celle de commercialisation de leur production. La contrainte d'approvisionnement en intrants était plus faible que celle de commercialisation, mais plus importante que celle de crédits, car l'Etat continue à les subventionner indirectement. Nous considérons divers éléments liés à l'environnement des fermes dans la section 3.2.

3. FACTEURS AFFECTANT LES PERFORMANCES PRODUCTIVES : HYPOTHÈSES

Dans cette section nous proposons une analyse des facteurs qui ont influencé la restructuration et les performances productives des grandes fermes moldaves durant la première phase de la réforme agraire, entre 1991 et 1996, en nous appuyant sur un certain nombre de travaux récents issus de l'économie des coûts de transaction. Nous considérons une ferme comme une jonction d'arrangements relationnels (structures de gouvernance) régissant un ensemble de transactions, relevant des relations internes ou externes, de sorte qu'il est possible de distinguer une structure de gouvernance interne ou externe (Brem, 2000). Ainsi, nous allons étudier l'effet sur les performances des grandes fermes moldaves, des facteurs liés d'une part à la restructuration interne des fermes (section 3.1) et, d'autre part, aux changements dans l'environnement extérieur des fermes (section 3.2), en formulant une série d'hypothèses qui seront testées dans la section 5.

3.1. Modes organisationnels et performances

Dans la section 2.1 nous avons identifié et caractérisé brièvement les quatre modes organisationnels adoptés par les grandes fermes moldaves durant la réforme agraire. Chaque mode organisationnel¹⁶ correspondait à une combinaison de choix effectués par la ferme: le choix de restructurer ou pas l'organisation interne de l'entreprise et le choix d'une forme juridique admise

¹⁶ La théorie des coûts de transaction distingue trois principales structures de gouvernance : marché, hybride et hiérarchie (Williamson, 1996). En reprenant cette typologie, nous pouvons d'emblée considérer qu'en Moldavie les fermes qui correspondent le mieux au type « marché » sont les fermes individuelles (et ne feront pas partie de notre analyse ci-dessous, puisqu'elles n'entrent pas dans la catégorie des grandes fermes qui font l'objet du présent article), alors que les grandes fermes pourraient être caractérisées par deux formes : « hybride » et « hiérarchique ». Selon Menard (2003), ce qui distingue les arrangements de type « hybride » et de type « hiérarchique » c'est le fait que ce sont des unités qui « vont structurer au moins une partie de leurs transactions en ayant recours à des mécanismes autres que le système des prix et qui vont pour cela mettre en commun des ressources sans pour autant fusionner leurs droits de propriété ». Dans le cas des fermes moldaves, ce sont les Associations de fermes paysannes qui regroupaient des fermes individuelles juridiquement autonomes et qui gardaient des droits de propriété distincts, tout en mettant en commun certaines ressources. Cette caractérisation assez générale suffit donc pour définir ce mode d'organisation de transactions, qui ne relève ni du marché, ni de l'entreprise intégrée, comme seule mode de type « hybride » parmi les quatre modes observés. Les trois autres modes organisationnels peuvent être caractérisés par conséquent comme étant de type « hiérarchique ». Ces clarifications nous conduisent alors à poser la question de l'effet que peut avoir l'adoption d'un mode organisationnel donné sur l'efficacité des fermes.

par la loi, qui reflétait le changement du type de propriété et du type de gestion. Dans cette section nous nous appuyons sur l'approche des coûts de transaction pour analyser la logique économique à laquelle répondent ces arrangements observés, ce qui nous permettra de formuler des hypothèses testables pour explorer économétriquement les questions relatives au lien entre le choix d'un de ces modes organisationnels et les performances des fermes.

Dans l'optique de la théorie des coûts de transaction et de la théorie de l'agence, compte tenu de la nature des activités productives (la dimension spatiale, biologique et séquentielle de la production agricole), les fermes individuelles ont un avantage comparatif sur les fermes embauchant de la main-d'œuvre (Alchian and Demsetz, 1972 ; Pollack 1985; Schmitt 1991; Schmitt, 1993; Binswanger et al., 1996; Allen and Lueck, 1998 ; Lipton 2005). D'une part, l'existence des coûts d'agence implique une diminution de la vitesse et de la flexibilité de la prise de décision, ainsi que des coûts élevés de contrôle et de supervision de la main-d'œuvre dans les grandes fermes, et tend à diminuer leur rentabilité. D'autre part, une mauvaise définition du système de rémunération adopté dans une ferme collective peut conduire à un manque d'incitation à fournir l'effort optimal de ses membres. Ce manque d'incitations entraîne la nécessité de superviser le travail, ce qui se traduit par des coûts élevés qui diminuent encore l'efficacité de la production collective. Le problème d'incitation à l'effort dans les grandes fermes est d'autant plus insoluble qu'un mécanisme de punition pour des comportements opportunistes n'est pas possible. Cela est dû au fait que la menace de renvoi peut être rarement utilisée dans une grande ferme qui hérite du mode de gestion des anciennes coopératives (Shapiro et Stiglitz, 1984 ; Putterman et Skillman, 1992). Comme l'indique Carter (1984), les fermes individuelles, émergées suite au démantèlement des fermes collectives, seront plus performantes grâce à l'augmentation des incitations à l'effort de la main-d'œuvre et à l'utilisation plus intensive des autres intrants. L'ensemble de ces arguments nous conduisent à énoncer l'hypothèse suivante :

Hypothèse 1a : les Associations de fermes paysannes (mode organisationnel 1) devraient avoir des performances productives plus élevées que les autres grandes fermes.

De plus, en nous inspirant de l'analyse de Schmitt (1993), basée sur l'approche des coûts de transaction et portant sur les effets de la structure de gouvernance des grandes fermes sur leurs performances, nous considérons que les fermes dans lesquelles les membres deviennent des actionnaires dont l'apport en terre et en capital immobilisé leur ouvre des droits sur les profits réalisés, proportionnellement aux actions détenues, seront plus efficaces que celles qui adoptent un mode de propriété collectif sur les actifs, qui n'ouvre en principe aucun droit sur les dividendes, bien que leur gestion soit confiée à un dirigeant. Cela nous conduit à énoncer la deuxième hypothèse :

Hypothèse 1b : les Sociétés par actions (mode organisationnel 2) devraient avoir des performances productives plus élevées que les fermes ayant conservé l'ancienne forme juridique (mode organisationnel 3 et 4).

Le test de ces hypothèses nous conduit à l'appréciation empirique de l'efficacité des choix organisationnels, qui passe par une analyse de la logique sous-jacente à ces choix. En effet, comme le soulignent Menard et Saussier (2003), « la seule comparaison des performances moyennes observées pour les différents modes de gestion ne permet pas de conclure de manière définitive sur leur performance relative ». Ceci s'applique dans notre cas, car la présentation du déroulement de la réforme agraire en Moldavie (section 2) nous a permis de constater que le choix d'un mode organisationnel ne s'est pas fait d'une manière aléatoire par les grandes fermes. L'étude de l'influence des modes organisationnels sur les performances des grandes fermes peut dès lors s'avérer biaisée si l'on ne contrôle pas les raisons qui poussent les fermes à choisir un mode organisationnel donné. Autrement dit, l'analyse des performances des grandes fermes durant la réforme agraire passe donc par l'étude des déterminants des choix organisationnels.

Déterminants du choix du mode organisationnel des fermes moldaves

Pour déterminer la manière dont les fermes moldaves choisissaient parmi les quatre modes organisationnels présentés ci-dessus, nous nous inspirons de l'analyse du processus de réorganisation des grandes fermes proposée par Brem (1999, 2000)¹⁷ et basée sur les travaux de Williamson (1996) et Menard (1997, 1998). Selon la théorie des coûts de transaction, le choix d'un mode organisationnel dépend des coûts de cette transaction. Le niveau du coût de transaction est quant à lui caractérisé par les trois attributs de la transaction : l'incertitude, la fréquence, et la spécificité des actifs. Williamson centre son analyse sur le degré de spécificité des actifs, en distinguant au moins quatre types de spécificité : du site, des actifs physiques, des actifs humains et des actifs spécialisés. Menard (1997) affine encore plus l'analyse en distinguant des degrés de spécificité des actifs, qu'il appelle « investissements ». En reprenant l'idée de Brem (2000), nous supposons que la réorganisation des fermes en transition consiste à « redéployer » des investissements réalisés durant la période soviétique. Etant donné que le processus de réorganisation dans l'agriculture devait permettre le passage du système soviétique à un système de marché, cela implique que la contrainte budgétaire des fermes devait se resserrer.

Le choix du mode organisationnel impliquait alors pour les membres des fermes de trouver des solutions pour : d'une part, diminuer les coûts de transaction associés à l'organisation de la main-d'œuvre ; d'autre part, trouver des nouveaux objectifs pour la ferme. Ainsi, deux types de coûts de transaction pouvaient être susceptibles d'affecter le choix du mode organisationnel : les coûts intra-organisationnels, notés M, et les coûts de redéploiement des actifs (actifs tels que la terre, la main-d'œuvre et le capital), notés E. Le choix de restructurer ou non pouvait être affecté par les coûts intra-organisationnels (M),

¹⁷ D'autres auteurs ont essayé d'adopter l'approche néo-institutionnelle à la réorganisation des fermes durant la transition agricole dans les pays de l'Europe de l'Est : Cormier, 2001 ; Bezemer, 2002 ; Kispál-Vitai, 2006 ; Ferto et Fogarasi, 2004.

qui sont d'autant plus élevés que les problèmes d'hasard moral et de *free riding* sont plus importants. Par conséquent ce type de coûts est corrélé positivement avec le nombre de relations principal-agent dans la ferme initiale (Jensen et Meckling, 1976). Nous considérons donc que :

Hypothèse 2a : la probabilité de choisir de restructurer la ferme pouvait être d'autant plus grande que les coûts intra-organisationnels étaient faibles.

Les coûts de redéploiement des actifs (E) étaient liés dans le cas des fermes moldaves aux coûts subis par la ferme lorsqu'elle décidait de restructurer son activité et de changer de forme organisationnelle¹⁸, tels que décrits dans le tableau 4, section 2.2.

Hypothèse 2b : la probabilité de choisir un mode organisationnel plus efficient (modes organisationnels 1 et 2) pouvait être d'autant plus élevée que les coûts de redéploiement étaient faibles.

Nous allons décrire dans la section 4 les données dont nous disposons qui nous permettront de tester ces hypothèses dans la section 5.

3.2. Environnement extérieur et performances

Dès le début de la réforme agraire dans les pays en transition, un certain nombre d'experts internationaux ont insisté sur la nécessité de libéraliser les marchés des intrants et des produits afin d'améliorer l'efficacité des producteurs agricoles (Braverman et al., 1993). Les expériences des pays de l'Europe Centrale ont confirmé la justesse de ces arguments, car en effet, la majorité des études empiriques¹⁹ portant sur les effets de l'environnement institutionnel sur les performances des producteurs agricoles durant la transition, ont conclu que l'efficacité des fermes s'améliorait lorsqu'elles avaient un meilleur accès aux marchés privés des produits et des intrants.

Notamment, Gow et Swinnen (1998) et Mathijs et Vranken (1999) trouvent un effet positif sur l'efficacité des grandes fermes (quelle que soit leur forme organisationnelle) de la variable « contrat » qui tient compte des contrats passés entre les fermiers et les filières « privées » en amont et en aval pour la vente de leur production. Sedik et al. (1999) étudient les déterminants de l'efficacité des grandes fermes russes entre 1991 et 1995, à l'aide de l'analyse

¹⁸ Brem (2000) introduit dans son modèle de restructuration un élément important, la spécificité des actifs, qui permet d'élaborer la structure des coûts relatifs à un redéploiement efficace des actifs, en s'appuyant sur le travail de Menard (1997). L'idée ici est que les coûts de redéploiement vers un mode organisationnel efficace sont d'autant plus élevés que les actifs à redéployer sont spécifiques. Autrement dit, une ferme aura une plus grande chance de choisir un mode organisationnel proche de la ferme socialiste si les actifs de la ferme sont fortement spécifiques et que cette spécificité n'est pas démantelée. Etant donné le fait que la spécificité des actifs est difficilement observable, nous ne tenons pas compte de cet élément dans notre estimation économétrique.

¹⁹ Davidova et al. (2005) fournissent une revue de littérature détaillée de ce type d'études concernant les pays d'Europe centrale et orientale.

de frontière stochastique. Ils utilisent des données intéressantes, rarement disponibles dans les enquêtes effectuées dans les pays en transition, qui leur permettait d'introduire de nombreuses variables dans leur analyse. En effet, les auteurs s'interrogent principalement sur l'impact des réformes de libéralisation des marchés et du relâchement de la contrainte budgétaire sur l'efficacité technique des grandes fermes russes. Ils concluent que les fermes ayant des contraintes budgétaires souples et celles qui continuent à vendre leur production via les filières étatiques sont moins efficaces que les autres. De même, Mathijs et Swinnen (2001), ainsi que Curtiss (2002) concluent que la libéralisation des marchés et l'amélioration de l'accès à ces marchés augmentent l'efficacité des fermes d'Allemagne de l'Est et de fermes tchèques. Cela nous conduit à formuler l'hypothèse suivante :

Hypothèse 3a : les fermes ayant un meilleur accès aux marchés privés des produits et des intrants devraient avoir une efficacité plus élevée que les autres fermes.

Notons que l'analyse de l'effet de l'accès au crédit dans le cas des producteurs des pays ex-socialistes diffère de l'analyse de l'accès aux marchés des intrants et des produits. En effet, les producteurs des pays socialistes faisaient face à une contrainte budgétaire que Kornai définit comme « molle ». Selon Gomulka (1985), Kornai (1993) et Schaffer (1998), une contrainte budgétaire « molle » est possible lorsque l'Etat entretient une relation de longue durée avec les entreprises et assouplit leur contrainte de crédit. L'Etat joue le rôle d'assureur contre les risques de pertes, ce qui engendre des problèmes d'hasard moral : une entreprise bénéficiaire de l'assurance de l'Etat n'est pas incitée à éviter les gaspillages, ce qui diminue son efficacité. Selon Kornai (1995)²⁰, le durcissement de la contrainte budgétaire des producteurs des économies post socialistes constitue l'un des principaux facteurs qui pourrait permettre une amélioration de leurs performances. Les études empiriques menées par Sedik et al (1999), sur des données russes, et par Mathijs et Vranken (1999), sur des données bulgares, tchèques, hongroises et slovaques, confirment l'idée selon laquelle le resserrement de la contrainte budgétaire des fermes a contribué à l'amélioration de leur efficacité. Ces observations nous conduisent par conséquent à formuler l'hypothèse suivante :

Hypothèse 3b : les fermes ayant un accès limité aux financements ou crédits de l'Etat devraient avoir une efficacité plus élevée que les autres fermes.

Les auteurs des études empiriques, portant sur les performances des grandes fermes dans les pays en transition, utilisent deux méthodes distinctes afin de tenir compte des facteurs reflétant les défaillances de marchés. La première consiste à estimer les indices d'efficacité d'un ensemble d'entreprises dans des pays ayant des niveaux différents de concurrence sur les marchés et à comparer les indices obtenus entre les différents pays (Brodersen et Thiele, 1999). Une autre méthode consiste à introduire des variables reflétant les

²⁰ Kornai (1995) fait la synthèse de ses travaux précédents et prolonge sa réflexion sur le phénomène de contrainte budgétaire souple durant la transition.

défaillances de marché directement dans les modèles de frontière de production (Gow et Swinnen, 1998 ; Mathijs et Vranken, 1999; Sedik et al., 1999 ; Mathijs et Swinnen, 2001 ; Murova et al. 2004). Nous allons utiliser cette deuxième méthode dans la spécification empirique présentée dans la section suivante.

4. SPÉCIFICATION DU MODÈLE EMPIRIQUE

Dans cette section nous utilisons le modèle de frontière stochastique, proposé par Battese et Coelli (1995), qui permet d'estimer à la fois la fonction de production des grandes fermes moldaves et un indicateur des performances de chaque ferme. L'indicateur de performances productives utilisé ici est « l'efficacité technique », qui représente la capacité d'une ferme à utiliser de manière optimale la technologie existante, c'est-à-dire sa capacité à produire au maximum à technologie et quantités de facteurs de production données, indépendamment des prix de ces facteurs.

L'intérêt d'utiliser ce modèle est qu'il permet de prendre en compte des facteurs qui ne rentrent pas directement dans la fonction de production, mais qui peuvent expliquer pourquoi certaines fermes sont plus ou moins éloignées de la frontière de production. Ce modèle permet, en une seule étape, d'estimer des niveaux d'efficacité technique des producteurs et d'isoler les facteurs susceptibles d'influencer l'inefficacité. Parmi ces facteurs nous considérons le choix de mode organisationnel et des variables reflétant les changements institutionnels de l'environnement des fermes entre 1990 et 1996.

4.1. Modèle de frontière paramétrique stochastique

La frontière de production stochastique, avec une technologie Cobb-Douglas, est définie par :

$$\ln y_i = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \ln T_i + \mathbf{b}_2 \ln \hat{L}_i + \mathbf{b}_3 \ln A_i + (v_i - u_i) \quad (1)$$

où $i = 1, \dots, N$ indicateur des fermes,

y_i est la valeur totale de l'output de la i -ème ferme (en lei),

T_i est la surface totale cultivée de la i -ème ferme (en ha),

\hat{L}_i est la main-d'œuvre permanente prédite de la i -ème ferme,

A_i sont les autres intrants de la i -ème ferme, tels que les engrais, le fuel, les services liés à la mécanisation (en lei),

v_i est un vecteur d'erreurs aléatoires supposé suivre une densité normale $N(0, \mathbf{s}_v^2)$. Il permet de capter les erreurs de mesure sur les variables, les effets des chocs aléatoires non contrôlables par les unités de production (conditions climatiques, maladies, pannes de machines, etc.), ainsi que les erreurs d'approximation de la technologie par la relation fonctionnelle choisie.

L'inefficience technique individuelle correspond au terme d'erreur u_i de l'équation (1). Elle est supposée distribuée selon une densité normale tronquée : $N(\mu_i, \sigma_u^2)$.

Comme nous l'avons précisé dans l'introduction de cette section, le modèle de Battese et Coelli (1995) permet de prendre en compte des facteurs qui ne rentrent pas directement dans la fonction de production, mais qui peuvent influencer l'inefficience technique. Cela nous conduit à isoler les facteurs susceptibles d'influencer l'inefficience technique (le choix de mode organisationnel et des variables reflétant les changements institutionnels de l'environnement des fermes entre 1990 et 1996) et à définir le terme u_i de la manière suivante :

$$u_i = \mathbf{d}_0 + \mathbf{d}_1 MO_{1i} + \dots + \mathbf{d}_4 MO_{4i} + \mathbf{d}_5 z_{1i} + \dots + \mathbf{d}_{12} z_{8i} + \mathbf{w}_i \quad (2)$$

où \mathbf{w}_i reflète l'inefficience technique de la i -ème ferme, purgée de l'influence des facteurs susceptibles d'influencer l'inefficience technique.

Les termes Z_i sont les huit variables explicatives exogènes qui peuvent affecter l'efficience technique de la i -ème ferme et reflètent les défaillances sur les marchés d'intrants, d'outputs et de crédit.

Les termes MO_{1i}, \dots, MO_{4i} sont les quatre variables reflétant le choix d'un des quatre modes organisationnels. Etant donné le fait que le choix d'un des modes organisationnels n'est pas dû au hasard, nous allons contrôler les raisons qui poussent les fermes à choisir un mode organisationnel donné. Ainsi, lors de l'estimation de l'équation 2, au lieu d'introduire quatre muettes reflétant le choix observé d'un mode organisationnel nous allons introduire quatre variables instrumentées MO_{1i}, \dots, MO_{4i} , correspondant à la probabilité d'avoir choisi le mode organisationnel observé. L'équation 2 s'écrit alors :

$$u_i = \mathbf{d}_0 + \mathbf{d}_1 \hat{MO}_{1i} + \dots + \mathbf{d}_4 \hat{MO}_{4i} + \mathbf{d}_5 z_{1i} + \dots + \mathbf{d}_{12} z_{8i} + \mathbf{w}_i \quad (2 \text{ bis})$$

Les résultats économétriques de l'estimation simultanée de l'équation 1 et 2 bis seront donnés dans la section 5.

Par ailleurs, l'une des hypothèses faites par Battese et Coelli (1995) lors de l'estimation de la frontière de production stochastique est que le vecteur des inputs est orthogonal au terme d'erreur stochastique v_i . Dans le contexte présent, lorsque l'utilisation d'un des intrants, main-d'œuvre, est le résultat du processus de restructuration, cette hypothèse n'est pas vérifiée. Pour résoudre le problème de simultanéité entre le choix de l'intrant main-d'œuvre et l'efficience technique durant le processus de transition, nous instrumentons la main-d'œuvre observée en régressant l'utilisation de main-d'œuvre L_i sur un vecteur d'instruments exogènes w_i :

$$L_i = w_i \mathbf{h} + \mathbf{e}_i \quad (3)$$

Notre hypothèse d'identification est que w_i est orthogonale au terme d'erreur de la frontière de production $V_i - U_i$. Après l'estimation de la forme réduite de la fonction de demande par la méthode des MCO, la valeur instrumentée de L_i , notée par $\hat{L}_i = w_i \hat{\mathbf{h}}$, est introduite dans l'estimation de la frontière stochastique (équation 1)²¹.

4.2. Calcul des indicateurs d'efficacité technique

L'indice d'efficacité technique de la i -ème ferme est définie comme :

$$TE_i = \exp\{-u_i\}. \quad (4)$$

Le fait d'isoler les effets des facteurs exogènes de l'indice d'efficacité technique (équation 2 bis) nous permettra de calculer un indice d'efficacité technique « pure », que nous notons TEP et qui est défini comme :

$$TEP_i = \exp\{-w_i\} \quad (4 \text{ bis})$$

C'est cet indicateur TEP_i qui reflète l'organisation du travail à l'intérieur de l'unité de production : la capacité d'organiser, motiver et surveiller efficacement les employés et les superviseurs, ou encore la capacité à éviter les erreurs et les mauvaises décisions. Ces aspects de l'efficacité sont souvent classés sous la rubrique « X-efficacité », au sens de Leibenstein (1978). Nous présenterons les résultats des calculs des indices TE_i et TEP_i dans la section 5.

4.3. Modélisation du choix de la forme organisationnelle

Selon la description faite du processus de restructuration interne (section 2.1), le choix d'un mode organisationnel résultait d'une décision séquentielle : d'abord la ferme choisissait de restructurer ou non, ensuite elle devait choisir une forme juridique particulière. Le modèle logit emboîté est le plus adapté pour modéliser ce type de choix. Pour la formulation de ce modèle, nous nous sommes inspirés ici, pour une large part, de la formulation du modèle de Greene (1993). Considérons une ferme qui doit faire le choix du mode organisationnel, résultat d'un choix séquentiel. D'abord la ferme doit choisir formellement si elle désire se restructurer ou non $i = 1, 2$. Ensuite, si elle se décide de restructurer, elle doit choisir son mode organisationnel. Au final, la ferme doit choisir parmi 4 alternatives : $j = 1, \dots, 4$. Nous considérons que la probabilité de choisir un mode organisationnel est donnée par la fonction de probabilité P_{ij} :

²¹ Par souci de concision, les variables utilisées et les résultats économétriques de l'estimation de l'équation 3 sont présentés en annexe, tableaux A1 et A2, respectivement.

$$P_{ij} = P_{j|i} * P_i \tag{5}$$

Les probabilités conditionnelles sont données par $P_{j|i} = \frac{e^{b'E_{ij}}}{e^{I_i}}$ et

$$P_i = \frac{e^{a'M_i + I_i}}{\sum_i e^{a'M_i + I_i}}$$

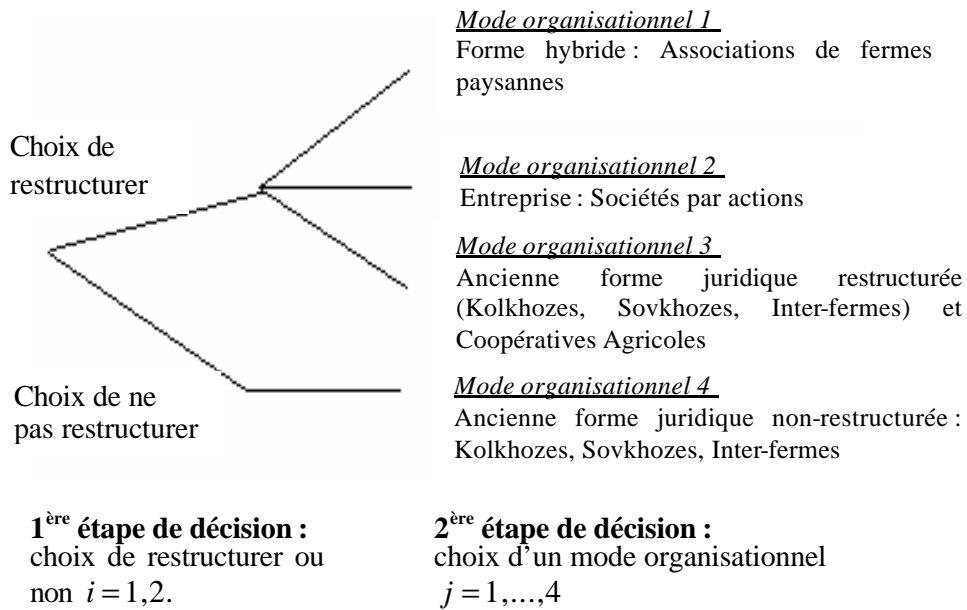
M_i représente le vecteur de coûts intra-organisationnels (M), E_{ij} représente le vecteur des coûts de redéploiement (E) et I_i correspond à la valeur inclusive : $I_i = \ln(\sum_{j=1}^{N_i} e^{b'E_{ij}})$.

Ainsi, les $\hat{M}O_{1i}, \dots, \hat{M}O_{4i}$ dans l'équation 2 bis peuvent s'écrire :

$$M\hat{O}_{i,j,j=1,2;k,k=1,\dots,4} = P_{i,k=1,\dots,4/j=1,2} * P_{i,j=1,2} = \left(\frac{e^{b'E_k}}{e^{I_j}} \right) * \left(\frac{e^{a'M_i} + \hat{g}_j \hat{I}_{ij}}{\sum_{j=1,2} \sum_{k=1,\dots,4} e^{a'M_i} + \hat{g}_j \hat{I}_{ij}} \right) \tag{5 bis}$$

Les résultats économétriques de l'estimation de l'équation 5 bis seront donnés dans la section 5. La structure hiérarchique du modèle que nous allons étudier est reproduite dans le schéma 1.

Schéma 1. Décision séquentielle relative au choix d'un mode organisationnel



4.4. Variables et données utilisées

Pour tester les hypothèses formulées dans la section 3, nous utilisons des données microéconomiques issues de l'enquête réalisée en 1997 par la Banque mondiale et l'Agence pour la Restructuration en Agriculture (ARA) sur un échantillon de 161 fermes.

Le tableau 5 regroupe les statistiques descriptives des variables destinées à estimer la frontière de production stochastique, définie par l'équation 1. La variable dépendante « valeur des outputs totaux » représente la valeur de l'ensemble des produits des fermes en 1996, évalués aux prix de l'année 1996. Les variables explicatives considérées sont les facteurs de productions des fermes : la surface de la terre cultivée (ha), la valeur des autres intrants (tels que : semences, engrais, énergie) évalués aux prix de 1996. De plus, nous utilisons dans l'estimation de la frontière stochastique la valeur instrumentée de la « main d'œuvre » (L_i), après l'estimation de la fonction de demande par la méthode des MCO (dont les variables utilisées ainsi que les résultats sont regroupés dans les tableaux A1 et A2 dans l'annexe)²².

Tableau 5. Statistiques descriptives des données utilisées pour l'estimation du modèle de frontière paramétrique stochastique, équation 1 (161 observations)

	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
(Y) Valeur des outputs totaux (lei)	2653602	3353121	23946	21400000
(T) Terre cultivée (ha)	2035	1326	264	7985
(A) Autres intrants (1000 lei)	3338	7695	196	97000

Note: 1 lei = 0.22 US\$ en 1996.

Les variables explicatives exogènes qui peuvent affecter l'efficacité technique et qui reflètent l'accès aux intrants, aux crédits et au marché des produits (équation 2) sont présentées dans le tableau 6.

Rappelons que deux groupes de variables seront utilisées pour l'estimation de la probabilité de choisir un mode organisationnel donné (équation 5 bis). Les coûts de redéploiement des actifs (E), liés aux coûts subis par la ferme lorsqu'elle décide de changer de forme juridique, ont été décrits dans la section 2.2, tableau 4.

²² Au vu du R² ajusté (0,82) de la forme réduite (tableau A2) et compte tenu de l'hypothèse d'orthogonalité, nous considérons que notre instrument satisfait les deux conditions nécessaires pour nous assurer des estimateurs convergents.

Tableau 6. Statistiques descriptives des données utilisées pour l'estimation du modèle d'inefficience, équation 2 (161 observations)

		Moyenne	Ecart-type	Min	Max
(z_1)	Nombre moyen de produits pour lesquels la ferme est libre de choisir l'acheteur	0,62	0,49	0,00	1,00
(z_2)	Nombre moyen de produits pour lesquels la ferme a des difficultés de commercialisation liées aux paiements différés	0,96	0,19	0,00	1,00
(z_3)	Faibles problèmes de commercialisation (muette)	0,03	0,17	0,00	1,00
(z_4)	Nombre moyen d'intrants impossibles à acheter (quelque soit le prix)	0,31	0,80	0,00	3,00
(z_5)	Taux d'intérêt des crédits à court terme	36,82	6,98	12,00	60,00
(z_6)	Crédits sans collatéraux (muette)	0,11	0,31	0,00	1,00
(z_7)	Taux de crédit trop élevés (muette)	0,52	0,50	0,00	1,00
(z_8)	Difficultés à obtenir des crédits à moyen et long terme (muette)	0,55	0,50	0,00	1,00

Le tableau 7 regroupe les données reflétant les déterminants du choix d'une branche (restructurer versus ne pas restructurer, niveau 1 sur le schéma 1), qui relèvent du coût de transaction inter-organisationnel (M). Ce coût pourrait être approximé par des caractéristiques que les fermes avaient initialement en 1990, avant la transition : la surface de terre cultivée (ha) ; la main-d'œuvre permanente dans la production des cultures, la production non-agricole, la production de transformation et les services sociaux. Nous introduisons une variable supplémentaire, la surface de la parcelle attribuée aux membres de la ferme avant même la décision de restructuration. Nous pouvons supposer que de la taille de ces parcelles peut dépendre le choix de restructuration.

Enfin, nous considérons deux variables muettes pour tenir compte du moment où la ferme a pris la décision de restructurer, afin de tester l'effet des blocages juridiques mentionnés dans la partie 2.3. Deux autres muettes tiennent compte de la zone géographique dans laquelle se trouve la ferme. Les fermes situées au nord et au sud sont les plus éloignées du centre du pays (où se situe la capitale) et il est donc probable que l'éloignement géographique pourrait être susceptible de ralentir la circulation des informations et donc d'influencer la prise de certaines décisions de la ferme.

Tableau 7. Statistiques descriptives des données utilisées pour l'estimation du modèle Logit Emboîté, équation 5 bis (161 observations)

	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
(M ₁) Terre cultivée (ha), 1990	2752,21	1568,83	600,00	8604,00
(M ₂) Surface de la parcelle attribuée aux employés (ha)	1,56	0,63	0,51	4,50
Main-d'œuvre permanente en 1990 dans :				
(M ₃) la production des cultures	465,35	339,85	0,00	1624,00
(M ₄) la production non-agricole (bétail)	78,99	62,33	0,00	319,00
(M ₅) la production de transformation	23,09	50,01	0,00	375,00
(M ₆) les services sociaux	32,80	66,03	0,00	574,00
(M ₇) Muette année 1994	0,12	0,32	0,00	1,00
(M ₈) Muette année 1996	0,29	0,45	0,00	1,00
(M ₉) Muette régions Nord	0,52	0,50	0,00	1,00
(M ₁₀) Muette région Sud	0,23	0,42	0,00	1,00

5. RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS

Nous allons d'abord présenter et commenter les résultats de l'estimation économétrique du modèle du choix des différents modes organisationnels des grandes fermes moldaves. Par souci de concision, nous ne reportons pas les résultats de l'estimation de la fonction de demande de main-d'œuvre (ils sont présentés dans l'annexe, tableau A2). Les résultats de l'estimation de la frontière de production stochastique, seront exposés ensuite. Enfin, seront analysés les résultats des calculs des indices d'efficacité technique.

5.1. Estimation du choix du mode organisationnel

Le modèle logit emboîté (équation 5 bis) est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance à l'aide du logiciel STATA 8. Les résultats de cette estimation (tableau 9 ci-dessous) confirment l'hypothèse 2a selon laquelle la probabilité de choisir de restructurer la ferme pouvait être d'autant plus grande que les coûts intra-organisationnels étaient faibles. En effet, la probabilité de choisir de restructurer la ferme diminue lorsque le nombre de personnes initialement (en 1990) employées dans la production des cultures et de produits de transformation augmente. Cela signifie que lorsque les coûts de transaction liés au problème d'hasard moral augmentent, le choix de restructuration se révèle difficile et conduit alors la ferme à adopter le mode organisationnel qui pourrait être le moins efficace. Lorsque la surface de la parcelle augmente, alors la probabilité de choisir la restructuration diminue. Le coefficient associé à la variable muette « année 1996 » est significatif et positif, ce qui confirme que la restructuration a été facilitée à cette période, comme nous l'avons supposé dans la section 2.1. De plus, les résultats suggèrent que la probabilité de choisir le mode organisationnel 1 plutôt que le mode organisationnel 3 diminue à cause d'un coût d'enregistrement plus élevé. Par contre ce coût n'influence pas le

choix en faveur des entreprises (mode organisationnel 2). Ces résultats ne vérifient l'hypothèse 2b que partiellement. Néanmoins, nous pouvons donc conclure que le choix d'un mode organisationnel a été significativement influencé par des coûts de transaction liés à l'organisation interne des fermes et au déroulement du processus de réforme agraire.

Tableau 9. Estimation du modèle Logit Emboûté (161 observations)
Variable expliquée : Choix des modes organisationnels (4 choix possibles)

	Coeff.	probabilité P[Z >z]
Attributs du choix de la forme organisationnelle		
Constante	-277,83	0,77
(E) Coût de l'enregistrement, (Mode organisationnel 1)	0,00	0,00
(E) Coût de l'enregistrement, (Mode organisationnel 2)	0,64	0,78
Attributs du choix de restructuration de la ferme		
Constante	-4,15	0,00
(M ₁) Terre cultivée (ha), 1990	0,00	0,91
(M ₂) Surface de la parcelle attribuée aux employés (ha)	-2,59	0,00
Main-d'œuvre permanente en 1990 dans :		
(M ₃) la production des cultures	0,00	0,07
(M ₄) la production non-agricole (bétail)	0,01	0,53
(M ₅) la production de transformation	0,06	0,03
(M ₆) les services sociaux	-0,01	0,36
(M ₇) Muette année 1994	2,34	0,08
(M ₈) Muette année 1996	4,06	0,00
(M ₉) Muette région Nord	-0,13	0,85
(M ₁₀) Muette région Sud	0,18	0,87
g	0,15	
Log de vraisemblance	-91,34	

5.2. Estimation de la fonction de production stochastique

Le modèle de frontière stochastique avec les effets d'inefficience technique²³ est estimé à l'aide du logiciel FRONTIER 4.1. Les résultats de cette estimation simultanée des équations 1 et 2 bis (présentés dans le tableau 10) indiquent que lorsque la probabilité de choisir le mode organisationnel 1 augmente, cela diminue l'inefficience technique de la ferme. La probabilité d'adopter le mode organisationnel 2 (Sociétés par actions) n'a pas d'effet significatif sur l'inefficience des fermes, alors que le fait de choisir le mode organisationnel 4 augmente significativement l'inefficacité des fermes. Autrement dit, les fermes n'ayant ni entrepris des mesures de restructuration, ni changé leurs formes juridiques, sont plus inefficaces que les autres fermes.

De plus, les résultats du tableau 10 montrent que les variables reflétant les contraintes d'accès sur les marchés des intrants et des produits sont pour la plupart peu significatives et n'ont donc qu'une faible incidence sur l'efficience

²³ Le paramètre η , au tableau 10, est de 0,43 ce qui indique que l'inefficacité technique est une composante importante.

technique. Le coefficient associé à la variable relative à la liberté de choisir l'acheteur est négatif et significatif seulement au seuil d'erreur de 15%, ce qui signifie que l'augmentation du degré de concurrence sur le marché de l'output contribue à diminuer, dans une certaine mesure, l'inefficience technique des fermes. Ce résultat est assez conforme avec ceux de Mathijs et Vranken (1999) qui constatent un effet positif sur l'efficience des grandes fermes hongroises et bulgares de l'amélioration des conditions de vente de leur production. Le coefficient associé à la variable reflétant les difficultés d'approvisionnement en intrants est significativement positif. Ceci implique que la désorganisation des relations avec les filières en amont diminue dans une grande mesure l'efficience des grandes fermes moldaves. Ainsi, nous pouvons conclure que nos résultats ne vérifient que partiellement l'hypothèse 3a.

Tableau 10. Estimation de la frontière stochastique (161 observations)

	Paramètres	Coeff.	t
Frontière stochastique			
Constante	b_0	5,78	6,21
Ln(Main-d'œuvre permanente)			
(\hat{L})	b_1	-0,10	-1,05
(T) Ln(Terre cultivée)	b_2	0,97	5,61
(A) Ln(Autres intrants)	b_3	0,30	2,40
Modèle d'inefficience			
Constante	δ_0	0,45	0,56
<i>Probabilités prédites du choix des formes organisationnelles</i>			
Mode organisationnel 1 Forme hybride : Associations de fermes paysannes	δ_1	-0,62	-1,59
Mode organisationnel 2 Entreprise : Sociétés par actions	δ_2	0,48	1,17
Mode organisationnel 3 Ancienne forme juridique restructurée (Kolkhozes, Sovkhozes, Inter-fermes) et Coopératives agricole	δ_3	-2,04	-1,44
Mode organisationnel 4 Ancienne forme juridique non-restructurée : Kolkhozes, Sovkhozes, Inter-fermes	δ_4	0,72	1,74
(z_1) Nombre moyen de produits pour lesquels la ferme est libre de choisir l'acheteur	δ_5	-0,623	-1,59
(z_2) Nombre moyen de produits pour lesquels la ferme a des difficultés de commercialisation liées aux paiements différés	δ_6	0,484	1,17
(z_3) Faibles problèmes de commercialisation (muette)	δ_7	-2,042	-1,44
(z_4) Nombre moyen d'intrants impossibles à acheter (quelque soit le prix)	δ_8	0,717	1,75
<i>Facteurs liés à la contrainte budgétaire</i>			
(z_5) Taux d'intérêt des crédits à court terme	δ_9	0,70	1,27
(z_6) Crédits sans collatéraux (muette)	δ_{10}	-0,43	-1,21
(z_7) Taux de crédit trop élevés (muette)	δ_{11}	0,51	2,28
(z_8) Difficultés à obtenir des crédits à moyen et long terme (muette)	δ_{12}	-0,22	-1,03
Paramètres associés à la variance			
σ_s^2		1,01	3,25
$\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$		0,43	1,91
Statistique du rapport des vraisemblances (LR test of the one-sided error c_1^2)		48,99	

Note : Si le coefficient est négatif, alors la variable expliquée du « modèle d'inefficience » contribue à diminuer l'inefficience technique des fermes.

Parmi les variables liées à la contrainte budgétaire des fermes, une seule a une influence significative sur l'inefficience technique : lorsque les fermes font face à des taux d'intérêt trop élevés sur les crédits, leur inefficience augmente. Autrement dit, les fermes qui rompent leurs relations avec les autorités et ne reçoivent plus de crédits subventionnés par l'Etat sont moins efficaces que les autres, ce qui contredit l'hypothèse 3b. Ainsi, le maintien de la contrainte budgétaire souple en Moldavie, contrairement aux pays de l'Europe Centrale (Mathijs et Vranken, 1999), contribuait à augmenter les performances des grandes fermes.

5.3. Analyse des indices d'efficacité technique

Les indices d'efficacité technique TE_i et TEP_i de chaque ferme (définis par les équations 4 et 4 bis) sont par définition compris entre 0 et 1, les indices proches de 1 indiquant que la ferme est très efficace et très proche de la frontière de production. Le graphique 1 représente la distribution²⁴ des indices d'efficacité technique TE_i et TEP_i .

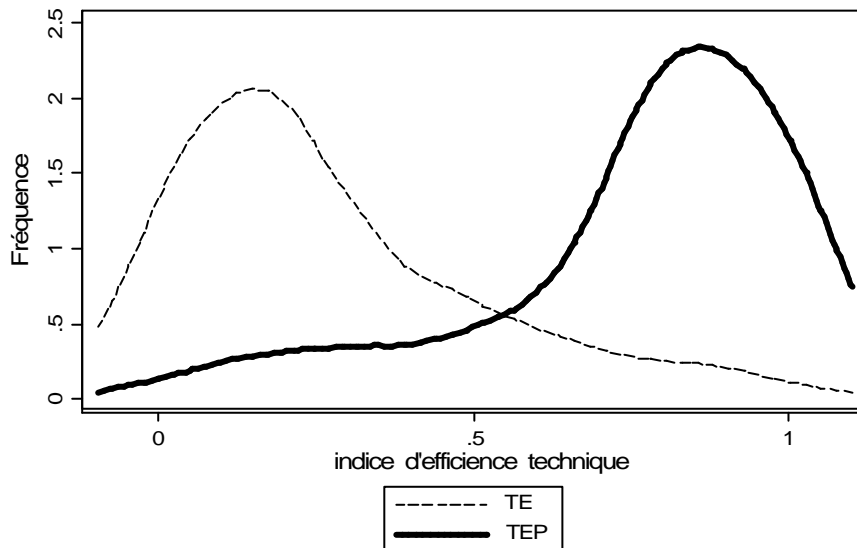
Nous constatons que les indices d'efficacité technique pure TEP_i , purgés des effets des variables exogènes, sont en moyenne plus élevés que les indices TE_i . Autrement dit, les fermes moldaves ont été en moyenne faiblement performantes et cette faiblesse était due en grande partie à l'influence de variables qui affectaient indirectement le processus de production. Cependant, le graphique 1 montre bien que les indices d'efficacité technique pure (TEP_i) sont assez fortement dispersés, ce qui signifie que même si l'environnement était favorable, certaines fermes étaient très peu efficaces. Pour identifier ces fermes, nous nous sommes donc intéressés à la distribution des indices TEP_i , selon le mode organisationnel (tableau 11). L'efficacité technique pure des fermes ayant adopté les modes organisationnels 1 et 2 est plus élevée que celles des modes organisationnels 3 et 4. Cela confirme l'hypothèse 1 b, selon laquelle les Sociétés par actions devraient être techniquement plus efficaces que les fermes ayant gardé la même forme juridique. En revanche, l'hypothèse 1 a n'est que partiellement vérifiée : les Associations de fermes paysannes sont en moyenne moins performantes que les SA, mais plus performantes que les autres fermes.

²⁴ Les statistiques descriptives des indices TE_i et TEP_i sont données dans le tableau A3 de l'annexe. Afin de mieux saisir les différences au cœur de la distribution des indices TE_i et TEP_i , et non seulement en terme de moyennes, nous présentons ici les estimations kernel des fonctions de densité de ces indices, estimées et représentées à l'aide du logiciel STATA 8. Cette méthode consiste à estimer la fonction densité f correspondant à une variable x , en utilisant à chaque fois des points 'proches' à la valeur de x . La notion de proximité est déterminée par une largeur de bande choisie, et par une fonction de pondération des points proches (ce qu'on appelle, fonction 'kernel'). Dans notre cas, la largeur de bande a été choisie de façon optimale par STATA.

Tableau 11. Indices d'efficiency technique TET selon le mode organisationnel

Mode organisationnel	Nombre de fermes	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
<i>Mode organisationnel 1</i> Associations de fermes paysannes	16	0,80	0,09	0,60	0,92
<i>Mode organisationnel 2</i> Sociétés par actions	44	0,84	0,06	0,58	0,93
<i>Mode organisationnel 3</i> Anciennes formes juridiques restructurées	62	0,71	0,22	0,05	0,91
<i>Mode organisationnel 4</i> Anciennes formes juridiques non restructurées	39	0,57	0,25	0,09	0,90
Total	161	0,72	0,21	0,05	0,93

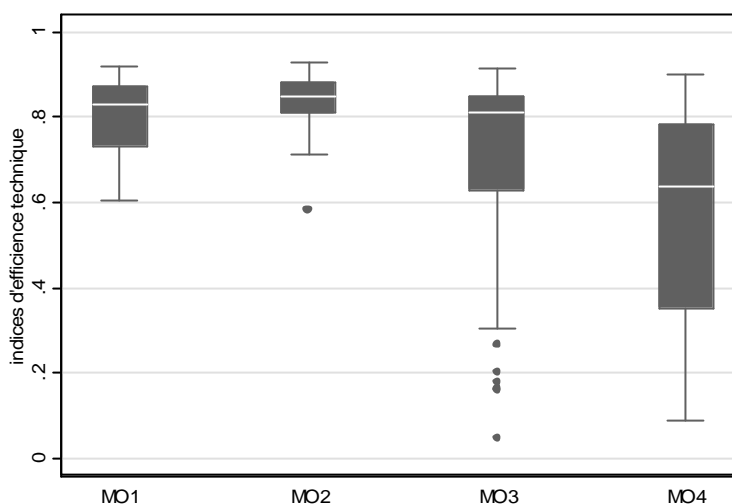
Graphique 1. Distribution des indices d'efficiency technique TE_i et TEP_i (161 observations)



Pour renforcer ces arguments, nous avons représenté la distributions des indices TEP_i , selon les modes organisationnels en utilisant une méthode classique en statistique descriptive : la méthode du box-plot (graphique 2)²⁵.

²⁵ Le box-plot est basé sur le calcul des quartiles (Q_{25} , Q_{50} et Q_{75}), de la valeur adjacente inférieure, de la valeur adjacente supérieure et sur le minimum et le maximum observés (Chambers et al., 1983).

Graphique 2. Distribution des indices d'efficacité technique TEP_i , selon les modes organisationnels (161 observations)

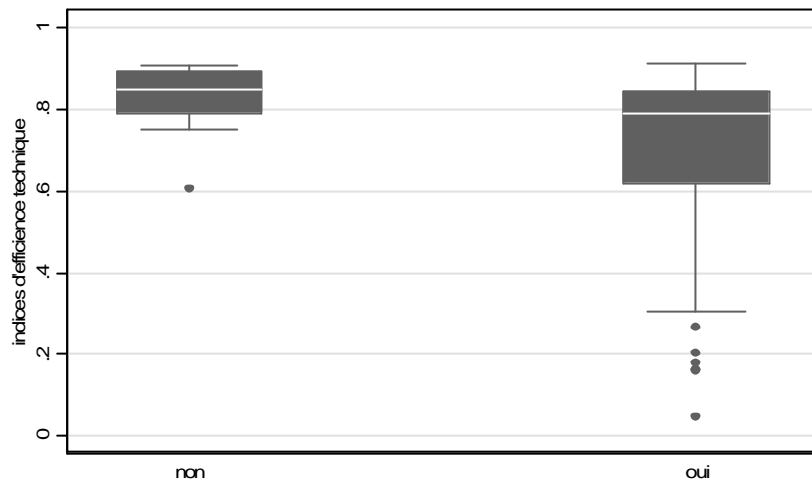


Le graphique 2 montre clairement que l'efficacité technique des AFP et des SA a été très fortement affectée par les facteurs exogènes (introduits dans l'équation 2 et 2 bis). Leur efficacité technique pure est plus élevée que celle des autres fermes : l'ensemble des AFP et SA ont des indices TET situés dans les intervalles [0,6 ; 0,9] et [0,7 ; 0,9], respectivement. Cependant, ce graphique soulève la question de l'efficacité technique pure des fermes ayant gardés la même forme juridique et ayant restructuré leur activité (mode organisationnel 3) : 75% de ces fermes ont des indices TET compris dans l'intervalle [0,6 ; 0,9]. Cette question est d'autant plus intéressante que les fermes avec le mode organisationnel 3 représentent près de 39% des fermes de notre échantillon et que cette proportion est encore plus importante dans la population totale des fermes en 1996 (tableau 1). Pour essayer de comprendre ce qui différencie les fermes ayant adopté le mode organisationnel 3, nous avons examiné plus en détail l'interaction entre les indices TET et certaines caractéristiques de ces fermes. La base de données que nous utilisons contenait un certain nombre d'informations concernant les différents services que les fermes rendaient à leurs membres : services médicaux gratuits, bourses aux enfants des membres, bons gratuits pour des séjours de vacances (équivalents aux chèques-vacances français), logements gratuits²⁶. A partir de ces données nous avons construit une variable dichotomique appelée « services sociaux », avec deux modalités : « oui » lorsque la ferme rend des services à ses membres, « non » sinon. Le graphique 3, réalisé selon la méthode du box-plot, représente la distribution des indices TET pour les fermes ayant le mode organisationnel 3, selon la variable « services sociaux ». Ce graphique montre que les fermes qui ont cessé de

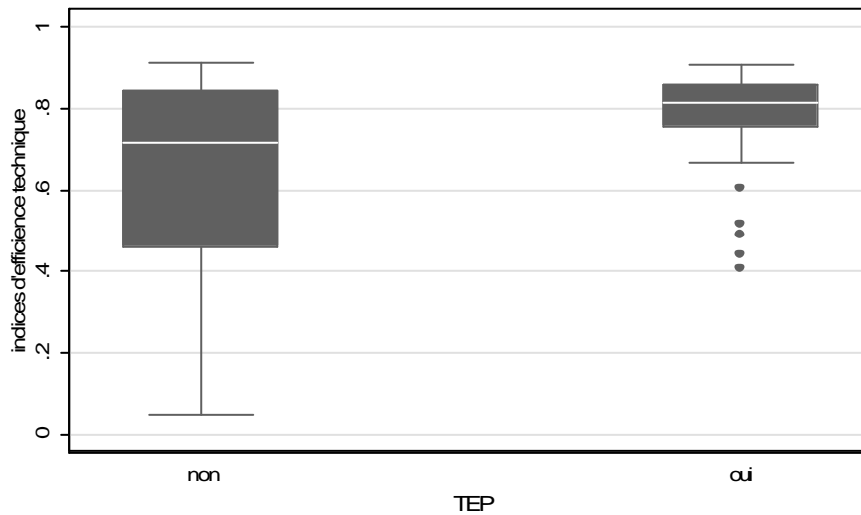
²⁶ Il est important de noter que durant la période soviétique, toutes les grandes fermes offraient ce type de services à leurs employés.

rendre des services sociaux à leurs membres sont celles qui ont des indices d'efficacité technique en moyenne beaucoup plus élevés que les autres.

Graphique 3. Distribution des indices d'efficacité technique TEP_i des fermes avec le mode organisationnel 3, selon la variable « services sociaux » (62 observations)



Graphique 4. Distribution des indices d'efficacité technique TEP_i des fermes avec le mode organisationnel 3, selon la variable « services productifs » (62 observations)



De la même manière, nous avons construit une variable dichotomique, appelée « services productifs », reflétant le fait que les fermes (mode organisationnel 3) continuent à fournir des services d'aide à la production sur les lopins individuels des membres : fourniture de machines agricoles, aide pour des achats d'intrants et de vente de produits. Le graphique 4 montre que les fermes qui ont continué de rendre des services productifs à leurs membres, sont celles qui ont des indices d'efficacité technique en moyenne beaucoup plus élevés que les autres.

6. CONCLUSION

Le présent article propose une analyse empirique des causes des faibles performances des grandes fermes pendant les premières années de la réforme agraire en Moldavie. La démarche utilisée va au-delà de ce qui est disponible dans les travaux empiriques sur la transition en agriculture ; elle permet de tenir compte de l'influence du processus des réformes structurelles (changement du système de droits de propriété et de formes d'organisation) sur les performances des producteurs. Les réformes du secteur agricole se sont révélées plus complexes qu'on ne le prévoyait au début des années 1990, car elles ont coïncidé avec une rupture du système politique, économique et social, ainsi qu'avec une remise en cause profonde de l'ensemble de l'organisation de la société et du comportement de ses membres. La lenteur de l'ensemble des réformes institutionnelles et structurelles a compromis le passage rapide du système agricole soviétique à un nouveau système économique en Moldavie. L'ancien système s'est en effet modifié en laissant perdurer les manipulations politiques, la corruption et l'excès de pouvoir arbitraire de l'appareil de l'Etat, ce qui a perturbé le processus de mise en place des réformes, induit des incitations contradictoires aux producteurs et a eu des conséquences importantes sur l'efficacité des fermes moldaves.

Les grandes fermes ont été démantelées lentement et n'ont modifié que partiellement leur mode de fonctionnement. Même si la privatisation a permis le transfert des droits de propriété au sein des grandes fermes, le contrôle de la gestion n'a été transféré que partiellement aux membres de ces fermes. Seules les nouvelles associations de fermes paysannes et les sociétés par actions ont adopté une forme organisationnelle qui correspond à la propriété individuelle sur les actifs productifs. Il n'est donc pas surprenant de trouver que ce sont ces fermes qui ont une efficacité technique plus élevée que les autres. Cependant, notre analyse a montré que les tâtonnements qui ont caractérisé la phase initiale du passage à la logique de marché ont freiné l'émergence de ce type de fermes.

Les nouvelles grandes exploitations sociétaires moldaves ont été légèrement plus efficaces que les associations et beaucoup plus efficaces que les autres formes organisationnelles. Ces résultats rejoignent les résultats des études menées sur des données des pays de l'Europe centrale par Mathijs et Vranken (1999), selon lesquels l'efficacité technique des fermes est plus élevée lorsqu'elles adoptent la forme organisationnelle de type « entreprise

managériale ». Cela nous permet de conclure que le choix des formes organisationnelles influence l'efficacité technique des fermes en Moldavie.

Les résultats de notre étude montrent aussi que certaines grandes fermes n'ayant pas adopté les modes organisationnels les plus « efficaces » ont tenté néanmoins d'améliorer l'organisation de leurs activités. Pour cela les grandes fermes ont tenté d'inciter leurs membres à fournir plus d'effort en leur garantissant la fourniture de certains services productifs, destinés à la production sur les lopins individuels. Par contre, les fermes qui ont continué à maintenir leur rôle de fournisseur de services sociaux, semblent avoir été incapables à améliorer leurs performances.

De plus, les résultats obtenus grâce à l'analyse de frontière stochastique montrent que l'efficacité des grandes fermes a été affectée par leur environnement. Nos résultats suggèrent que la réforme agraire en Moldavie n'a pas modifié les interactions entre l'Etat et l'ensemble des fermes. Notre analyse de ces interactions montre en effet que lorsque les avantages que les fermes pouvaient tirer de l'ancien système étaient supérieurs aux avantages associés au système de marché, les fermes restaient dans l'ancienne logique et maintenaient leurs performances grâce à l'exploitation d'un environnement qui leur était favorable (notamment lorsque les fermes continuaient de recevoir des crédits subventionnés). A l'opposé, lorsque les grandes fermes rompaient leurs relations avec l'Etat, elles étaient confrontées à d'importants problèmes d'accès sur des marchés des intrants et des produits, dus à la désorganisation des relations avec les filières en amont et en aval. Cela rendait difficile l'achat des intrants et la commercialisation des produits, et a contribué également à diminuer l'efficacité technique des fermes.

L'expérience moldave en matière de transition agricole est révélatrice du fait que la réforme agraire a peu d'impact sur les performances des grandes fermes si elle ne s'accompagne pas de mesures visant à modifier les interactions entre les acteurs du secteur agricole. Dans les pays de l'Europe Centrale et Orientale, où les conditions initiales étaient relativement plus favorables, et où le contenu des réformes était clair et leur mise en œuvre cohérente, la transition a été plus rapide et les avantages politiques et économiques du maintien de l'ancien système n'étaient pas d'une envergure suffisante pour bloquer le processus de transition. En revanche, dans le cas de la Moldavie, un processus de réformes chaotique a renforcé les bénéfices, tels qu'ils étaient perçus par les producteurs, de maintenir l'ancien système, au moins en partie. Le résultat a été que la transition n'a pas permis l'essor d'un secteur agricole privé et viable, et que les grandes fermes ne pouvaient dans leur majorité survivre qu'en dépendant du soutien de l'Etat.

ANNEXE

Tableau A1. Statistiques descriptives des données utilisées pour l'estimation de la fonction de demande de main-d'œuvre, équation 3 (161 observations)

Notation		Moyenne	Ecart-type	Min	Max
L	Main-d'œuvre permanente	667,09	480,28	109,00	3282,00
$w_1 = T$	Terre cultivée (ha)	2035,11	1325,62	264,00	7985,00
$w_2 = A$	Autres intrants (lei)	3337,83	7694,95	196,00	97000,00
w_3	Surface de la parcelle attribuée aux employés (ha)	1,56	0,63	0,51	4,50
w_4	Droits associés aux parts d'avoirs non-fonciers : vente des parts aux autres membres de la ferme (muette)	0,14	0,34	0,00	1,00
w_5	Services fournis aux fermiers individuels aide à la commercialisation (muette)	0,06	0,23	0,00	1,00
w_6	Services sociaux fournis aux employés (muettes) fuel de chauffage	0,07	0,25	0,00	1,00

Nous avons considéré parmi les variables explicatives un certain nombre de facteurs susceptibles d'influencer le départ des membres de la ferme. Ainsi, la demande de main-d'œuvre, estimée par les MCO, est une fonction croissante de la surface cultivée et des services de commercialisation aux fermiers indépendants. Aussi, nous pouvons constater notamment que le nombre de personnes travaillant en permanence à la ferme est plus faible lorsque la surface des parcelles attribuées aux membres était plus élevée durant le processus de restructuration, ainsi que lorsque les membres de la fermes avaient la possibilité de céder leurs parts des actifs non-fonciers aux autres membres.

Tableau A2. Estimation par les MCO de la fonction de demande de main-d'œuvre* des grandes fermes en en Moldavie, équation 3 (161 observations)

Notation	Variables	Coefficient	probabilité P[Z >z]
	Constante	440,52	0,00
$w_1 = T$	Terre cultivée (ha)	0,33	0,00
$w_2 = A$	Autres intrants (lei)	0,00	0,53
w_3	Surface de la parcelle attribuée aux employés (ha)	-283,06	0,00
w_4	Droits associés aux parts d'avoirs non-fonciers : vente des parts aux autres membres de la ferme (muette)	-160,10	0,00
w_5	Services fournis aux fermiers individuels aide à la commercialisation (muette)	245,21	0,00
w_6	Services sociaux fournis aux employés (muettes) : fuel de chauffage	-123,27	0,07
w_7	Muette régions Nord	-26,76	0,46
w_8	Muette région Sud	91,87	0,12
R ² ajusté = 0.8234			

Note: * on considère ici la main-d'œuvre totale permanente hors les retraités.

Tableau A3. Indices d'efficacité technique des grandes fermes en Moldavie (161 observations)

	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
TE_i	0,27	0,23	0,00	0,99
TEP_i	0,72	0,21	0,05	0,93

RÉFÉRENCES

- Alchian A. A., Demsetz H., 1972, "Production, information costs and economic organization", *American Economic Review*, Vol. 62, pp. 777-795.
- Allen D.W., Lueck D., 1998, "The nature of the farm", *Journal of Law and Economics*, Vol. 41, pp. 343-386.
- Amelina M., 2000, "Russian Views of the Transition in the Rural Sector: Structures, Policy Outcomes, and Adaptive Responses", Norsworthy, L. A. ed., Washington, D.C., World Bank.
- Agentia de Restructurare in Agricultura, 1998, "Studiul asupra Impositiilor si Subventiilor in Agricultura Moldovei: Raport Final", Agentia de Restructurare in Agricultura (ARA), Chisinau.
- Agentia de Restructurare in Agricultura, 1998 b, "Moldova: Agricultural Policy Update 1997-1998", Chisinau.
- Battese G. E., Coelli T. J., 1995, "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, Vol. 20, n° 3, pp. 325-332.
- Bezemer D. J., 2002, "De-collectivization in Czech and Slovak Agriculture: An Institutional Explanation", *Journal of Economic Issues*, Vol. XXXVI, n° 3, pp.723-745.
- Binswanger H., Deininger K., Feder G., 1996, "Power, Distortions, Revolt, and Reform in Agricultural Land Relations", dans *Handbook of Development Economics*, Vol. III, ed. J. Behrmann and T.N. Srinivasan. Amsterdam: Elsevier.
- Braverman A., McConnell Brooks K., & Miki C., 1993, "The Agricultural transition in Central and Eastern Europe and the former U.S.S.R.", *A World Bank symposium*. Washington, D.C., World Bank.
- Brem M., 1999, "Restructuring Large-Scale Agricultural Farms in The Czech Republic: Theoretical Model and Empirical Research", *Paper presented at the KATO Symposium*, Berlin, Germany, March 19 - 23, 1999.

- Brem M., 2000, "Getting Rid of Organizational Legacy. The Costs of Restructuring The Czech Agricultural Production", *Paper presented at the KATO Symposium*, Berlin, Germany, November 2-4, 2000.
- Brooks K., Lerman Z., 1994. "Land Reform and Farm Restructuring in Russia", *World Bank Discussion Paper* n° 233, The World Bank, Washington, D.C.
- Brodersen C., Thiele H., 1999, "Comparison of Farm Efficiency in Market and Transition Economies: Application of Data Envelopment Analysis to East and West Germany", *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, Vol. 5, pp. 337-345.
- CARANA, 1999, "Removing Legal and Regulatory Impediments to the Development of Private Agriculture and Agroindustry in Moldova: the Need for Vision and Incentives", *Report*, East-West Management Institute.
- Carter M.R., 1984, "Resource Allocation and Use Under Collective Rights and Labor Management in Peruvian Coastal Agriculture", *Economic Journal*, Vol. 94, pp. 826-846.
- Center for Strategic Studies and Reforms, 1998, "Economic Survey - Moldova in Transition", No.1, <http://www.cisr-md.org/reports.html>.
- Chambers J.M., Cleveland W.S., Kleiner B., Tukey P.A., 1983, '*Graphical methods for data analysis*', Wadsworth & Brooks, California, 386 p.
- Commander S., Frye T., 1999, "The Politics of Economic Reform", *Transition Report*, *EBRD*, pp. 102-114.
- Cormier K., 2001, "Farm Restructuring in Kazakhstan: An Institutional Economics Approach", *Agricultural Economics Report*, n° 612, Department of Agricultural Economics, Michigan State University, 106 p.
- Couture M. F., Faber D., Levin M., Nippierd A. B., 2002, "*Transition to Cooperative Entrepreneurship: Case Studies from Armenia, China, Ethiopia, Ghana, Poland, Russia, Uganda, and Vietnam*", Geneva: International Labour Office.
- Csaki C., Nash J., 1998, "*The Agrarian Economies of Central and Eastern Europe and the Commonwealth of Independent States: Situation and Perspectives*", Washington D.C., World Bank.
- Curtiss J., 2002, "Efficiency and Structural Changes in Transition: A Stochastic Frontier Analysis of Czech Crop Production", *Institutional Change in Agriculture and Natural Resources*, Vol. 12, Aachen: Shaker Verlag.
- Davidova S., M Gorton, Ratering T., Zawalinska K., Iraizoz B., 2005, "Farm Productivity and Profitability: A comparative Analysis of Acceding Countries and EU Member States", *Comparative Economic Studies*, Vol. 47, n° 4, pp. 652-674.
- Deininger K. W., 1993, "*Cooperatives and the Breakup of Large Mechanized Farms: Theoretical Perspectives and Empirical Evidence*", Washington, D.C., World Bank.

- Duval L., 1997, 'Etude de Viabilité des Exploitations Privées en Moldavie dans le But de la Mise en Place d'un Système Financier', *Mémoire de DEA réalisé en collaboration avec le FIDES*, ENSA.M, Montpellier.
- Dudwick N., 1997, "Land Reform in Moldova", *Report prepared for World Bank*, Environmentally and Socially Sustainable Development Sector Unit, Europe and Central Asia Region. Washington, D.C., World Bank.
- Food and Agriculture Organization, 2002, "The State of Food and Agriculture 2002, Agriculture and global public goods ten years after the Earth Summit", *FAO Agriculture Series (SOFA)*, n° 34, 262 p.
- Ferto I., Fogarasi, J., 2004, "The Choice of Farm Organization: The Hungarian Case," in *From Households to Firms with Independent Legal Status*, 94th EAAE Seminar, Ashford, UK, April.
- Gomulka S., 1985, "Kornai's Soft Budget Constraint and the Shortage Phenomenon: A Criticism and Restatement", *Economics of Planning*, Vol. 19, n° 1, pp. 1-11.
- Gow H., Swinnen J. F. M., 1998, "Agribusiness Restructuring, Foreign Direct Investment, and Hold-Up Problems in Agricultural Transition", *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 25, n° 4, pp. 331-350.
- Greene W. H., 1993, "*Econometric Analysis*, First Edition", International Edition.
- Hanisch M., 2001, "*Property Reform and Social Conflict. The Analysis of Agricultural Ownership Transformation in Post-Communist Bulgaria*", Aachen: Shaker.
- Hanstad T., 1998, "Are smaller farms appropriate for former soviet republics?", Rural Development Institute, *Reports on Foreign Aid and Development*, n° 97, 13 p.
- Jensen M., Meckling W., 1976, "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, pp. 305-360.
- International Monetary Fund, 2005, "Republic of Moldova: Selected Issues", *IMF Country Report*, n° 05/54, Washington D.C.
- Kispál-Vitai Z., 2006, "Co-operative Theory from a NIE Perspective", *Journal Society and Economy*, Vol. 28, n° 2, pp. 193-206.
- Konings J., 1997, "Competition and Firm Performance in Transition Economies: Evidence from Firm Level Surveys in Slovenia, Hungary and Romania", *Discussion Paper*, n° 770, Centre for Economic Policy Research, London.
- Kornai J., 1993, "The Evolution of Financial Discipline under the Postsocialist System", *Kyklos*, Vol. 46, n°3, pp. 315-336.
- Kornai J., 1995, "*Highways and Byways: Studies on Reform and Post-Communist Transition*", The MIT Press, Cambridge, Mass, and London.

- Leibenstein H., 1978, "On The Basic Proposition of X-Efficiency Theory", *American Economic Review*, May, Vol. 68, n°2, pp. 328-332.
- Lerman Z., Csaki, C., Moroz V., 1998, "Land Reform and Farm Restructuring in Moldova: Progress and Prospects", *Discussion Paper*, n° 398, The World Bank, Washington, D.C.
- Lerman Z., 1999, "Land Reform and Farm Restructuring: What Has Been Accomplished to Date?" *American Economic Review*, Vol. 89, n° 2, pp. 271-275.
- Lipton M., 2005, "The Family Farm in a Globalizing World", *Discussion Paper* N° 2020. International Food Policy Research Institute, Washington, D.C.
- Mathijs E., Swinnen J. F. M., 1998, "The Economics of Agricultural Decollectivisation in East Central Europe and the Former Soviet Union", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 47, n° 1, pp. 1-26.
- Mathijs E., Blaas G., Doucha T., 1999, "Organisational form and technical efficiency of Czech and Slovak farms", *MOCT-MOST: Economic Policy in Transition Economies* Vol. 9, n° 3, pp. 331-344.
- Mathijs E., Vranken L., 1999, "Determinants of Technical Efficiency in Transition Agriculture: Evidence from Bulgaria and Hungary", *Working Paper*, n° 1, Department of Agricultural and Environmental Economics, Katholieke Universiteit Leuven.
- Mathijs E., Swinnen J., 2001, "Production efficiency and organisation during transition: An empirical analysis of east German agriculture", *The Review of Economics and Statistics* Vol. 83, n° 1, pp. 100-107.
- Menard C., 1997, "Internal Characteristics of Formal Organizations", In: MENARD, Clause (ed.) (1997) *Transaction Cost Economics*, pp. 30-58. Brookfield, Vermont and Cheltenham.
- Menard C., 1998, "Maladaptation of regulation to hybrid organisational forms", *International Review of Law and Economics*, Vol. 18, n° 4, pp. 403-417.
- Menard C., 2003, "Nouvelle économie institutionnelle et politique de la concurrence : le cas des formes organisationnelles hybrides", *Economie Rurale*, n° 277-278, pp. 3-18.
- Menard C., Saussier S., 2003, "La délégation de service public, un mode organisationnel efficace? Le cas de la distribution d'eau en France", *Revue d'Economie Publique*, Vol. 12, n° 1, pp. 99-129.
- Milczarek D., 2000, "Privatization of State Farms in Poland. A New Institutional Approach", *Paper presented at the KATO Symposium*, Berlin, Germany, November 2-4, 2000.
- Murova O. I., Trueblood M. A., Coble K. H., 2004, "Measurement and Explanation of Technical Efficiency Performance in Ukrainian Agriculture, 1991-1996," *Journal of Agricultural & Applied Economics*, Southern Agricultural Economics Association, Vol. 36, no 1, pp. 185-198.

- Pollack R.A., 1985, "A Transaction Cost Approach to Families and Households." *Journal of Economic Literature*, Vol. 23, pp. 586–608.
- Putterman, L., Skillman, G. L., 1992, "The Role of Exit Costs in the Theory of Cooperative Teams" , *Journal of Comparative Economics*, Vol. 16, pp. 596-618.
- Radulescu S. M., 1996, 'Further Steps on the Road to Privatization: Progress and Stagnation in Moldova's Agriculture', dans *Synthesis Report of Fieldwork Investigation*, unpublished draft.
- Ribez L., 1998, "Analyse du Fonctionnement des Caisses d'Épargne et de Crédit Villageoises qui Jouent un Rôle dans la Transition Rurale Post Communiste", *Mémoire de DEA réalisé en collaboration avec le FIDES*, ENSA.M, Montpellier.
- Schaffer, M. E., 1998, "Do Firms in Transition Economies Have Soft Budget Constraints? A Reconsideration of Concepts and Evidence," *Journal of Comparative Economics*, Elsevier, Vol. 26, n° 1, pp. 80-103.
- Schlüter A., 2001, "*Institutioneller Wandel und Transformation. Restitution, Transformation und Privatisierung in der tschechischen Landwirtschaft*", Aachen: Shaker.
- Schmitt G., 1991, "Why is the agriculture of advanced Western countries still organised by family farms? Will this continue to be so in the future?", *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 18, pp. 443-458.
- Schmitt G., 1993, "Why Collectivisation of Agriculture in Socialist Countries has failed: A transaction cost approach", pp. 143-159 in Csaki, C. and Kislev, Y. (eds) *Agricultural Cooperatives in Transition*, Boulder: Westview Press.
- Sedik D., Trueblood M., Arnade C., 1999, "Corporate Farm Performance in Russia, 1991-1995: An Efficiency Analysis", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 27, pp. 514-533.
- Shapiro C., Stiglitz J. E., 1984, "Involuntary unemployment as a worker discipline device", *American Economic Review*, Vol. 74, pp. 433-444.
- Smith S. C., Cin B.-C., Vodopivec M., 1997, "Privatization Incidence, Ownership Forms, and Firm Performance: Evidence from Slovenia", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 25, pp. 158-179.
- Swinnen J. F. M., 1999, "The political economy of land reform choices in Central and Eastern Europe," *The Economics of Transition*, The European Bank for Reconstruction and Development, Vol. 7, n° 3, pp. 637-664.
- Swinnen J. F.M., Rozelle S., 2006, "*From Marx and Mao to the Market. The Economics and Politics of Agricultural Transition*", Oxford University Press, Oxford.
- TACIS, 1996, "Survey Report for the Development of Peasant Farms and Farmers Associations in Moldova", *Unpublished Draft*, n° FD MOL9401, Chisinau.

- TACIS and ARRAS, 2000, "The ARRASS Project: Strategy Development Rural Reform in Moldova", *TACIS Draft Paper*, n° 64, Chisinau.
- Tan Q., 2002, "Decollectivisation and Reconstruction of Ownership in Rural China: Some Differences from Central and Eastern European Countries", *Centre For Central And Eastern European Studies Working Paper*, n° 52, Rural Transition Series, The University of Liverpool.
- Van Atta D., 1994, "Agrarian Reform in Post-Soviet Russia", *Post-Soviet Affairs*, Vol. 10, n° 2, pp. 159-190.
- Williamson O., 1996, *The Mechanisms of Governance*", New York, Oxford University Press.
- World Bank, 1996, "With Farmer's Eyes: A Grassroots Perspective on Land Privatization in Moldova," EC4NR, *Agricultural Policy Note* , n° 7.
- World Bank, 2004, "Recession, Recovery and Poverty in Moldova", *Report*, n° 28024-MD.
- United Nations Development Program, 2002, *National Human Development Report: Republic of Moldova 2000*", United Nations Development Program, New York.

INSTITUTIONAL ENVIRONMENT, ORGANISATIONAL MODES AND PRODUCTIVE PERFORMANCES: AN EMPIRICAL STUDY WITH DATA FROM LARGE FARMS IN MOLDAVIA AT THE ONSET OF TRANSITION

Abstract - *The empirical analysis of the relations between institutional environment and organisational modes and how they affect productive performances, is relatively rare in literature, due to a lack of data. This article is an attempt at developing an empirical methodology which could shed light on the nature of these relations, using data related to large farms during the privatization of state and collective farms in Moldavia (1991-1997). In the first part, the transformation process of the organisational modes in these large farms, which were formerly state or collectively owned, is given a new institutional interpretation. In the second part of this article we develop an empirical methodology in order to analyse the interaction between the choice of one of the new organisational modes and the farmer's productive performances. This is based on the estimation of the farms' technical efficiency, using the stochastic frontier model by Battese and Coelli (1995). With this model it is possible to take into account the influence of the organisational modes on the production process, through the endogenous specification of forms of organisation (with the estimation of a nested logit model).*