



HAL
open science

Analyse de l'introduction d'un nouvel outil de gestion de risque : le contrat à terme du colza au MATIF

Jean Cordier, . Inra, . Idei

► To cite this version:

Jean Cordier, . Inra, . Idei. Analyse de l'introduction d'un nouvel outil de gestion de risque : le contrat à terme du colza au MATIF. Séminaire INRA-IDEI : AIP Régulation des marchés, Mar 1998, Rennes, France. <hal-02327581>

HAL Id: hal-02327581

<https://hal.science/hal-02327581v1>

Submitted on 7 Jun 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire HAL, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0 - Attribution - Non-commercial use - No Derivative Works - International License



INSTITUT NATIONAL DE LA RECHERCHE AGRONOMIQUE
Station d'Economie et Sociologie Rurales
DOCUMENTATION
65, Rue de St Brieuc
35042 RENNES CEDEX
Tél. : 99.28.54.08 et 09

A.I.P. « Régulation des marchés »
Troisième séminaire scientifique de présentation des résultats

**Analyse de l'introduction d'un nouvel outil de gestion de risque :
le contrat à terme du colza au MATIF**

Jean Cordier, ENSA Rennes

5-6 Mars 1998 - Rennes

Analyse de l'introduction d'un nouvel outil de gestion de risque : le contrat à terme du colza au MATIF

par Jean Cordier, Professeur au Département Economie et Gestion
Ecole Nationale Supérieure Agronomique de Rennes

Introduction

La réforme de la Politique Agricole Commune en 1992 s'est traduite par une dérégulation du marché des oléagineux. Le développement des risques financiers des entreprises lié à l'augmentation de la volatilité des prix a conduit les responsables professionnels du secteur à lancer un nouveau contrat à terme au MATIF⁽¹⁾ à Paris en octobre 1994. Cette initiative est importante car elle préfigure la transformation possible d'une gestion de risque de volatilité de prix par l'intervention publique vers une gestion de risque à l'aide d'instruments à caractère privé. Les propositions d'une nouvelle réforme exposées en 1997 par la Commission Européenne laissent augurer d'un développement des techniques de gestion privée du risque en particulier à l'aide des produits dérivés négociés sur le marché physique.

L'objet de la recherche réalisée sur les trois premières années de vie du contrat colza au MATIF porte sur l'efficacité du marché. Il s'agit d'étudier l'aptitude du marché à refléter les conditions futures de l'offre et de la demande afin de former le "juste" prix à terme compte tenu de l'information disponible. Sur le fonds, les résultats obtenus déterminent le pouvoir effectif de diversification du marché du colza et des produits de substitution pour les producteurs, les coopératives, les négociants, les entreprises d'alimentation animale et les triturateurs de graines. L'intérêt particulier de l'étude réside dans l'analyse dynamique des premières années de vie du contrat colza. Il est en effet particulièrement intéressant d'étudier l'apprentissage des utilisateurs à la gestion individuelle du risque, suivant des pratiques qui ne font pas partie a priori de la culture des entreprises françaises du secteur.

L'étude est présentée en trois parties. La première concerne le développement du volume d'activité du marché et de son « intérêt ouvert ». La seconde traite de l'analyse du risque prix sur le marché physique et à terme, et plus particulièrement de l'effet marché à terme sur le risque du marché physique. Enfin, la troisième partie présente les résultats de l'étude dynamique des prix sur les marchés physique et à terme du colza.

I - Approche qualitative du marché

Le marché de la graine de colza concerne les producteurs agricoles, les industries de première transformation qui réalisent la concentration de la marchandise d'une zone de production, la mise aux normes marchandes du produit et le stockage, le négoce national et international qui réalise les transferts de marchandises des zones excédentaires vers les zones déficitaires et enfin l'industrie de trituration des graines. Le marché du colza est international.

¹ MATIF : Marché à Terme International de France

1.1. Présentation générale du marché à terme et de l'environnement de son lancement

Le marché à terme du colza a été ouvert au mois d'octobre 1994 par le MATIF à Paris. Cette ouverture est liée à la réforme de la politique agricole commune en 1992 qui a transformé une aide indirecte au prix des graines oléagineuses par une aide directe à l'hectare planté. Le prix du colza se forme donc maintenant dans l'Union Européenne dans un contexte mondial d'échange entre les zones excédentaires et déficitaires. Il se forme également au sein d'un système complexe de substitution des huiles alimentaires et des produits dérivés. La conséquence de cette dérégulation du marché est une probable augmentation de la volatilité des prix et donc le développement des risques financiers liés à des positions commerciales structurellement « longue » ou « courte », c'est à dire des positions respectivement de vendeur ou d'acheteur. Le besoin d'un marché de référence formant des prix suffisamment à l'avance pour organiser des stratégies commerciales de vente ou d'achat est devenu évident pour de nombreux opérateurs de marché et pour leurs organisations professionnelles (Cordier 1996). L'ONIDOL⁽²⁾ et le MATIF ont donc collaboré pour construire le premier contrat à terme post-réforme. Si techniquement, la mise au point du contrat n'a pas posé de problème sérieux compte tenu des connaissances bien établies sur le fonctionnement d'un tel marché, le lancement pratique du contrat a posé, et continue de le faire, un certain nombre de difficultés liées à l'organisation des opérateurs sur le marché physique. Citons deux difficultés pour le fonctionnement du marché à terme bien reconnues par le MATIF et par les professionnels eux-mêmes, d'abord les majorations mensuelles instituées dans les années soixante en complément du prix d'intervention et ensuite la mission de stabilisation des marchés dévolue aux « organismes stockeurs » depuis 1936.

Le marché du colza comme celui des grandes productions végétales est essentiellement travaillé par des opérateurs dénommés « organismes stockeurs ». Cette dénomination date de l'institution de l'Office National Interprofessionnel du Blé en 1936 et du réseau d'organismes départementaux induit chargé de la collecte du blé puis ultérieurement des céréales et des autres grandes productions végétales. Renforcés par la Politique Agricole Commune jusqu'en 1992 caractérisé par un stockage d'intervention croissant, les « organismes stockeurs » privés et de plus en plus coopératifs ont bénéficié du système de majorations mensuelles qui permet une collusion implicite des opérateurs. La manifestation de cette collusion s'exprime par la cotation même des céréales réalisée « base août ». La rémunération du stockage est considérée comme forfaitaire, le prix de référence étant déterminé sur une période de l'année, en début de campagne. Par opposition à ce système bien en place dans les campagnes, le marché à terme détermine la valeur marchande du service de stockage. Le différentiel de prix entre deux échéances correspond en effet à cette valeur. La mise en place du marché à terme pose ainsi le problème de la transition entre un système admis de collusion et un système concurrentiel sur la fonction de stockage.

Le second problème est lié au fait que les « organismes stockeurs » incluent dans leur mission d'entreprise le principe de stabilisation des marchés tel que décrit dans les articles 4 et 5 du décret du 23 novembre portant codification de la loi du 15 août 1936: « il est institué dans chaque département un Comité Départemental des céréales chargé d'émettre tous avis utiles sur les mesures intéressant la régularisation des cours ... les Comités décideront, s'il y a lieu, de provoquer et de faciliter la création de nouvelles coopératives de blé partout où le besoin s'en fera sentir ». Le principe de mutualisation du risque tel que défini dans les statuts de la coopérative agricole a donc été rapidement associé à la mission de l'organisme-stockeur. En conséquence, lors de la dérégulation du marché du colza en 1992 et de la baisse sensible du prix d'intervention sur le blé sur la période 1992-95, les organismes ont plutôt cherché à

² ONIDOL : Office National Interprofessionnel des Oléagineux

privilégier la mutualisation du risque, donc la méthode coopérative, au détriment de la technique de diversification du risque autorisée par la création de marchés à terme.

Ces remarques préalables sont nécessaires à la compréhension des comportements de prix sur le marché physique du colza, marché physique qui comporte le marché au comptant et le marché pour livraison différée.

1.2. Analyse du volume et de l'intérêt sur le contrat colza

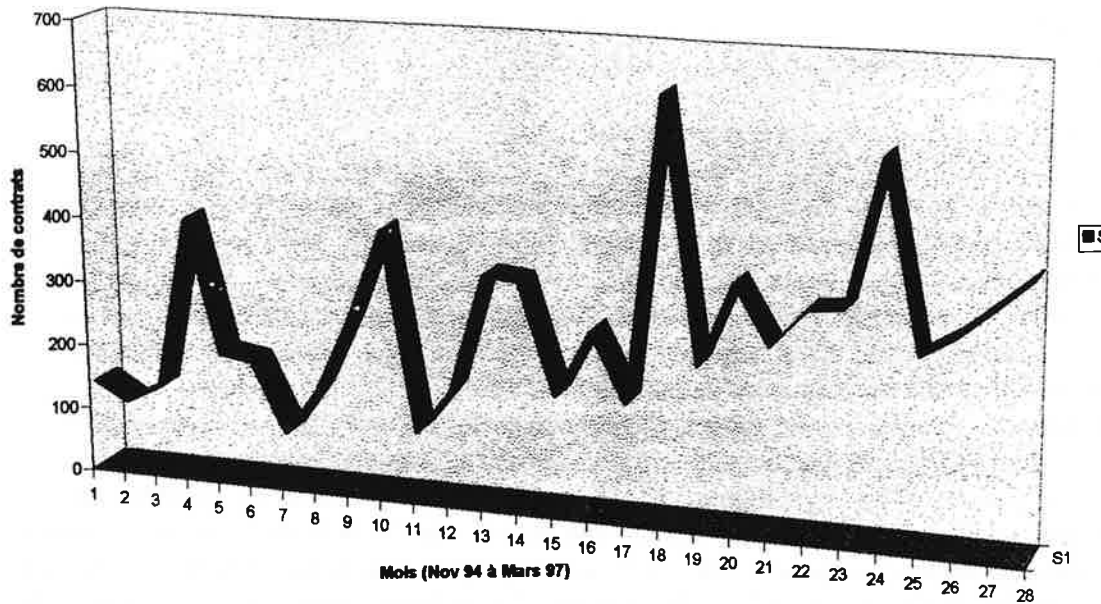
Fin 1997, le marché à terme du colza a fonctionné pendant trois ans sur quatre campagnes : échéances de février 95 et mai 95 sur la campagne 1994-95, août 95, novembre 95, février 96 et mai 96 sur la campagne 1995-96, août 96, novembre 96, février 97 et mai 97 sur la campagne 1996-97, enfin août 97 et novembre 97 pour les échéances livrées de la campagne 1997-98. Les échéances août 98 et novembre 98 permettent d'avoir une opinion de marché sur les conditions de marché du colza pour la campagne 1998-99.

A la fin de l'année 1996, le volume moyen par échéance est de l'ordre de 300 contrats pour un intérêt ouvert de 5.300 lots toutes échéances confondues. Les chiffres fournis par MATIF montrent que l'année 2 de fonctionnement a montré une progression du volume, mesuré comme le nombre de contrats échangés durant une séance, de 37 % et de la position ouverte de 152 % par rapport à la première année. Le 25 octobre 1996, le volume traité sur le colza sur les douze derniers mois atteint 3.221.900 tonnes. Ce volume correspond au double de production française (1.600.000 tonnes) et à la moitié de la production annuelle de l'Union Européenne (6.200.000 tonnes). Il est commun de penser qu'une liquidité suffisante d'un marché à terme correspond à deux ou trois fois l'offre physique de produit sur la zone de marché. Ce rapport est considéré comme nécessaire pour la définition du « juste prix » à terme et pour la minimisation des coûts de transaction et tout particulièrement le différentiel « cours acheteur/cours vendeur³ ». Ainsi, le volume du contrat colza du MATIF en année 2 peut-il être considéré comme insuffisant dans une analyse statique des chiffres.

Deux éléments permettent de modérer une conclusion rapide sur l'insuffisance de volume sur le contrat colza coté au MATIF. Tout d'abord, plus qu'à un niveau absolu de liquidité, les opérateurs sur le marché à terme sont intéressés par la dynamique de volume des échanges. La croissance quasiment permanente du volume de marché est dans la phase de lancement du contrat le critère le plus important. En effet, les opérateurs présents au marché peuvent penser que les coûts de transaction ne peuvent devenir plus importants qu'ils ne le sont à l'instant où ils rentrent sur le marché. Autrement dit, la liquidité appelle la liquidité. La figure 1 présente l'évolution du volume sur le contrat colza sur la période novembre 94 - mars 97.

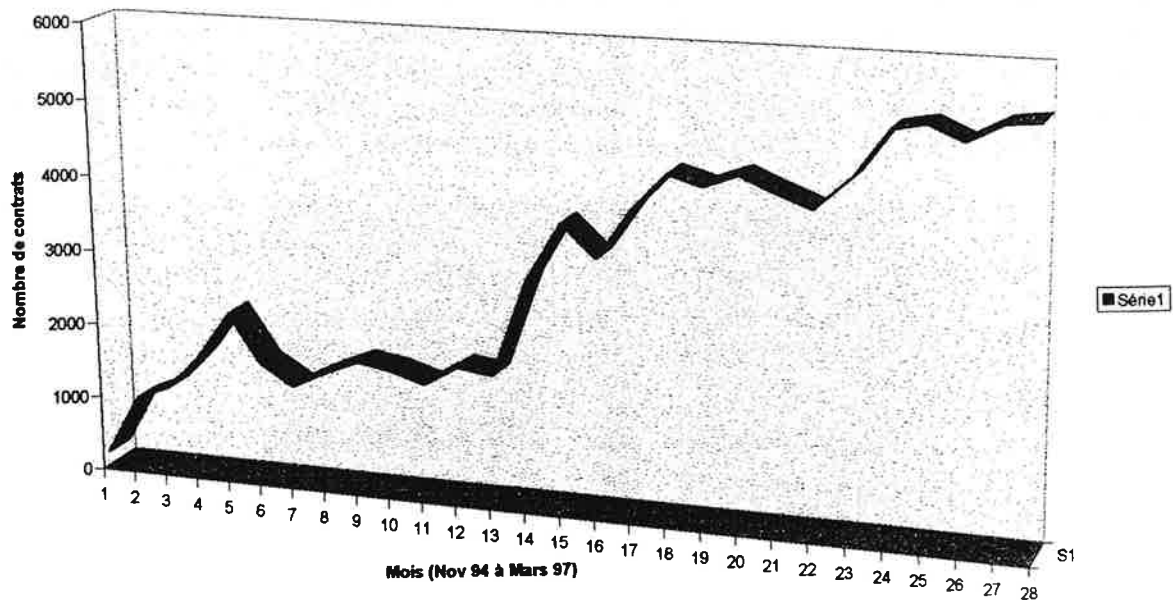
³ Le concept correspond au « bid-ask spread »

Figure 1 : Evolution du volume - contrat colza



La tendance apparaît à la hausse. Statistiquement, la droite de régression du volume V_t , exprimé en moyennes de dix jours de cotation par rapport au temps X_t , est estimée par $V_t = 169 + 2,10 X_t + \varepsilon_t$, dont les tests de Student, respectivement 7,34 et 2,71, montrent la significativité des coefficients estimés mais avec un R^2 égal à 0,13 soit très faible. La pente de la droite est faible, 0,2 contrat supplémentaire par jour sur la période. En fait la forte variabilité du volume sur le marché du colza est plutôt la caractéristique essentielle du contrat colza depuis sa création, ce qui peut d'ailleurs poser un problème aux opérateurs.

Figure 2 : Evolution de l'intérêt ouvert - colza



L'intérêt ouvert du marché montre une tendance évidente à la croissance comme le montre la figure 2. Statistiquement, l'évolution de l'intérêt ouvert IO_t ⁴ par rapport au temps X_t se modélise par une droite estimée à $IO_t = 603 + 85 X_t + \varepsilon_t$ dont les tests de Student, respectivement 4,05 et 17,08, montrent la significativité des coefficients estimés et dont le R^2 est élevé et égal à 0,85.

L'analyse de l'intérêt ouvert par échéance fournit de plus des informations complémentaires utiles à la compréhension du développement de marché. Tout d'abord, le contrat de février 95, la première échéance à livrer, n'a pas développé d'intérêt pour les opérateurs. Le maximum atteint par ce paramètre est de l'ordre de 250 contrats. Le contrat de mai 95 correspondant à la fin de campagne 1994-95 a culminé à 600 contrats avec une réduction lente pour atteindre 340 contrats à livrer à l'échéance. En fait les opérateurs ont porté rapidement leur intérêt sur la nouvelle campagne, à savoir la campagne 1995-96. Dès le mois de janvier 1995, c'est à dire deux mois après le lancement du marché, l'intérêt s'est porté sur l'échéance d'août 95. Cet intérêt peut paraître surprenant dans la mesure où traditionnellement les échéances de transition de campagne ne sont pas très actives sur les marchés en maturité. L'intérêt de novembre 95 n'a dépassé l'intérêt d'août 95 que quelques semaines avant la clôture d'août. Cette situation peut être liée aux modes de contractualisation entre les agriculteurs et les organismes-stockeurs. Les contrats à livraison différée des agriculteurs sont en général passés pour livraison à la récolte. Les acheteurs peuvent être ainsi amenés à couvrir leur risque spéculatif sur l'échéance la plus proche, c'est à dire août, surtout s'ils ne connaissent pas les perspectives d'évolution des bases, ce qui est le cas lors d'un lancement de nouveau contrat. Dans la même logique, l'intérêt des opérateurs sur les échéances février 96 et mai 96 se développe tardivement et s'effondre brutalement avant la clôture des cotations à l'échéance. Il semble que les opérateurs aient travaillé sur le marché à terme « à courte vue », c'est à dire en prenant des positions sur la première échéance de la campagne et en travaillant à court terme sur les échéances suivantes. Cette dynamique de l'intérêt des opérateurs est originale et son analyse doit être analysée quantitativement pour savoir s'il se développe une fonction d'apprentissage du marché liée à une analyse des bases.

La campagne 1996-97 voit également la prépondérance de l'échéance d'août 96 sur novembre. Cependant, l'intérêt de l'échéance de novembre 96 se développe beaucoup plus rapidement un an auparavant sur l'échéance de novembre 95. Il est donc possible de formuler l'hypothèse d'un début apprentissage des opérateurs sur le différentiel novembre-août, différentiel qui correspond à la première base utilisée sur les marchés à terme de produits agricoles saisonniers stockables. L'analyse quantitative du marché devra tester cette hypothèse.

Les intérêts sur les deux dernières échéances de la campagne 1996-97 présentent des profils individuels compatibles avec un fonctionnement normal de marché. Il faut cependant relever l'augmentation des pics à 2.500 contrats ce qui correspond au double d'intérêt par rapport aux échéances équivalentes de la campagne précédente.

La campagne 1997-98 est activée plus rapidement que les campagnes précédentes avec un intérêt qui se développe rapidement à près de 1.000 contrats dès le début du mois de novembre 1996. L'intérêt des campagnes 1995-96 et 1996-97 ne s'est développé qu'à partir de la fin de l'année précédente. En particulier, l'intérêt sur l'échéance d'août 96 ne s'est développé que fin novembre 1995 bien après les mises en culture. Par opposition, l'intérêt de l'échéance d'août 97 se développe dès le printemps 1996, c'est à dire avant la mise en culture. La taille de la

⁴ La variable IO_t est également une moyenne mobile sur 10 jours calculée sur la série originale de l'intérêt ouvert quotidien de marché.

position ouverte et la période du démarrage de l'intérêt des opérateurs tendrait à montrer l'apprentissage de la profession aux techniques de gestion du risque sur le marché à terme.

1.3. Représentativité du marché à terme du colza

Les places de marchés physiques et les marchés à terme forment des prix qui servent généralement de référence pour des transactions de gré à gré ainsi que pour la contractualisation suivant des produits dérivés de plus en plus complexes. Il se pose alors la question du « juste prix ». Le prix formé représente-t-il l'état instantané du marché ? Pour chercher à y répondre, il faut rappeler le concept de marché comme échantillon d'une population d'échanges sur la zone géographique d'offre/demande développé par Tomek (1980) qui permet de caractériser le caractère étroit du marché. La forte liquidité relative du marché de référence par rapport à la taille du marché physique est généralement une condition suffisante de formation du juste prix mais n'est pas une condition nécessaire.

La condition nécessaire correspond à la représentativité des transactions réalisées sur le marché de référence par rapport au marché physique. Autrement dit, les produits échangés d'une part et les opérateurs participant aux échanges d'autre part doivent être représentatifs des échanges réalisés sur le marché physique, tant dans la dimension de la qualité ou de la taille des transactions que dans la typologie et la taille des opérateurs.

Deux analyses peuvent être portées à cet égard, la première relative à la notion de qualité du sous-jacent et la seconde relative aux caractéristiques des opérateurs. Tout d'abord, il faut souligner une caractéristique essentielle du colza en tant que sous-jacent d'un contrat à terme. Il s'agit de la qualité même du produit, de sa méthode d'élicitation et des conséquences commerciales. Sur le marché physique, les graines de colza sont échangées sur description du type variété 00, de qualité saine, loyale et marchande, teneur en huile base 40 %, teneur en eau base 9 % et teneur en impuretés base 2 %. A la livraison, les graines sont échantillonnées et analysées de façon contradictoire si nécessaire. Elles sont alors payées sur la base du prix de base du contrat ajusté d'une bonification ou d'une réfaction correspondant à un écart mesuré de qualité. Le barème des écarts est défini au niveau interprofessionnel ainsi que les limites de qualité livrable. Grâce à ce mécanisme, il est évident que la première transaction à terme réalisée chaque jour est immédiatement représentative de l'ensemble des transactions réalisées sur le marché physique. Cette caractéristique permet au marché à terme du colza de former a priori un prix à terme qui tend vers le juste prix indépendamment du volume de marché. La situation du marché à terme du blé au MATIF est à cet égard totalement différente.

Pour ce qui concerne la représentativité des opérateurs et des tailles de transaction, l'analyse est plus difficile dans la mesure où l'information sur ces caractéristiques est limitée. Elle est d'abord limitée au MATIF pour des raisons de confidentialité réglementaire. Elle est également limitée au MATIF pour des raisons techniques dans la mesure où les opérateurs étrangers réels sont parfois occultés par des sociétés de courtage qui assument les risques de leurs clients. Mais surtout, l'information est limitée sur le marché physique car les négociations de gré à gré sont par définition privées et ne font pas l'objet d'une publicité particulière. Sur le marché à terme du colza à Paris, le nombre de donneurs d'ordre est supérieur à la centaine, dont 50 % en France, 30 % en Allemagne, 10 % au Royaume-Uni et 10 % d'autres pays dont le Canada et les Etats-Unis. La filière aval de l'activité colza est fortement représentée, c'est à dire l'industrie de trituration et le négoce international. Si les entreprises de collecte les plus importantes en France et en Allemagne sont présentes au marché, il est raisonnable de dire que la masse des entreprises moyennes de collecte reste à l'écart du marché. Des analyses ont été réalisées (de Montmarin 1996, Marie 1996, Taillandier 1995) qui soulignent les freins à l'utilisation du marché à terme comme outil de diversification du risque de marché; ceux-ci

recouvrent aussi bien des aspects fiscaux et juridiques pour les entreprises coopératives que des aspects managériaux et culturels.

Ainsi, une conclusion partielle peut-elle être développée sur l'aspect qualitatif du fonctionnement du marché à terme du colza à Paris après plus de deux ans d'activité. Le volume d'activité et l'intérêt ouvert des échéances n'a pas encore atteint le point communément jugé critique selon le critère des contrats en maturité. Cependant, dans une phase dite de lancement dont nul n'a jamais apprécié la durée « normale », la tendance d'évolution des deux critères, volume et intérêt ouvert, peut être estimée comme favorable au bon fonctionnement du marché.

II - Analyse du risque prix sur le marché du colza

Le risque de marché correspond aux fluctuations des prix à moyen et court terme correspondant respectivement à des stratégies commerciales de mise en marché ou d'achat de matières premières et à des décisions tactiques de court terme. La qualité des données concernant les prix est déterminante pour l'analyse. Pour cette étude, les prix sur le marché physique utilisés pour l'analyse proviennent de deux sociétés françaises de courtage fortement impliquées sur le marché physique du colza et sur le marché à terme. Il s'agit des sociétés Plantureux S.A. et INFOLEA. Les données sur le marché à terme, prix à terme, taux de change utilisés pour les cotations simultanées en Deutsche Mark, Franc Français et Dollar US, volume et open interest ont été fournis par le MATIF⁽⁵⁾.

2.1. Analyse de la volatilité du prix spot

La statistique utilisée pour l'analyse du risque de marché est la volatilité historique calculée sur 1, 3 et 6 mois, c'est à dire l'écart-type annualisé de la variable de rendement $R_t = \Delta P_t / P_t$. Les résultats présentés dans le tableau 1 montrent une volatilité de l'ordre de 16 à 17 % en moyenne, ce qui représente une volatilité minimale pour la création d'un contrat à terme. Le chiffre minimum évoqué est de l'ordre de 20 %. On observe une réduction significative au risque de 5 % de volatilité moyenne du prix spot avant et après la création du marché à terme du colza. Cependant, cette réduction peut être liée aussi bien aux conditions du marché qu'à la création du marché à terme.

Tableau 1 : Volatilité des prix spot du colza avant et après la création du marché à terme

Volatilité	1 mois		3 mois		6 mois	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Campagne 1992-93	14,4%	6,2	14,5	3,4	15,1	1,8
Campagne 1993-94	17,1	7,7	18,0	4,3	18,1	1,6
Campagne 1994-95	13,9	3,7	14,4	1,4	14,0	2,4
Campagne 1995-96	13,2	7,8	13,9	6,6	13,3	3,6
Campagne 1996-97	11,8	3,6	13,2	2,4	16,4	3,5

⁵ Nous tenons à remercier les sociétés MATIF S.A., Plantureux S.A. et INFOLEA pour leur collaboration dans le cadre de cette étude ainsi que la société SIGMA qui a reçu un étudiant en stage sur le sujet.

2.2. Analyse de la volatilité des prix à terme

Les volatilités 1 et 3 mois sont étudiées au pas unitaire pour des durées de trois mois précédant l'échéance (cinquante mesures de volatilité par échéance). Le dernier mois de cotation n'est pas retenu pour l'analyse dans la mesure où les règles du MATIF concernant les dépôts de garantie contractuels varient sensiblement sur cette période et incitent les opérateurs à quitter le marché. Le dernier mois de cotation d'une échéance fait fréquemment l'objet de *delivery games* qui induisent une volatilité accrue (Leuthold et al. 1992). Ainsi, la volatilité de l'échéance février 96 est analysée sur les mois octobre, novembre et décembre 1995. Les résultats sont présentés dans le tableau 2. Ils montrent que les volatilités sur les prix à terme sont du même ordre de grandeur que les volatilités sur le prix spot pour des périodes identiques. Le marché à terme ne réduit pas la volatilité du prix à terme, mais ne l'augmente pas non plus.

Tableau 2 : Volatilité des prix à terme

Volatilité	1 mois		3 mois	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Terme de Février 95	13,7	2,7	-	-
Terme de Mai 95	14,0	2,6	13,7	3,0
Terme d'Août 95	13,8	2,5	13,1	2,9
Terme de Novembre 95	14,1	2,7	14,6	3,1
Terme de Février 96	13,2	3,1	13,8	2,9
Terme de Mai 96	14,4	3,0	13,1	2,5
Terme d'Août 96	14,8	3,2	14,5	2,6
Terme de Novembre 96	14,5	3,4	14,6	3,0
Terme de Février 97	13,6	3,3	13,2	2,9
Terme de Mai 97	14,1	3,0	12,5	2,7
Terme d'Août 97	13,2	2,9	11,2	2,7
Terme de Novembre 97	12,8	2,5	10,4	2,6

2.3. Analyse de la volatilité de la base

L'intérêt de l'utilisation du marché à terme pour un professionnel réside dans la réduction du risque d'une position ouverte spot en physique en un risque de position couverte ou risque de base. Le premier risque est mesuré par la volatilité du prix spot tandis que le second est estimé par la volatilité du différentiel entre le prix à terme et le prix spot. La couverture de risque est considérée dans sa définition la plus simple et la plus utilisée, à savoir une position à terme inverse et de taille égale à la position en physique. On utilise ainsi le différentiel entre le prix à terme rapproché et le prix spot. Ce différentiel est souvent appelé « base » ou encore « prime ». Les valeurs des volatilités 1 et 3 mois de la base sont présentées dans le tableau 3.

Tableau 3 : Volatilité de la base pour le contrat colza

Volatilité	1 mois		3 mois	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Terme de Février 95	12,5 %	2,4	-	-
Terme de Mai 95	12,3	2,1	12,7	2,4
Terme d'Août 95	12,2 (*)	2,2	11,9	2,2
Terme de Novembre 95	13,4 (*)	2,3	10,6 (*)	2,8
Terme de Février 96	11,9	1,9	12,4	2,6
Terme de Mai 96	10,6 (*)	1,9	10,2 (*)	2,1
Terme d'Août 96	11,7 (*)	2,4	9,8 (*)	1,8
Terme de Novembre 96	12,8 (*)	2,2	10,2 (*)	2,0
Terme de Février 97	10,7 (*)	2,5	9,8 (*)	1,7
Terme de Mai 97	11,9 (*)	2,6	8,7 (*)	2,0
Terme d'Août 97	10,6 (*)	2,4	9,4 (*)	1,9
Terme de Novembre 97	9,8 (*)	2,1	9,3 (*)	1,8

(*) caractère significatif de la différence avec le prix à terme

Les résultats obtenus montrent une différence de volatilité moyenne significative entre la volatilité du prix à terme et celle de la base. Le tableau 3 laisse apparaître une réduction significative et stable depuis l'échéance de mai 96, soit un an et demi après le lancement du contrat. Ce premier résultat statistique laisse penser que les opérateurs ont mis plus d'une année à « apprendre » la base, c'est à dire raisonner la formation du prix spot en fonction du marché à terme pris comme référence. Ce premier résultat ne représente qu'une appréciation qui doit être confortée par l'étude de la causalité entre les séries de prix spot et à terme. De plus, la période de trois mois spécifiquement choisie pour l'analyse des volatilités est importante. En effet, des durées d'analyse plus longues font perdre le caractère significatif de la différence des volatilités. Il existe donc des relations complexes entre l'intérêt des opérateurs, la durée avant échéance du contrat et les réductions significatives de risque par couverture à terme de position physique qui devront être étudiées ultérieurement échéance par échéance.

III - Etude du comportement des prix sur les marchés physique et à terme du colza

L'étude quantitative du marché porte sur l'efficience informationnelle des prix à terme formés ainsi que sur le caractère directeur du marché à terme. Depuis la formalisation du concept d'efficience (Fama 1970), de nombreuses recherches ont été réalisées sur les marchés à terme en relation avec le développement très important de cette industrie à travers le monde. Les premiers résultats obtenus ont cependant fait l'objet de critiques récentes du fait des techniques utilisées, essentiellement des régressions qui omettaient la question de la stationnarité au premier et second degré des séries de prix étudiées.

3.1. Efficience informationnelle du marché

L'efficience du marché correspond à l'utilisation rationnelle de l'information disponible par les opérateurs. Si le marché à terme est considéré comme efficient, le prix formé correspond aux anticipations rationnelles des opérateurs informés et non-informés. Les tests d'efficience correspondent principalement à deux niveaux d'analyse, les tests d'efficience au sens faible qui étudient le comportement historique des prix et les tests de représentation du futur prix spot

par le prix à terme. Dans le premier cas, il est recherché toute information dans la série susceptible d'anticiper l'évolution du prix à terme. Par défaut de telle information, le comportement du prix à terme est une marche aléatoire indiquant une efficacité au sens faible du marché. Dans le second cas d'analyse, il est étudié la convergence des prix à terme et spot qui constitue le fondement du pouvoir de diversification du marché à terme.

Les tests d'efficacité au sens semi-fort comparent le pouvoir de prédiction du marché à terme est comparé au pouvoir de prédiction de modèles dynamiques de marché incorporant « toute l'information publique disponible à chaque instant ». Ce type d'analyse nécessite donc le développement d'un modèle dynamique de marché, modèle qui ne fait pas partie de l'objet de cette étude.

Comme le suggèrent Engle et Granger (1987), la procédure du test de Dickey et Fuller (1981) est utilisée pour détecter la présence ou non d'une racine unité dans le polynôme autorégressif des séries de prix Spot et Terme, et donc le caractère aléatoire des prix en séries originelles, avec ou sans tendance temporelle. Le test empirique de recherche de stationnarité par la méthode de la racine unité utilise les deux régressions :

$$(a) \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \cdot \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{avec constante})$$

$$(b) \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \alpha_2 \cdot t + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \cdot \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{avec constante et trend linéaire})$$

avec Δ l'opérateur première différence, Y_t représentant la série originale et j étant suffisamment important pour assurer que les résidus ε_t représentent un bruit blanc. Le test de Dickey-Fuller est le ratio de α_1 sur son écart-type. L'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unité est rejetée pour des valeurs de α_1 qui sont négatives et différentes de zéro de façon significative en utilisant les valeurs critiques fournies par Dickey-Fuller. L'hypothèse nulle est ainsi :

$$H_0^1: \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \cdot \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Sous cette hypothèse nulle, les séries Y_t incorporent une racine unité et doivent donc être traitées afin de l'éliminer. Le caractère significatif de la constante correspond à un processus générateur de données de type TS ou stationnaire en tendance. Sinon, il s'agit d'un processus générateur de données de type DS ou stationnaire en différence. Les tests utilisés sont le t-test sur le coefficient α_1 associé à Y_{t-1} dans les équations (a), (b), et les tests de rapport de vraisemblance (F-type) Φ_1 , Φ_2 et Φ_3 correspondant respectivement à $H_0^1: \alpha_0 = \alpha_1 = 0$ dans (a), $H_0^1: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ dans (b) et $H_0^2: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ dans (b). Sous l'hypothèse nulle, les distributions asymptotiques de ces tests ne sont pas standard. Les valeurs critiques ont été calculées par Fuller (1976) et Dickey-Fuller (1981).

Si la valeur absolue de la statistique calculée de Dickey-Fuller est inférieure ou égale à la valeur critique calculée, l'hypothèse nulle de racine unité est acceptée. Les valeurs calculées de la statistique ainsi que les valeurs critiques entre parenthèses sont présentées dans les tableaux 4 et 5 pour les séries originales Spot et Terme, dans les tableaux 6 et 7 pour les séries en première différence dSpot et dTerme.

Tableau 4 : Valeurs calculées des statistiques de Dickey-Fuller pour les séries originales de prix spot du colza et conclusions

Séries de prix originales						
Série Spot	τ^a	τ_μ^b	Φ_1	Φ_2	Φ_3	Conclusion
1993/94	-1,88	-0,63	1,97	3,71	5,46	NS
(Val.crit.)	(-2,57)	(-3,13)	(3,78)	(4,03)	(5,34)	
1994/Oct	0,91	-1,88	1,97	3,78	5,45	NS
Nov/1995	-0,94	-0,46	0,44	4,77	6,80	NS
1995/96	-1,86	-2,19	2,59	1,76	2,46	NS
1996-97	-1,96	-1,94	1,94	1,51	2,25	NS

Tableau 5 : Valeurs calculées des statistiques de Dickey-Fuller pour les séries originales de prix à terme du colza et conclusions

Séries de prix originales						
Série	τ^a	τ^b	Φ_1	Φ_2	Φ_3	Conclusion
02-95	+0,80	+0,50	2,22	1,77	2,07	NS
(Val. Crit.)	(-2,57)	(-3,13)	(3,78)	(4,03)	(5,34)	
05-95	-1,06	-2,77	0,59	2,93	4,35	NS
08-95	-1,72	-2,38	2,81	2,80	2,86	NS
11-95	-2,30	-2,48	3,46	2,60	3,11	NS
02-96	+0,25	-0,13	0,52	1,35	1,53	NS
05-96	-1,51	-2,29	1,16	1,93	2,88	NS
08-96	-0,38	-1,64	0,48	1,75	2,20	NS
11-96	-0,89	-2,04	0,91	1,75	2,10	NS
02-97	-2,11	-2,54	2,48	2,42	3,37	NS
05-97	-1,80	-1,24	1,93	1,27	1,61	NS
08-97	-1,51	-1,11	1,20	0,79	1,14	NS
11-97	-1,56	-1,65	1,23	1,01	1,51	NS
02-98	-1,51	-2,20	1,18	1,78	2,62	NS

Note : τ^a et τ^b sont les t-statistiques de α_1 dans (a) et (b). Les valeurs critiques de cette t-statistique sont proposées par Fuller (1976, p.373). Les valeurs critiques de Φ_1 , Φ_2 et Φ_3 sont proposées par Dickey-Fuller (1981, p.1063).

Tableau 6 : Valeurs calculées des statistiques de Dickey-Fuller pour la série de prix spot du colza en première différence et conclusions

Séries de prix en premières différences						
Série Spot	τ^a	τ^b	Φ_1	Φ_2	Φ_3	Conclusion
1993/94	-13,21	-4,91	12,04	10,31	15,45	S
(Val.crit.)	(-3,43)	(-3,43)	(3,78)	(4,03)	(5,34)	
1994/Oct	-6,79	-3,55	6,35	5,49	8,19	S
Nov/1995	-12,03	-4,21	8,89	5,89	8,81	S
1995/96	-10,86	-4,01	8,12	5,72	8,54	S
1996-97	-10,79	-3,81	7,29	4,81	7,21	S

Tableau 7 : Valeurs calculées des statistiques de Dickey-Fuller pour les séries de prix à terme du colza en première différence et conclusions

Séries de prix en premières différences						
Série	τ^a	τ^b	Φ_1	Φ_2	Φ_3	Conclusion
02-95	-2,19	-3,33	2,72	3,97	5,60	NS
(Val. Crit.)	(-2,57)	(-3,13)	(3,78)	(4,03)	(5,34)	
05-95	-0,65	-0,31	2,92	1,38	1,56	NS
08-95	-4,25	-4,22	8,99	5,95	8,92	S
11-95	-5,09	-5,05	12,99	8,57	12,85	S
02-96	-1,73	-1,80	1,98	2,43	3,45	NS
05-96	-4,09	-4,09	8,38	5,59	8,40	S
08-96	-4,34	-6,57	9,45	6,96	10,43	S
11-96	-4,95	4,92	12,24	8,09	12,13	S
02-97	-3,45	3,42	6,19	4,10	5,92	S
05-97	-3,07	-3,13	4,74	3,36	5,04	S
08-97	-2,95	-3,22	4,38	3,82	5,72	S
11-97	-3,31	-3,28	5,49	3,72	5,58	S
02-98	-3,07	-3,14	4,83	3,66	5,37	S

Au risque $\alpha = 0,05$, les séries de prix originales Spot et Terme présentent une racine unité dans leur polynômes autorégressifs. Les séries ne sont pas stationnaires. Par contre, les séries en premières différences, dSpot et dTerme sont toutes stationnaires sauf les séries à terme Février 95, Mai 95 et Février 96. Hormis ces séries, les séries originales sont donc intégrées d'ordre 1, ou encore I(1).

3.2. Etude de la causalité des prix spot et à terme

Granger (1969) à partir des travaux de Wiener (1956) a proposé une formalisation du concept de causalité dans le domaine de l'analyse des séries temporelles. Ce concept souvent appelé « causalité au sens de Granger » a suscité un grand intérêt car il permet d'étudier la dynamique de l'information au sein de modèles économiques.

Si $X = \{X_t; t \in Z\}$ est un processus stochastique vectoriel à valeurs dans R^k où X_t est partitionné en deux sous-vecteurs $X_{1,t}$ et $X_{2,t}$ de dimension respectivement $(k_1 \times 1)$ et $(k_2 \times 1)$, $k_1 + k_2 = k$. Si $I = \{I_t; t \in Z\}$ défini par un processus vectoriel de dimension m pour lequel, si on note par $I^s = \{I_t; s \geq 0\}$ l'information accumulée jusqu'à t inclus, on a $X_t^i \subseteq I^s$ pour $i = 1, 2$ si et seulement si $t \geq s$. Si l'on est capable de mieux prédire $X_{1,t+1}$ en utilisant le système d'information I^t qu'en utilisant I^s auquel on a retranché l'information $X_{2,t+1}$, alors on dit que X_2 cause X_1 (noté $X_2 \rightarrow X_1$) relativement au système d'information I . La négation de cette propriété, X_2 ne cause pas X_1 , est notée $X_2 \not\rightarrow X_1$. Enfin, une causalité instantanée de X_2 vers X_1 et de X_1 vers X_2 se note $X_1 \leftrightarrow X_2$.

Les études empiriques réalisées sur la causalité au sens de Granger supposent que les processus vectoriels sont stationnaires au second ordre. L'analyse initiale réalisée sur la stationnarité des séries et leur ordre d'intégration a été utilisée afin d'éviter les *spurious regressions* et obtenir des résultats crédibles.

Le test direct de Granger consiste à accepter ou rejeter l'hypothèse $H_0 : X_2$ ne cause pas X_1 par l'interprétation d'un F-test réalisé entre les deux équations avec et sans contrainte d'information :

$$X_{1,t} = \alpha + \beta.t + \sum a_k.X_{1,t-k} + \sum b_k.X_{2,t-k} + \varepsilon \quad \text{Eq. sans contrainte d'information}$$

$$X_{1,t} = \alpha' + \beta'.t + \sum a'_k.X_{1,t-k} + \varepsilon' \quad \text{Eq. avec contrainte d'information}$$

Sous l'hypothèse H_0 , la statistique F^g de réduction relative de somme des écarts au carré des résidus suit une distribution de Fisher, ce qui permet de tester pratiquement l'hypothèse H_0 dans un sens de la causalité potentielle puis dans l'autre. Les résultats de cette analyse sont fournis dans le tableau 9.

Tableau 9 : Caractère et sens de la causalité entre le prix à terme et le prix spot

Risque d'erreur 10 %	Code	Causalité de S vers F	Causalité de F vers S
Terme de Février 95	G95	S \emptyset F	F \emptyset S
Terme de Mai 95	K95	S \emptyset F	F \rightarrow S
Terme d'Août 95	Q95	S \emptyset F	F \emptyset S
Terme de Novembre 95	X95	S \emptyset F	F \emptyset S
Terme de Février 96	G96	S \emptyset F	F \emptyset S
Terme de Mai 96	K96	S \emptyset F	F \rightarrow S
Terme d'Août 96	Q96	S \emptyset F	F \rightarrow S
Terme de Novembre 96	X96	S \emptyset F	F \rightarrow S
Terme de Février 97	G97	S \emptyset F	F \emptyset S
Terme de Mai 97	K97	S \emptyset F	F \rightarrow S
Terme d'Août 97	Q97	S \emptyset F	F \leftrightarrow S

Les résultats obtenus montrent l'absence de causalité au sens de Granger pratiquement jusqu'à l'échéance de Mai 96 à l'exception de l'échéance de Mai 95. Les échéances postérieures à Mai 96 montrent au contraire un sens de causalité constamment orienté du prix à terme F vers le prix spot S. Les deux exceptions sur la période concernent d'abord une absence de causalité pour l'échéance de Février 97 et une causalité instantanée pour l'échéance d'Août 97.

Si la théorie des marchés à terme et de leur utilisation implique une causalité du prix à terme vers le prix spot, il est possible de conclure de cette analyse à une mise en place progressive d'une causalité satisfaisante par rapport au bon fonctionnement du marché. Une période tout juste inférieure à deux ans a été nécessaire pour mettre en place une causalité qui confère au marché à terme le rôle directeur qu'il doit jouer par nature sur les marchés.

III - Analyse du potentiel de diversification du risque

La diversification statique du risque dans le cadre d'un portefeuille de contrats est fondée sur la corrélation des prix spot et à terme tandis que la diversification dynamique est liée aux corrélations de prix entre les diverses échéances du marché. Le premier intérêt pour un opérateur à utiliser le contrat à terme comme couverture de risque consiste donc à estimer les corrélations entre les différentes séries de prix. Une approche plus récente consiste à étudier la cointégration des séries et à estimer les modèles à correction d'erreur qui peuvent être identifiés.

3.1. Etude des corrélations de prix sur le marché du colza

Compte tenu de l'analyse qualitative réalisée en première partie, la corrélation de prix entre les prix spot et le prix à terme le plus rapproché est calculée sur trois mois commençant quatre mois et finissant un mois avant la clôture des transactions. Ainsi, la corrélation Spot/Mai95 est calculée sur la période de trois mois janvier-février-mars 1995. La première colonne du tableau 8 indique les corrélations calculées. Les corrélations de spreads rapprochés ou éloignés sont également calculées sur une période de trois mois choisie de façon similaire. Ainsi le spread Août95/Nov 95 et autres spreads d'Août95 sont-ils calculés sur la période avril-mai-juin 1995.

Tableau 8 : Corrélations de prix sur le marché spot et à terme du colza

	Spot	Fév 95	Mai 95	Août95	Nov95	Fév 96	Mai 96	Août96	Nov96	Fév 97
Spot	1									
Février 95	0,70	1								
Mai 95	0,87	0,56	1							
Août 95	0,96	0,71	0,79	1						
Nov 95	0,92	0,73	0,71	0,97	1					
Février 96	0,87	0,73	0,64	0,94	0,98	1				
Mai 96	0,90	0,65	0,55	0,93	0,96	0,98	1			
Août 96	0,93	0,61	0,48	0,73	0,77	0,80	0,97	1		
Nov 96	0,86	0,55	0,44	0,71	0,75	0,78	0,98	0,98	1	
Février 97	0,89	0,57	0,45	0,74	0,75	0,79	0,96	0,97	0,98	1

L'analyse des corrélations apporte des indications sur l'aptitude du marché à couvrir les risques des opérateurs en physique. Le tableau 8 indique d'abord que le prix spot est fortement corrélé avec la première échéance cotée sur le marché à terme puisque dès l'échéance de Mai 95, la corrélation du prix spot et du prix à terme rapproché est supérieure à 0,85. Bien sûr, le prix spot utilisé correspond à l'un des lieux de livraison du marché à terme, ce qui correspond sans doute au maximum de corrélation possible. Une étude des corrélations utilisant des prix spot pour différentes zones de production du colza en France serait intéressante à réaliser en complément. Un problème de disponibilité et de fiabilité des données peut limiter la capacité à réaliser cette étude cependant.

On observe également que les spreads entre contrats à terme sont relativement conformes aux hypothèses classiques sur les marchés, à savoir une réduction progressive de la valeur des coefficients de corrélation en fonction de la distance à l'échéance et décrochage annuel entre deux campagnes. Par exemple, les spreads de Mai 95 par rapport à la campagne 1995-96 sont-ils décroissants de 0,79 à 0,55 et également décroissants par rapport à la campagne 1996-97 mais pour des valeurs allant de 0,48 à 0,45.

Du point de vue de la couverture de risque de l'opérateur, on peut en conclure que suivant la période de l'année, il peut couvrir son risque avec efficacité sur une échéance distante de trois à huit mois. La période la plus courte, trois mois, correspond au printemps par rapport à la nouvelle campagne. La période la plus longue correspond à l'automne pour une couverture sur la période de stockage de la campagne en cours. Cette situation se reproduit aussi bien pour la campagne 1995-96 que 1996-97.

En termes de capacité à utiliser le marché à terme comme outil de couverture, les résultats obtenus indiquent une capacité encore insuffisante de couverture avant récolte. Le marché ne présente d'intérêt qu'à court terme. Par contre, la possibilité de couvrir son risque de valeur de stockage semble d'ores et déjà acquise. Cette analyse reflète sans doute les éléments qualitatifs présentés en première partie. Compte tenu d'une faible implication du secteur négoce et coopérative qui ne travaille pas la position à risque des agriculteurs par l'azotechnique

de la diversification, les décisions de couverture de la production de colza en cours ne sont pas prises très longtemps avant la récolte. Le marché à terme ne devient actif et donc utile à bon escient que quelques mois avant la récolte. Cette situation que l'on pourrait qualifier de jeunesse devra être étudiée à nouveau dans les prochaines années.

3.2. Etude de la cointégration des prix sur le marché du colza

La cointégration des séries de prix spot et de prix à terme identifie une relation à long terme entre deux séries temporelles. L'identification de cette relation est utilisée pour étudier l'unicité de prix sur un marché au niveau de l'espace ou de la qualité (Ardeni 1989, Goodwin et Schroeder 1991). Cette technique permet également d'étudier le comportement de la base, définie comme la différence entre le prix à terme et le prix spot (Koontz et al. 1992). L'existence d'une relation à long terme entre les deux séries, donc du comportement de la base dans le temps, est nécessaire pour la couverture de risque sur le marché à terme. Il s'agit donc d'une forme d'unicité de prix dans le temps. La cointégration de séries temporelles est une analyse développée par Engle et Granger (1987). Deux séries ou plus sont dites cointégrées au sens de Engle et Granger si chaque série est intégrée d'ordre 1 et si la combinaison linéaire de ces séries est stationnaire. Le test empirique de cointégration utilise les régressions avec et sans tendance $y_t - \alpha - \beta \cdot x_t = \varepsilon_t$ $y_t - \alpha' - \beta' \cdot x_t - \delta \cdot t = \varepsilon'_t$ et . Le test de cointégration des séries correspond à un test de stationnarité sur la série des résidus ε_t .

L'étude est réalisée sur le prix à terme et le prix spot. Les séries de prix à terme utilisées correspondent aux échéances dont l'intérêt ouvert et le volume sont les plus importants par campagne. De plus, l'analyse de la cointégration est réalisée sur trois mois, dans les conditions de choix de période utilisées auparavant dans cette étude.

L'échéance d'Août 95 correspond de plus à la première échéance où les deux séries sont intégrées d'ordre 1. Les séries ultérieures sont également intégrées d'ordre 1.

$$\text{Août95} = 631 + 0,53 \cdot \text{Spot} + \varepsilon_{1,t} \quad R^2 = 0,40$$

(4,6) (5,2)

$$\text{Août96} = 241 + 0,89 \cdot \text{Spot} + \varepsilon_{2,t} \quad R^2 = 0,92$$

(4,9) (23,4)

$$\text{Août97} = 118 + 0,85 \cdot \text{Spot} + \varepsilon_{3,t} \quad R^2 = 0,91$$

(1,7) (19,7)

Tableau 5 : Valeurs calculées de la statistique de Dickey-Fuller pour les séries $\varepsilon_{i,t}$ et conclusion

Série Terme / Spot	DF calculé sur $\varepsilon_{i,t}$	DF calculé	Conclusion
Août 95	- 2,63	- 3,50	NCO
Août 96	- 3,71	- 3,50	CO
Août 97	- 3,96	- 3,50	CO

Les résultats de cette analyse montrent que la cointégration des séries intégrées d'ordre n'existe pas pour les deux premières campagnes 1994-95 et 1995-96 mais qu'elle apparaît lors de la campagne 1996-97 et se confirme pour la campagne 1997-98. Cette analyse renforce l'idée selon laquelle le comportement des prix sur le marché à terme du colza au MATIF à Paris serait en accord avec la théorie des marchés à terme formulée dès les années cinquante (Working 1953) après environ un an et demi de fonctionnement.

3.3. Etude du processus d'ajustement des prix

Cette approche est fondée sur la recherche de l'effet d'information sur la variation du prix à terme et du prix spot. Le test de Garbade et Silber détermine la prééminence du marché à terme sur le marché spot (ou réciproquement) en termes de traitement du flux d'information sur les conditions d'offre et de demande du marché. Le comportement de prix est modélisé selon la formule suivante :

$$\begin{bmatrix} S_t \\ F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_p \\ \alpha_f \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 - \beta_p & \beta_p \\ \beta_f & 1 - \beta_f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t-1} \\ F_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix}$$

avec S_t et F_t les logarithmes des prix spot et à terme. Les termes α_p et α_f permettent de prendre en compte les différentiels systématiques liés aux lieux de définition des prix spot et à terme. Les coefficients β_p et β_f reflètent l'influence du prix antérieur au pas 1 d'un marché sur le prix instantané de l'autre marché. Comme les prix spot et à terme correspondent au même produit, les coefficients β_p et β_f doivent être positifs. Le ratio $\beta_p/(\beta_p + \beta_f)$ peut être utilisé afin d'étudier la relation de découverte de prix entre les deux marchés. En effet, si ce ratio est égal à l'unité (c'est à dire, si $\beta_f = 0$), il y a convergence des prix spot et à terme par rapprochement du prix spot vers le prix à terme. Le marché spot peut alors être considéré comme un marché satellite du marché à terme. Si le ratio $\beta_p/(\beta_p + \beta_f)$ est égal à zéro (c'est à dire, si $\beta_p = 0$), alors le prix à terme s'ajuste sur le prix spot. Le marché à terme peut être considéré alors comme un satellite du marché spot. Les valeurs intermédiaires du ratio considéré reflètent une situation d'ajustement mutuel des marchés avec des effets rétroactifs d'un marché sur l'autre.

L'équation primitive peut être résolue en $(F_t - S_t)$ selon la nouvelle équation :

$$(F_t - S_t) = \alpha + \delta.(F_{t-1} - S_{t-1}) + \varepsilon_t$$

avec $\alpha = \alpha_f - \alpha_p$, $\delta = 1 - \beta_f + \beta_p$ et $\varepsilon_t = u_t - v_t$. Le paramètre δ peut être interprété comme une vitesse de convergence entre les prix spot et à terme. Si δ est petit, une relative petite différence entre les prix à terme et spot en période t-1 persiste en période t, ce qui entraîne une convergence rapide des deux prix, et réciproquement. Les estimateurs des coefficients sont présentés dans le tableau 6.

Tableau 6 : Coefficients estimés selon l'approche de Garbade et Silber

Série Terme / Spot	β_p	β_f	$\beta_p/(\beta_p + \beta_f)$	δ
Août 95	0,431 (0,57)	0,027 (0,69)	0,63	0,15 (0,43)
Août 96	0,107 (1,18)	0,218 (2,40)	0,39	0,40 (4,10)
Août 97				

Conclusion

La réforme de la Politique Agricole Commune en 1992 a conduit à la création du contrat colza au MATIF à la demande de l'interprofession ONIDOL. En effet, le besoin de prix de référence devenait indispensable dans un contexte de marché concurrentiel. Les opérateurs confrontés à une gestion du risque de prix ont participé à la création du nouveau marché, et particulièrement les opérateurs « spécialisés » sur ce marché, à savoir les négociants internationaux et les utilisateurs. Les opérateurs non spécialisés ou moins spécialisés comme les organismes stockeurs, qu'ils soient privés ou coopératifs, et les agriculteurs ont pour l'instant moins participé quantitativement compte tenu de leur nombre et de la taille de leurs positions. Deux facteurs peuvent expliquer cette situation. Tout d'abord, ces opérateurs disposent de moyens de gestion de risque « naturels » comme la diversification produit, « techniques » comme la mutualisation du risque par les coopératives et enfin « politiques » comme les aides directes aux agriculteurs.

L'étude réalisée montre que le marché à terme du colza a fonctionné de façon satisfaisante au MATIF dès la deuxième année d'existence même si les volumes apparaissent encore insuffisants. Il apparaît une forme d'apprentissage du différentiel prix à terme/prix spot, communément appelé base ou encore prime.

Le premier résultat obtenu montre que la création du contrat à terme au MATIF n'a pas réduit la volatilité du prix spot mais ne l'a pas augmenté non plus. Par contre, la volatilité de l'écart prix à terme/prix spot est réduite de façon significative par rapport au niveau de volatilité du prix à terme ou du prix spot dès le début de la campagne 1995, soit un an après la création du marché.

Le comportement relatif des prix spot et à terme apparaît conforme à la théorie des marchés après un an et demi à deux ans de fonctionnement. Tout d'abord, le prix du colza défini sur le marché à terme ne montre pas d'inefficience au sens faible. Autrement dit, les tests de marche aléatoire du prix sur les périodes d'intérêt ouvert supérieurs à 400 contrats sont positifs. Ensuite, le prix du contrat à terme sur le colza est devenu le prix directeur du marché physique après deux années de fonctionnement. Les analyses de causalité selon Granger montrent combien le marché physique réagit instantanément ou de façon différée aux mouvements de prix du contrat à terme. L'analyse de la causalité est corroborée par l'étude de l'ajustement mutuel des prix selon Garbade et Silber, tant dans le sens de l'ajustement informationnel que de la vitesse d'ajustement.

Cette situation tout à fait normale sur les marchés concurrentiels doit être nuancée par le choix des contrats de référence par les opérateurs. En effet, il apparaît à l'étude du potentiel de diversification du risque que les contrats avant récolte n'ont qu'intérêt maximum de trois mois tandis que les contrats post-récolte peuvent être utilisés sur six à neuf mois. Cette analyse de la situation depuis trois ans de fonctionnement démontre une faiblesse d'analyse des opérateurs, sans doute des vendeurs. Le développement espéré de la participation des vendeurs en physique devrait permettre de réduire cette forme d'inefficacité.

Le marché à terme du colza au MATIF peut être considéré comme un succès économique au crédit des institutions qui l'ont conçu et supporté, mais aussi pour les opérateurs qui l'animent quotidiennement. Si le caractère quantitatif semble encore insuffisamment développé, les résultats qualitatifs obtenus sont néanmoins conformes à la théorie des marchés efficients. Il est possible de penser que le contrat blé au MATIF sera déterminant pour l'avenir du contrat colza par l'ampleur de son intérêt potentiel pour les opérateurs français et européens. Les termes du contrat lancé en juillet 1996 ainsi que les conditions générales du marché, tant sur le marché intérieur européen que sur le marché mondial, n'étaient pas porteurs de succès immédiats. La rénovation du contrat blé du MATIF prévu en février 1998 ainsi que l'évolution annoncée des instruments de politique agricole au sein de l'Union Européenne devraient favoriser le développement d'une liquidité minimale pour le contrat. L'apprentissage réalisé à l'occasion du marché du colza au MATIF aura alors un impact déterminant pour la place de marché de Paris et pour les opérateurs français et européens.

Bibliographie

Ardeni P.G. 1989, « Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices », *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71 p. 661-69

Cordier J. 1996, « Les marchés dérivés de produits agricoles - Présentation et perspectives de développement dans l'Union Européenne », *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n° 41, p. 6-38

Dickey D.A. et W.A. Fuller 1981, « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, Vol. 49 p. 1057-1072

Engle et Granger 1987, « Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing » *Econometrica*, Vol. 55 p. 251-276

Fama E. 1970, « Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works », *Journal of Finance*, Vol. 25, p. 383-417

Fuller W. 1976, « Introduction to Statistical Time Series », Wiley, New York

Garbade K. et Silber W. 1983, « Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, p. 289-297

Goodwin B.K. et T.C. Schroeder 1991, « Cointegration tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets », *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 2 p. 452-464

Koontz S.R., P. Garcia et M.A. Hudson 1992, « Dominant-Satellite Relationships Between Live Cattle Cash and Futures Market », *Journal of Futures Markets* Vol. p.

Leuthold R., Junkus J. et Cordier J., « The theory and practice of futures markets », Lexington books, D.C. Heath Co., Lexington, 1991, 408 p.

Marie J.D. 1996, « L'attitude des Organismes-Stockeurs coopératifs face au MATIF », Document de travail MATIF SA, Paris, 23 p.

Markowitz H. 1959, « Portfolio Selection », Journal of Finance, Vol. 7, p. 77-91

Montmarin (de) M.E. 1996, « Le lancement du contrat à terme sur le blé au MATIF », Mémoire de DAA « Economie et Gestion », Ecole Nationale Supérieure Agronomique, Rennes, 53 p.

Savre 1990, « Développement de contrats à terme au MATIF », Mémoire de Master IGIA, Institut de Gestion International Agro-Alimentaire, Cergy-Pontoise, 62 p.

Taillandier L. 1995, « L'évolution du cadre législatif, réglementaire, économique et perspectives de développement des marchés à terme de marchandises en France », Mémoire de DESS « Banques et Finances », Université de Paris V, René Descartes, 70 p.

Tomek W.G. 1980, « Price Behavior on a Declining Terminal Market », American Journal of Agricultural Economics, Vol. 62, n°3, p.434-44

Working H. 1953, « Hedging Reconsidered », Journal of Farm Economics, Vol. 35, p. 544-561

-oOOo-

