

DÉCLIN D'UN MARCHÉ À TERME

L'EXEMPLE DU CAFÉ ET DU CACAO À PARIS

G. GALLAIS-HAMONNO, M. DIARRA, R. NJIKI *

RESPECTIVEMENT PROFESSEUR ET DOCTORANTS, INSTITUT ORLÉANAIS DE FINANCE

Des trois fonctions économiques reconnues aux marchés à terme (transfert du risque de prix, information sur les prix futurs et stabilisation du prix comptant), la fonction d'assurance contre les fluctuations de prix est certainement la plus importante. En fait, elle constitue la condition nécessaire à l'existence et à la survie d'un marché à terme. L'histoire est maintenant longue des contrats qui n'ont vécu que quelques mois parce qu'ils n'avaient pas réussi à convaincre les professionnels de les utiliser comme instruments de couverture. Ceci est d'ailleurs déjà arrivé sur le MATIF, malgré sa jeunesse, avec le contrat « Bons du Trésor » : ses promoteurs n'avaient pas fait attention au fait que le taux de court terme utilisé par les trésoriers des banques et des grandes entreprises n'est pas celui des Bons du Trésor mais le PIBOR. La conséquence ne s'est pas faite attendre : en moins de six mois le contrat Bons du Trésor a été remplacé par le contrat PIBOR !

On sait, d'autre part, que l'ancienne « Bourse de Commerce » de Paris a été reprise par le MATIF. Dorénavant, à l'instar de Chicago et New York, le MATIF assure la cotation des contrats à terme tant financiers (*futures*) que sur matières premières (*commodities*). Pourtant deux de ces derniers contrats semblent être sur la voie de la disparition : les transactions annuelles sont tombées entre 1984 et 1989 de 14 163 lots à 2 761 lots pour le café et de 39 169 lots à 167 (!) pour le cacao, soit une chute de 30 % et de 99 % respectivement¹. Bien qu'en théorie toutes les échéances sont cotées, les

171

* Les premières versions de ce texte ont été présentées aux Journées du Gréco « Monnaie et Financement » à Caen (mai 1991) et aux Journées de l'AFFI (décembre 1991) et ont bénéficié des commentaires critiques des participants. Une mention spéciale doit être faite au professeur Louborgé (Genève) que nous remercions sincèrement.

¹ Il subsiste pourtant quelques positions ouvertes.

rare transactions portent sur la seconde échéance. Evidemment les professionnels existent toujours, mais ils vont se couvrir à Londres pour le cacao et à New York pour le café ².

Le tableau 1 décrit les caractéristiques techniques de ces deux contrats. L'objectif de cette recherche est de vérifier si la cause fondamentale de ce déclin ne réside pas en l'incapacité progressive de ces deux marchés à permettre aux professionnels de s'y couvrir efficacement.

Tableau 1

CARACTÉRISTIQUES DES CONTRATS PARISIENS

	Café	Cacao
Montant du contrat :	5 tonnes métriques	10 tonnes métriques
<i>Cotation</i>		
Unité de poids	100 kg (CAF)	100 kg (CAF)
Fluctuation minimale	1 FF	0,50 FF
Modalité	Criée	Criée
Localisation	Paris et Le Havre en duplex	Paris
Horaires	10 h 15 - 12 h 00 15 h 15 - 17 h 20	10 h 30 - 13 h 00 15 h 30 - 17 h 55
Echéances	Janvier, mars, mai, juillet, septembre, novembre	Mars, mai, juillet, septembre, décembre
Durée maximale	14 mois	18 mois
<i>Filière</i>		
Base du contrat	Café Robusta Grade 2 de Côte-d'Ivoire. Décote ou surcote pour les autres qualités et les autres origines.	Qualité « Good Fermented » de Côte-d'Ivoire, Cameroun et Madagascar. Décote ou surcote pour les autres qualités et les autres origines.
Ports de livraison	Marseille, Bordeaux, Le Havre, Rotterdam, Trieste, Anvers	Dunkerque et Amsterdam

² Comme le contrat de base est à Londres, le cacao du Ghana (surcoté par rapport au cacao de Côte-d'Ivoire) et le café Arabica à New York, il s'agit techniquement d'opérations de « couverture croisée ».

Panorama de la littérature

Au départ, la théorie appelée aujourd'hui « théorie traditionnelle » généralise la pratique des marchés : afin d'être complètement assuré contre les fluctuations de prix, un professionnel doit couvrir à 100 % ses opérations « physiques » par des opérations à terme de sens contraire. Ce comportement de couverture à 100 % est souvent appelé « comportement naïf ». On remarquera que cette couverture ne sera pleinement efficace que si la base se trouve être identique aux moments de l'initiation et de la clôture de l'opération de couverture ; ce qui ne sera le cas que de façon inattendue et aléatoire.

Le modèle standard de couverture optimale d'Ederington

Working (1962) présente le *hedger* comme quelqu'un qui veut s'assurer mais qui, également, effectue des anticipations sur l'évolution du marché. En conséquence, il se couvrira quand il prévoiera une variation des prix « négative » par rapport à ses opérations au comptant (baisse s'il est vendeur, hausse s'il est acheteur) et ne se couvrira pas si ses anticipations sont « positives ». D'où un comportement de « tout ou rien » : soit ses stocks seront couverts à 100 %, soit à 0 %³.

La théorie du portefeuille va concilier ces deux conceptions en montrant qu'il existe un taux optimal de couverture permettant de minimiser la variance d'un portefeuille composé du physique et des contrats à terme qui le couvrent. En effet, sur la base des travaux de Johnson (1960) et de Stein (1961), Ederington a effectué une démonstration (donnée en annexe) qui est devenue le modèle standard d'analyse de l'efficacité de la couverture.

Les deux idées de base du modèle sont les suivantes.

D'une part, la position au comptant est considérée comme fixe car elle est déterminée par l'activité productrice ou commerciale du professionnel. C'est cette qualité qu'il souhaite couvrir et le problème est seulement de savoir s'il doit couvrir ce stock à 100 % ou bien pour un pourcentage différent de 100 %.

D'autre part, on raisonne sur des qualités en valeur absolue et non pas en valeur relative pour la même raison et contrairement à l'habitude dans le cas des actifs financiers.

Ederington utilise les instruments usuels de la théorie du portefeuille en traitant les cours au comptant (S) et les cours à terme (F) comme des variables aléatoires. Et après différentes manipulations (*cf. annexe*) aboutit à trois résultats conjoints :

³ Il faut remarquer que les professionnels parisiens responsables de sociétés de négoce centenaires récusent absolument cette théorie en l'assimilant à un comportement implicite de spéculation ; ils déclarent avoir un comportement de couverture « naïf ».

1. Le coefficient de couverture « optimal », c'est-à-dire celui qui minimise le risque total du portefeuille couvert (stock physique plus vente de contrats à terme) est égal à :

$$b^* = \frac{\text{Covariance } (\Delta S, \Delta F)}{\text{Variance } (\Delta F)}$$

où ΔS et ΔF sont les variations absolues des cours comptants et à terme.

2. Ce coefficient optimal peut être estimé par la régression des moindres carrés suivante :

$$\Delta S_t = \alpha + \beta (\Delta F_t) + \varepsilon_t$$

On comprend le succès d'Ederington et pourquoi son modèle est devenu le « standard » car il s'agit d'une régression usuelle et très simple.

3. En outre, Ederington propose de mesurer l'efficacité de la couverture par le pourcentage de réduction de la variance du portefeuille optimalement couvert par rapport à la variance du portefeuille non couvert. Ce qui conduit à mesurer cette efficacité tout simplement par le R^2 (coefficient de détermination) de la régression !

Les utilisations du modèle standard et ses extensions

L'élégance théorique et sa simplicité empirique expliquent le succès de la méthode proposée par Ederington, puisqu'on peut estimer à une bonne quinzaine les travaux qui l'ont pris pour base. Le tableau 2 synthétise ces recherches qui ont porté soit sur les contrats de taux d'intérêt (a), soit sur les devises (b), soit sur les indices boursiers (c), soit sur les matières premières (d) — ces dernières étant réduites à la portion congrue. Fondamentalement ces études mesurent l'efficacité des opérations de couverture selon deux caractéristiques : la durée de l'opération de couverture, selon l'échéance plus ou moins éloignée du contrat utilisé. La réponse quasi unanime est que l'efficacité croît avec la durée de couverture et le rapprochement de l'échéance (en raison de l'amélioration de la liquidité des contrats).

LE DÉCLIN D'UN MARCHÉ À TERME

Tableau 2

Auteur	Contrat	Durées de couverture	R ² obtenus	Remarques
a/ Ederington 1979	GNMA 8 % Bons du Trésor 90 j. Blé, maïs Mars 76-Déc. 77	2 semaines	27 à 66 %	Utilise des moyennes hebdomadaires
		4 semaines	72,5 à 92 %	
Frankle 1980	Bons du Trésor 90 j. Mars 76-Déc. 77	4 semaines	68 %	Cours du vendredi au vendredi
		4 semaines		
Cicchetti, Dale et Vignola 1981	GNMA 8 % Bons du Trésor 90 j. Blé, maïs Mars 76-Déc. 77	2 semaines	75 %	Distinction dans les variations de prix, l'accumulation du dividende et l'effet du taux d'intérêt
		4 semaines	88 %	
Hill, Liro et Schneeweis 1983	GNMA 8 %	5 à 8 semaines	86 %	
Kuberek et Pefley 1983	Obligations AAA-AA des entreprises couvertes par Treasury Bonds		79 à 82 % croissant avec le rapprochement de l'échéance	
b/ Dale 1981	£, DM, Yen	2 à 4 semaines	97 %	Surévaluation des R ² par utilisation du niveau de prix et non des variations
Hill et Schneeweis 1982	£, DM, Yen	2 à 4 semaines	45 à 53 %	
Grammatikos et Saunders 1983	£, DM, FS Can \$, Yen Janv. 74-Juin 80	1 à 4 semaines	84 à 94 %	Utilisation de données glissantes. Analyse de la stabilité dans le temps du b*
c/ Figlewski 1984	5 indices boursiers Juin 82-Sept. 83	1 semaine sur contrat rapproché	38 à 75,7 %	
Monsigny 1991	Indice CAC 40 Portefeuille des 15 actions les plus importantes de l'indice CAC 40 couvert par ce dernier Nov. 88 à mai 90	1, 2 et 3 semaines	85 à 97 %	
d/ Da Silva 1990	Huile de palme	1, 2, 3 et 4 semaines	71 à 95 %	

Nonobstant les problèmes méthodologiques liés aux données et à leur utilisation, les coefficients de détermination obtenus sont généralement élevés et parfois excellents. Les quelques tentatives de mesure de l'efficacité de couvertures croisées (Kuberek et Pefley, 1983 ; Figlewski, 1984 ; Monsigny, 1991) donnent des résultats assez élevés, indiquant une efficacité plutôt supérieure à celle que l'on aurait pu attendre.

Les extensions les plus prometteuses paraissent être les suivantes :

Dans la mesure où les opérations de couverture par contrats à terme mais surtout par vente d'options tronquent la distribution attendue des rentabilités, il devient difficile, voire héroïque, d'utiliser une méthodologie fondée sur la normalité de cette distribution. C'est pourquoi Cheung, Kwan et Yip (1990) utilisent le modèle « moyenne-Gini » (fondé sur les règles de la dominance stochastique). Ces auteurs travaillent sur les données quotidiennes des cinq principales devises pendant 15 mois. Les résultats obtenus concluent à la robustesse de la méthode moyenne-variance.

Overdhal et Starleaf (1986) proposent une idée intéressante : le *helder* cherche à couvrir des variations non anticipées du prix du comptant, c'est-à-dire qu'il cherche à minimiser la différence entre le prix comptant constaté à l'échéance de la couverture et le prix comptant anticipé par le prix à terme lors de l'initiation du contrat. Leur modèle a été utilisé par Paquet (1989) sur le contrat notionnel du MATIF. Cette idée et les résultats obtenus sont intéressants mais leur crédibilité est fonction de la pertinence du modèle anticipatif utilisé, pour laquelle il n'existe guère d'étalon.

Nelson et Collins (1985) introduisent l'idée que si la couverture modifie le risque du portefeuille, elle modifie également sa rentabilité. D'où la nécessité de prendre simultanément en compte ces deux éléments et les auteurs proposent l'utilisation du coefficient de Sharpe car ce dernier correspond à la pente de la droite de marché unissant l'actif sans risque et la frontière efficiente obtenue en faisant varier de zéro à un le coefficient de couverture. De manière, selon nous, inattendue, ces tests empiriques effectués sur le maïs montrent que la couverture ne réduit pas fortement la rentabilité alors qu'elle diminue de manière spectaculaire le risque.

Peut-être moins originaux, mais plus proches de la réalité parisienne actuelle où les professionnels vont se couvrir à Londres ou New York, Gagnon, Mensah et Blinder (1989) se posent la question de l'efficacité pour les entreprises privées canadiennes de couvrir leurs obligations en utilisant le contrat à terme sur obligations d'Etat canadiennes ou bien le contrat similaire américain ; cette dernière couverture posant un second problème, celui de la couverture ou non du risque de change. Les opérations d'une semaine entre 83 et 86 montrent que l'efficacité de la couverture croisée — par opposition à la couverture directe — dépend de l'état relatif de liquidité

des deux marchés mais devient systématiquement supérieure quand le risque de change est couvert.

Données et méthodologie

Une des raisons qui explique certainement la prédominance des études portant sur les contrats financiers et non sur les matières premières est que ces dernières n'ont pas toujours un marché au comptant suffisamment organisé qui détermine des « prix spot » représentatifs et crédibles. Trouver ces prix a été quasiment la principale difficulté de la recherche : il semble que l'unique source française soit la revue *Marchés tropicaux et méditerranéens*, dans laquelle ont été relevés les prix comptants hebdomadaires (du marché), ainsi que les prix à terme de la deuxième échéance (c'est-à-dire des contrats à trois mois pour le café et à cinq mois pour le cacao)⁴.

La période d'étude s'étend du 1^{er} janvier 1987 au 31 décembre 1990, elle-même divisée en deux sous-périodes de deux ans (1987-1988 et 1989-1990) afin de tenir compte de l'influence du volume des transactions sur l'efficacité de la couverture.

Les durées de couverture étudiées, à l'instar des études américaines, sont deux et quatre semaines. Nous simulons des opérations de *short hedging*⁵ de la manière suivante : chaque mardi une position est ouverte et fermée soit le deuxième mardi suivant, soit le quatrième, selon la durée de couverture.

En d'autres termes, et afin d'avoir un nombre suffisant de simulations, nous utilisons des données qui se chevauchent⁶. Lorsque la date d'ouverture ou de clôture d'une couverture coïncide avec un jour férié, les données sont ignorées et on passe à la prochaine couverture réalisable.

Toutes les couvertures réalisées sont dénouées au minimum quinze jours avant la date de l'échéance du contrat de telle sorte que l'on ait des fluctuations de la base encore significatives. En effet, plus on se rapproche de l'échéance, plus on est en droit de s'attendre à ce que les fluctuations s'estompent puisque la base converge vers zéro, même si cette convergence est loin d'être linéaire.

⁴ Nous remercions M. Boue, spécialiste des matières premières de la BIAO, de nous avoir conseillé pour le choix de l'échéance privilégiée par les professionnels.

⁵ Le choix de ce type particulier de hedging s'explique par le fait que nous raisonnons par référence à un producteur confronté au problème de valorisation de son stock de café Robusta ou de cacao. Etant par définition long sur le marché du physique, il se couvrira en vendant des contrats à terme, d'où le short hedging.

⁶ Évidemment cela oblige à utiliser la procédure de correction mise au point par Hensen et Hodrick. En effet le chevauchement des données entraîne une autocorrélation des résidus de l'ordre du chevauchement (pour deux semaines 1 et 3 pour 4 semaines). Afin d'obtenir des estimateurs non biaisés, on corrige la matrice des variances-covariances des résidus. Pour un exposé complet de la méthode de correction, voir L. Monsigny (1991 b).

Tableau 3

NOMBRE DE COUVERTURES RÉALISÉES

Durée	1987-1988		1988-1989	
	Café	Cacao	Café	Cacao
2 semaines	71	79	69	72
4 semaines	55	61	51	52

Les résultats

Les deux tableaux ci-après présentent les résultats de nos vérifications empiriques.

Les remarques suivantes peuvent être faites :

1. Le coefficient optimal de couverture (β) a tendance à augmenter avec la durée de la couverture ; ceci est particulièrement net dans le cas du café. On constate que les coefficients optimaux du café sont statistiquement différents de 1 dans trois cas, contredisant la pratique du comportement naïf ; mais ceci n'est pas vrai pour le cacao, où trois des coefficients ne sont pas statistiquement différents de 1. Enfin, il est gênant de remarquer, comme dans le cas du cacao, que le coefficient n'est pas stable entre les deux sous-périodes.

2. L'efficacité de la couverture croît avec la taille du risque de variation des cours contre lequel on désire se protéger. Ainsi lorsque la volatilité des changements de prix est faible, l'efficacité de la couverture reste relativement faible. En revanche, plus le risque de changement est élevé, plus la couverture est efficace.

3. L'efficacité de la couverture a tendance à augmenter aussi avec la durée de la couverture. Ce phénomène est d'ailleurs lié au précédent puisque le risque de fluctuation est plus fort quand l'intervalle s'accroît. Ces deux facteurs, nonobstant le fait que les marchés à terme — comme les assurances — sont irremplaçables pour se protéger des accidents graves.

LE DÉCLIN D'UN MARCHÉ À TERME

Tableau 4

DÉCLIN DE L'EFFICACITÉ DE LA COUVERTURE
SUR LE MARCHÉ PARISIEN DU CACAO

	1987-1988		1989-1990	
	2 semaines	4 semaines	2 semaines	4 semaines
α	0,50	3,76	- 6,45	- 3,15
T _t (α)	(0,13)	(0,84)	(- 1,20)	(- 0,52)
Coefficient optimal de couverture : β %	83,53	87,17	55,20	88,06
T _t (β) par rapport à zéro	(6,13)	(10,63)	(6,23)	(4,09)
T _t (β) par rapport à 100 %	- 1,26	- 1,56	- 4,24 *	- 0,55
Efficacité = R ² %	54,67	82,89	39,69	46,75
Risque du marché au comptant :				
Var (S _t)	2 568	4 229	1 837	3 796
E-type (S _t)	50,67	65,03	42,86	93,78

* Significatif à 5 %.

Modèle : $\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \epsilon_t$ avec $t = 2$ ou $t = 4$ semaines.

179

Tableau 5

DÉCLIN DE L'EFFICACITÉ DE LA COUVERTURE
SUR LE MARCHÉ PARISIEN DU CAFÉ

	1987-1988		1989-1990	
	2 semaines	4 semaines	2 semaines	4 semaines
α	- 1,53	- 5,10	- 1,41	- 1,08
T _t (α)	(- 0,19)	(- 0,88)	(- 0,29)	(- 0,14)
Coefficient optimal de couverture : β %	51,5	81,8	64,2	79,2
T _t (β) par rapport à zéro	(3,17)	(7,46)	(3,84)	(10,26)
T _t (β) par rapport à 100 %	- 2,98 *	- 1,66	- 2,14 *	- 2,69
Efficacité = R ² %	32,8	67,1	30,2	66,3
Risque du marché au comptant :				
Var (S _t)	4 258	7 151	3 342	6 811
E-type (S _t)	65,25	84,56	57,81	82,525

* Supérieur au seuil de 5 %.

4. Mais le résultat d'ensemble est tout de même que l'efficacité des marchés du cacao et du café laisse à désirer. Sur deux semaines, les coefficients allant de 0,30 à 0,54 sont franchement mauvais ; certes les coefficients de couverture sur quatre semaines sont meilleurs.

Comme on manque de références pour juger, il semble intéressant de comparer les résultats obtenus avec les quelques résultats antérieurs qui portaient sur des contrats de matières premières (*cf. le tableau 6*).

Tableau 6

COMPARAISON DES RÉSULTATS OBTENUS SUR DES MARCHÉS
À TERME DE MATIÈRES PREMIÈRES

		Coefficient d'efficacité R ²	2 semaines	4 semaines
(1) Blé	Contrat	2 à 6 mois	0,889	0,921
(1) Maïs		2 à 6 mois	0,605	0,666
(2) Huile de palme		2 mois	0,880	0,937
	Café Robusta	3 mois 87-88	0,328	0,671
		3 mois 88-89	0,302	0,663
	Cacao	5 mois 87-88	0,546	0,828
		5 mois 89-90	0,396	0,467

(1) Ederington.
(2) Da Silva, 1990.

On constate alors que l'efficacité sur deux semaines à Paris est nettement inférieure à ce qu'elle est sur d'autres marchés. Par contre, sur quatre semaines, les coefficients de la première période (87-88) sont à l'intérieur de la « fourchette » des contrats utilisés comme référence : 0,67 pour le café et 0,83 pour le cacao sont supérieurs au maïs (0,66) et inférieurs à l'huile de palme (0,93). Mais la situation se dégrade fortement durant la deuxième période : 0,66 pour le café et, surtout, 0,47 pour le cacao. On peut en effet se demander si le seuil absolu d'efficacité « minimale » n'est pas de 50 % ; en dessous, le marché ne peut plus intéresser les professionnels.

Les résultats obtenus confirment ce que les professionnels ont, depuis deux ans, ressentis plus ou moins clairement : le fait que les marchés parisiens du café et du cacao ne permettent plus de se couvrir avec un minimum d'efficacité.

D'où un processus cumulatif de déclin difficilement réversible. Des professionnels quittent ces marchés car, aux risques d'une couverture

« directe » de mauvaise qualité, ils préfèrent les risques d'une couverture « croisée », finalement de meilleure qualité, sur les marchés de Londres et de New York.

Avec leurs départs, la liquidité — phénomène crucial — diminue, les opérations de couverture à Paris deviennent encore moins efficaces, ce qui entraîne d'autres départs ; et ainsi de suite jusqu'à disparition pure et simple des transactions. Ce qui semble bien être arrivé à Paris.

Ce type de problème ne semble pas être le cas heureusement — des marchés à terme financiers. Sous l'angle « industriel » ou « institutionnel », leur problème est seulement de proposer des contrats qui intéressent les professionnels. Et le MATIF a déjà fait l'expérience du contrat « inadapté » avec le contrat « Bons du Trésor ». Mais l'expérience malheureuse des contrats « cacao » et « café » rappelle que les marchés à terme ne peuvent effectuer leur mission que si les professionnels intéressés à se couvrir sont suffisamment nombreux pour entraîner dans leur sillage les spéculateurs, afin que le marché soit « liquide » et que les prix reflètent le mieux possible le consensus sur l'avenir des intervenants.

ANNEXE

DÉMONSTRATION COMPLÈTE DU MODÈLE STANDARD DE EDERINGTON

On considère les cours au comptant (S) et les cours à terme (F) comme des variables aléatoires définies par leur espérance et leur variance ; combinées, ces variables constituent un portefeuille lui-même aléatoire.

L'espérance du résultat d'un portefeuille (U) comportant la quantité physique X , non couverte dépend de la variation des cours au comptant soit :

$$(1) \quad E(U) = X_s - E(S_2 - S_1)$$

et son risque est :

$$(1 \text{ bis}) \quad \text{Var}(U) = X_s^2 \text{Var}(S_2 - S_1)$$

Pour couvrir son portefeuille, le professionnel vend des contrats à terme au temps t_1 au prix F_1 et les rachète au temps t_2 au prix F_2 ; le résultat attendu de son portefeuille couvert est :

$$(2) \quad E(H) = X_S E(S_2 - S_1) + X_F E(F_2 - F_1)$$

qui peut s'écrire :

$$(2 \text{ bis}) \quad E(H) = X_S E(S) + X_F E(F)$$

avec S et F représentant les variations en valeur absolue des cours entre deux dates.

Le risque de ce portefeuille est mesuré par sa variance, soit :

$$(3) \quad \text{Var}(H) = X_S^2 \text{Var}(S) + X_F^2 \text{Var}(F) + 2 X_S X_F \text{Cov}(S, F)$$

- On néglige les frais de transactions et le coût des appels de marge sur contrats à terme.

- Les formules (2) et (3) sont les formules générales relatives à la détention de deux actifs, quel que soit le sens des positions. D'où l'équation (4) :

(4) Soit $b = X_F/X_S$, la proportion de la position au comptant couverte sur le marché à terme. Comme X_F et X_S sont par définition de signe opposé, b est positif.

Les deux formules précédentes deviennent :

$$(5) \quad E(H) = X_S F(S) - b X_S E(F)$$

Et le risque du portefeuille couvert devient :

$$(6) \quad \text{Var}(H) = X_S^2 \text{Var}(S) + B^2 X_S^2 \text{Var}(F) - 2b X_S^2 \text{Cov}(S, F)^1$$

(On se rappellera la propriété d'additivité des variances. Le signe négatif de b dans (5) ne joue que sur les covariances.)

Le problème du *hedger* est de déterminer la proportion de son stock à couvrir (b) de telle manière que son portefeuille H couvre le risque minimal. En d'autres termes il s'agit de trouver le b^* qui annule la dérivée première de l'équation (6) par rapport au coefficient de couverture, soit :

$$(7) \quad \frac{d\text{Var}(H)}{db} = 2b X_S^2 \text{Var}(F) - 2X_S^2 \text{Cov}(S, F) = 0$$

d'où :

$$(8) \quad b^* = \frac{\text{Cov}(S, F)}{\text{Var}(F)} \Rightarrow \text{soit le } \hat{\beta} \text{ de la régression}$$

$$(9) \quad S_i = \alpha + \beta(F_i) + \varepsilon_i$$

(10) Ederington définit l'efficacité de la couverture par :

$$e = 1 - [\text{Var}(H^*) : \text{Var}(U)]$$

où H^* = Portefeuille optimalement couvert, en utilisant $\hat{\beta}$

En introduisant l'équation (8), donnant la valeur optimale des B, dans l'équation (6) de la variance du portefeuille couvert, on obtient :

$$(11) \quad \text{Var}(H^*) = X^2 \left[\text{Var}(S) + \frac{[\text{Cov}(S,F)]^2}{\text{Var}(F)^2} \text{Var}(F) - 2 \frac{[\text{Cov}(S,F)]}{\text{Var}(F)} \right]$$

On simplifie

$$(11 \text{ bis}) \quad \text{Var}(H^*) = X^2 \left[\text{Var}(S) - \frac{[\text{Cov}(S,F)]^2}{\text{Var}(F)} \right]$$

$$(12) \quad \frac{\text{Var}(H^*)}{\text{Var}(U)} = 1 - \frac{[\text{Cov}(S,F)]^2}{\text{Var}(F) \text{Var}(S)}$$

En conséquence :

$$(13) \quad e = 1 - \frac{\text{Var}(H^*)}{\text{Var}(U)} = \frac{[\text{Cov}(S,F)]^2}{\text{Var}(S) \text{Var}(F)} = R^2$$

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Cheung C.S., Kwan C.C.Y. et Yip P.C.Y., « The Hedging Effectiveness of Options and Futures : a Mean-Gini Approach », *J. Futures Market*, janvier 1990.
- Cicchetti P., Dale C., Vignola J., « Usefulness of Treasury Bill Futures as Hedging Instruments », *J. Futures Market*, 1981, pp. 379-387.
- Dale C., « The Hedging Effectiveness of Currency Futures Market », *J. Futures Market*, 1981, pp. 77-88.
- Da Silva R., *Le marché au comptant et à terme de l'huile de palme : une analyse économique et financière*, Thèse de Doctorat d'Etat en Science Economique, Université d'Orléans, 1986.
- « L'efficacité des opérations de couverture : l'exemple de l'huile de palme de Kuala-Lumpur », *J. Société de Statistiques de Paris*, janvier 1990.
- Ederington L.H., « The Hedging Performance of the New Futures Markets », *J. of Finance*, 1979, pp. 157-170.
- Figlewski S., « Hedging Performance and Basic Risk in Stock Index Futures », *J. of Finance*, juillet 1984.
- Franckle C.T., « The Hedging Performance of the New Futures Markets : Comments », *J. of Finance*, décembre 1980.

- Gagnon, Mensah, Blinder, « Hedging Canadian Corporate Debt : a Comparative Study of the Hedging Effectiveness of Canadian and US Bond Futures », *J. of Futures Market*, 1989, n° 1.
- Grammatikos, Saunders, « Stability and the Hedging Performance of Foreign Currency Futures », *J. of Futures Markets*, 1983, p. 295.
- Hill, Liro, Schneeweis, « Hedging Performance of GNMA Futures Markets under Rising and Falling Interest Rates », *J. of Futures Markets*, 1983, p. 403.
- Hill, Schneeweis, « A Note on the Hedging Effectiveness of Foreign Currency Futures », *J. of Futures Markets*, 1981, p. 659.
- Johnson L.L., « The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures », *R. of Economic Studies*, 1960, pp. 139-151.
- Kuberek, Pefley, « Hedging Corporate Debt with US Treasury Bond Futures », *J. of Futures Markets*, 1983, pp. 345-353.
- Monsigny L. (a) : *L'efficacité de la couverture sur les marchés à terme : l'exemple de l'indice CAC 40*, Mémoire de DEA, Université d'Orléans, 1991.
- (b), *Note technique sur les régressions utilisant les données glissantes*, Document IOF, Université d'Orléans, 1991.
- Overdhal, Starleaf, « The Hedging Performance of the CD Futures Markets », *J. of Futures Markets*, 1986.
- Paquet P., « L'efficacité d'une opération de couverture sur le MATIF », *R. Française de Gestion*, janvier 1989.
- Stein J.-L., « The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices », *AER*, 1961.
- Working H., « Futures Trading and Hedging », *AER*, 1953.
- « New Concepts concerning Futures Markets and Price », *AER*, 1962.