



HAL
open science

Relations intrajournalières entre l'indice CAC 40 et les options sur indice. Quel est le marché préféré des investisseurs informés ?

Gunther Capelle-Blancard, Séverine Vandelanoite

► To cite this version:

Gunther Capelle-Blancard, Séverine Vandelanoite. Relations intrajournalières entre l'indice CAC 40 et les options sur indice. Quel est le marché préféré des investisseurs informés ?. 2000. halshs-03727911

HAL Id: halshs-03727911

<https://shs.hal.science/halshs-03727911v1>

Submitted on 19 Jul 2022

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 Attribution 4.0 International License

**Relations intrajournalières entre l'indice CAC 40
et les options sur indice. Quel est le marché préféré
des investisseurs informés ?**

Gunther CAPELLE-BLANCARD

Séverine VANDELANOITE

2000.110

Relations intrajournalières
entre l'indice CAC 40 et les options sur indice

Quel est le marché préféré des investisseurs informés?*

Gunther Capelle-Blancard[†] Séverine Vandelanoite[‡]

Novembre 2000

TEAM - ESA 8059 du CNRS
Université Paris I *Panthéon Sorbonne*
Maison des Sciences Economiques
106-112 Bd de l'Hôpital
75647 Paris Cedex 13 FRANCE
Tel/Fax : (33 1) 44 07 82 71/70

* Les auteurs remercient Thierry Chauveau, Thierry Foucault, Jacques Hamon, Gaëlle Le Fol, Nicolas Nalpas, ainsi que les participants au XVIIème Colloque de l'AFFI (Paris, juin 2000).

[†]email: gunther@univ-paris1.fr

[‡]email: vandels@univ-paris1.fr

Relations intrajournalières entre l'indice CAC 40 et les options sur indice Quel est le marché préféré des investisseurs informés ?

Résumé : L'objet de cet article est de tester la présence de causalité linéaire et non-linéaire au sens de Granger entre l'indice CAC 40 et les options sur indice en 1997 et 1998. Nos résultats indiquent que le marché au comptant précède le marché des options de 20 à 30 minutes, signe que le MONEP n'est pas dominé par la présence d'investisseurs informés. Nous trouvons également des interactions non-linéaires significatives entre les marchés, révélatrices de l'activité des arbitragistes.

Mots-clés : Transmission d'information, Marchés dérivés, Causalité linéaire et non linéaire.

Classification JEL : C32, G13, G14.

Intraday relations between CAC 40 cash index and CAC 40 index options

Abstract : The aim of this paper is to examine Granger linear and non-linear causality between CAC 40 index and European CAC 40 index option for 1997 and 1998. Our results indicate overall that cash index leads index options by 20 to 30 minutes. Market microstructure differences induce relatively infrequent trading in option market and consequently cause stock to lead. We find also a significant bi-directional causality between the two markets, revealing the activity of arbitrageurs.

Keywords : Transmission of information, Options Market, Linear and Non-Linear Causality.

JEL Classification : C32, G13, G14.

1 Introduction

Les marchés dérivés sont souvent soupçonnés de contribuer à l'augmentation de la volatilité en favorisant les prises de positions spéculatives. D'ailleurs, périodiquement, des voix s'élèvent pour en demander une réglementation plus contraignante. Il est vrai que les crises bancaires et financières impliquant les marchés dérivés ont régulièrement défrayé la chronique.¹ L'inquiétude, voire la méfiance à l'égard de ces marchés, est, en outre, renforcée par le fait que les produits dérivés sont souvent perçus comme des instruments très complexes, en particulier dans le cas des options, ce qui alimente l'idée que ces marchés sont le siège d'un petit nombre de spéculateurs. Cette situation contraste cependant avec l'objectif de ces marchés dont le rôle fondamental est d'offrir aux investisseurs des outils de gestion du risque et dont l'existence est censée faciliter le processus de révélation de l'information.

La question abordée dans cet article est de savoir à quelles fins est utilisé le marché des options en France : est-il véritablement dominé par la présence d'investisseurs informés ou davantage utilisé pour couvrir les positions des investisseurs sur le marché sous-jacent ? La réponse à cette question est d'un intérêt certain ; l'enjeu est de taille, aussi bien pour les acteurs du marché que pour les autorités de contrôle. Pour les premiers, il s'agit d'identifier sur quel marché le risque de faire face à un agent informé est le plus faible, ce qui se traduit par des coûts de transaction moindres (Glosten et Milgrom (1985)).² Pour les régulateurs, il s'agit d'évaluer l'exposition au risque de tous les participants. Enfin, pour les théoriciens, cette question renvoie aux problèmes récurrents de transmission d'information entre les marchés et au concept d'efficience.

Pour répondre à la question posée, nous examinons les relations intrajournalières entre l'indice CAC 40 au comptant et les options européennes sur indice CAC 40 (contrats PXL) négociées sur le MONEP (Marché des Options Négociables de Paris), ainsi que leur comportement respectif dans le processus de découverte du prix.³ Plus précisément, nous utilisons les données haute fréquence fournies par *Paris Bourse S.A.* pour étudier les relations de causalité linéaire et non-linéaire au sens de Granger entre les deux actifs pour les années 1997 et 1998. L'idée est la suivante : si les investisseurs informés font du marché des options le lieu principal de leurs interventions, alors les variations de prix des options sur indice devraient permettre d'améliorer les prévisions concernant les variations futures de l'indice au comptant, l'équilibre entre les deux marchés étant restauré par l'intervention des arbitragistes. Autrement dit, on devrait déceler un transfert d'information du marché dérivé vers le marché au comptant. Le cas contraire suggérerait une domination informationnelle et/ou fonctionnelle du marché au comptant, les options étant davantage utilisées comme instruments de couverture.

D'après les études antérieures, il semble que les marchés d'options, qui sont censés supporter des coûts de transaction plus faibles que les marchés sous-jacents et qui permettent de bénéficier d'un effet de levier important, incorporent l'information plus rapidement. Cette situation semble toutefois propre au marché américain (*cf.* Fleming et *al.* (1996) par exemple). Les résultats obtenus sur d'autres marchés, moins liquides, comme le marché australien par exemple (Jarnecic (1999)), suggèrent en effet une relation inverse. Il semble par conséquent intéressant d'étudier le cas français. A notre connaissance, aucune étude n'y fait effectivement référence.⁴ Sur la période d'étude, la situation y est particulière avec, d'un côté des actions gérées par un système automatique et centralisé d'appariement des ordres (le système SuperCAC) et de l'autre, des options sur indice pour lesquelles les ordres peuvent transiter à la fois par

¹Les débâcles successives de Procter et Gamble, du Conté d'Orange, de Metallgesellschaft et plus récemment de la banque Barings ou du *hedge fund* LTCM ont, à chaque fois, suscité de vives polémiques. Parmi l'abondante littérature consacrée à ce sujet, voir Miller (1995), Kuprianov (1995), McClinton (1996), et Clark (1997).

²Les coûts de transaction sont les coûts qui accompagnent toute exécution d'un ordre sur les marchés financiers. Ils sont principalement constitués de la fourchette de prix acheteur-vendeur (*bid-ask spread*).

³S'agissant des relations entre les marchés de futures et les marchés sous-jacents, voir, pour une synthèse des études antérieures, Abhyankar (1998).

⁴Plus largement d'ailleurs, très peu d'articles concernent des marchés autres que les marchés anglo-saxons.

l'intermédiaire d'un système automatique (STAMP) et par le parquet.⁵

Les résultats obtenus jusqu'à présent souffrent par ailleurs de deux limites. Tout d'abord, à l'exception d'Abhyankar (1998) et de Brooks, Garnette et Hinich (1999) sur le marché des *futures*, toutes les études antérieures ne testent que la présence de liens linéaires entre les deux actifs. Or, ne serait-ce qu'en raison de l'existence de coûts de transaction, on peut raisonnablement supposer que la relation est de nature non linéaire. En conséquence, nous proposons, pour la première fois, d'examiner la présence de causalité non linéaire entre les variations de prix des options et du sous-jacent.

La seconde limite concerne à la fois les problèmes de liquidité (*infrequent trading*) et de saisonnalité des rendements boursiers au cours de la séance.⁶ Alors que l'activité des marchés est caractérisée par des mouvements saisonniers intrajournaliers importants, les études antérieures, hormis Finucane (1999), ignorent ces effets sur le processus d'ajustement des prix. Il est cependant souhaitable d'utiliser un pas d'échantillonnage variable en fonction de l'intensité des échanges au cours de la journée et non pas des intervalles de temps fixes. Ensuite, contrairement aux marchés anglo-saxons, nous devons tenir compte du nombre réduit de transactions enregistrées sur le MONEP. Pour pallier ces différents problèmes, nous proposons une méthode originale basée sur le calcul des rendements en temps transaction.

Cet article s'organise de la façon suivante. La section 2 synthétise les conclusions que l'on peut tirer des travaux menés précédemment, en insistant notamment sur l'importance de la liquidité dans le processus de découverte des prix. Le cadre institutionnel fait l'objet de la section 3. Cette partie est également l'occasion de présenter les données haute fréquence utilisées et d'expliquer comment sont construites nos séries (temps calendaire et temps transaction). Nous rappelons dans la section 4 la méthodologie des tests de causalité linéaire et non linéaire au sens de Granger. Les résultats sont présentés dans la section 5. La section 6 conclut.

2 L'impact des options sur le processus de découverte des prix

Si l'on s'en tient au cadre du modèle de Black et Scholes (1973), les options sont des actifs redondants ; leur existence n'a aucun impact sur le comportement de l'actif sous-jacent.⁷ Ceci implique, lorsque les marchés financiers sont complets et parfaits, que toute information doit entraîner une réévaluation simultanée des actifs sur les deux marchés, puisque tout écart de prix engendrerait des opportunités d'arbitrage. Cependant, lorsqu'on relâche les hypothèses de complétude et de perfection des marchés, ces propriétés ne tiennent plus (*cf.* Kraus et Smith (1996)).⁸ L'introduction des options a alors un impact important sur la dynamique des marchés ainsi que sur le processus de découverte des prix. Dans ce cas, les options concourent également à modifier l'efficience globale des marchés.

La création des marchés dérivés permet en premier lieu d'enrichir la panoplie des instruments offerts aux investisseurs et d'alléger les contraintes liées aux coûts de transaction ou aux ventes à découvert.⁹ En outre, comme le notent Bensaïd et Boutillier (1997), la rationalité limitée de certains acteurs peut empêcher la réplique de ces instruments. L'introduction de tels marchés concourt par conséquent à une participation plus importante des agents qui se traduit par une liquidité globale accrue. Les conséquences en termes d'efficience et de stabilité des prix sont toutefois ambiguës.¹⁰ Tout dépend en effet des caractéristiques des marchés.

⁵ Depuis le marché à la criée a disparu (sauf en cas de problèmes techniques).

⁶ Pour une étude de l'activité du marché parisien, *cf.* Hamon et Jacquillat (1992).

⁷ Il suffit en effet de construire un portefeuille composé d'actifs sous-jacents et d'actifs sans risque dans les proportions indiquées par la formule d'évaluation de Black et Scholes (1973) pour répliquer parfaitement le profil de gain d'une option.

⁸ C'est également le cas lorsque l'on relâche l'hypothèse de constance de la volatilité de l'actif sous-jacent. Il faut alors recourir à de nouvelles hypothèses pour obtenir une formule d'évaluation analytique. Voir Bakshi, Cao et Chen (1997) par exemple pour une présentation des modèles à volatilité stochastique.

⁹ Sur ce dernier point, voir Figlewski et Webb (1993).

¹⁰ En outre, comme le montrent Ross (1976), Hakansson (1978), ou Green et Jarrow (1987), il existe toujours un arbitrage entre le coût d'ouverture d'un nouveau marché et les gains espérés.

téristiques des nouveaux entrants et des hypothèses concernant les imperfections financières (cf. Artus (1996)). En général, l'effet n'est favorable que si la baisse des coûts de transaction favorise la participation des investisseurs informés. C'est notamment le cas dans le modèle de Biais et Hillion (1994), où l'introduction des options permet d'augmenter la liquidité globale des marchés, et pour Cao (1999) qui montre que l'introduction des produits dérivés augmente l'incitation à collecter de l'information.

L'introduction des options modifie également l'ensemble d'information dont disposent les agents, et par conséquent le mécanisme de révélation. De nombreux canaux de transmission peuvent alors être identifiés. Le premier est bien sûr celui des prix. Comme le montrent Back (1993) ou Easley et *al.* (1998), les teneurs de marchés peuvent inférer les anticipations des agents concernant le prix futur de l'actif sous-jacent en observant la dynamique de prix des options. Reste que les investisseurs informés peuvent avoir intérêt à camoufler leurs ordres en les fractionnant ou en intervenant simultanément sur plusieurs marchés (Kyle (1985)). La deuxième source d'information concerne les quantités échangées. Selon Nandi (1999), le niveau élevé des transactions sur les marchés d'options est en effet le signe d'une plus grande incertitude.

On peut s'attendre enfin à ce que les investisseurs qui détiennent - ou croient détenir - une nouvelle information cherchent à passer leurs ordres sur le marché qui leur proposera, en moyenne, le rendement le plus élevé ; ce faisant ils procèdent à un arbitrage entre l'effet de levier que leur offrent les produits dérivés et les différences de coûts de transaction entre les marchés. Comme le suggère en effet Black dès 1975, compte tenu de l'effet de levier offert par les marchés optionnels, ceux-ci devraient précéder les marchés d'actions dans le processus de découverte des prix.¹¹ Toutefois, s'il existe des coûts de transaction plus élevés sur le marché des options, l'activité d'échange tendra à se concentrer sur le marché au comptant. Cette situation est notamment envisageable lorsque le marché des options est peu liquide, ce qui se traduit par des fourchettes de prix beaucoup plus larges que sur le marché au comptant. Ce dernier point a donné lieu à de nombreuses applications empiriques. Il s'agit d'analyser quel marché réagit en premier à l'arrivée de nouvelles informations, autrement dit d'étudier sur quel marché se portent les ordres des investisseurs informés.

Le Tableau 1 recense quatorze études de ce type. Onze d'entre elles concernent le *Chicago Board of Option Exchange* (CBOE) et, à notre connaissance, deux seulement portent sur des marchés européens (le marché hollandais et le marché allemand). Globalement, ces études ne permettent pas de conclure que le marché des options incorpore plus rapidement de nouvelles informations, autrement dit, qu'il joue un rôle de *leader* dans la révélation d'information : moins de la moitié d'entre elles (six à notre connaissance) suggèrent en effet une causalité du marché des options vers le marché sous-jacent.

Manaster et Rendleman (1982), qui considèrent les prix de clôture, montrent que le CBOE intègre l'information au moins un jour avant le marché sous-jacent. Pour Kumar et Shastri (1990), ce résultat est dû à une mauvaise prise en compte des dividendes, dans la mesure où leurs conclusions diffèrent avec l'utilisation d'un sous-échantillon d'actions qui ne distribuent pas de dividendes. De plus, Manaster et Rendleman (1982) ne corrigent pas des effets dus aux heures de clôture différentes selon les marchés. Leurs résultats sont alors biaisés, puisque le marché qui ferme le plus tard - le NYSE - intègre des informations qui ne sont incorporées que le lendemain par le second - le CBOE -. Bhattacharya (1987), en adoptant une méthode de simulation de stratégie de placement des ordres, trouve également que les marchés d'options sont en avance d'une journée, même si paradoxalement, il ne trouve aucun effet intrajournalier.

Comme le notent Stephan et Whaley (1990), ni Manaster et Rendleman (1982), ni Bhattacharya (1987) n'envisagent que le marché sous-jacent précède le marché des options. Stephan et Whaley (1990) utilisent donc un test de causalité à la Sims (1972), qu'ils appliquent aux options cotées sur le CBOE, et concluent que le marché sous-jacent devance le marché des options de quinze minutes. Chan, Chung et Johnson (1993), qui considèrent le même échantillon, mais utilisent des cotations, plutôt que des

¹¹ Cf. Grossman et Miller (1988) et Amin et Lee (1994) pour une modélisation de cette intuition.

transactions, montrent que ce résultat est fallacieux, notamment en raison de l'influence des variations de prix minimum (*tick*) sur les marchés. Ils arrivent à la conclusion qu'aucun des deux marchés ne devance l'autre. Diltz et Kim (1996), qui utilisent toutefois des données quotidiennes, suggèrent de la même manière que la causalité est bi-directionnelle. O'Connor (1999), qui utilise un modèle à correction d'erreur (MCE), toujours appliqué au CBOE, montre quant à lui que le marché des actions précède celui des options, quoique ce résultat semble être dû à la faible liquidité des titres considérés.¹²

Vijh (1990) et Srinivas (1993) examinent le lien entre les marchés de façon indirecte en étudiant la façon dont le prix des options négociées sur le CBOE varie avec l'intensité des transactions. Vijh, en examinant l'influence sur les prix des transactions portant sur d'importantes quantités, conclut que les transactions sur options ne sont pas motivées par une information privée. Srinivas rétorque que ce résultat est dû à un biais d'échantillonnage, qui une fois corrigé, lui permet d'aboutir à la conclusion opposée.

Selon Finucane (1999), les études précédentes souffrent d'un problème commun : elles utilisent toutes un intervalle de longueur fixe. Or la fréquence des transactions est très variable d'un jour à l'autre et même à l'intérieur d'une journée. Le fait d'arrêter un pas de manière arbitraire peut alors conduire à des résultats fallacieux : le choix d'un intervalle trop long ne permet pas de déceler certaines relations de très court terme, tandis que le choix d'un intervalle trop court induit, en raison de la fréquence élevée des intervalles où les rendements sont nuls, un biais en faveur du marché le plus liquide. Ils suggèrent par conséquent d'utiliser un pas de temps variable et trouvent des relations causalité réciproques (*feedback*) entre les deux marchés.

Les volumes de transaction ont aussi été utilisés pour étudier les interactions entre les marchés. Anthony (1988), à partir de l'estimation d'un modèle VAR sur les volumes quotidiens des options et des actions supports, teste la causalité entre les transactions sur les deux marchés. Il conclut que les transactions sur les options d'achat précèdent celles sur les actifs sous-jacents d'une journée. Cependant, l'utilisation des prix de clôture pose le même problème que celui évoqué pour Manaster et Rendleman. Fase (1994) rapporte également, dans le cas du marché hollandais, et toujours à partir des volumes quotidiens, que dans la plupart des cas la causalité va du marché des options vers le marché au comptant. Easley et al. (1998), en appliquant la méthode de causalité au sens de Granger (1969) sur un échantillon d'options cotées sur le CBOE, constatent que les volumes sur options contiennent de l'information sur les prix futurs des actifs sous-jacents ce qui corrobore les conclusions de leur modèle théorique. Jarnecic (1999) rapporte au contraire, que sur le marché australien, les volumes sur actions précèdent les volumes sur options d'un quart d'heure seulement. Il conclut toutefois que la faible liquidité du marché des options est responsable de ce décalage entre les marchés ; en corrigeant son échantillon des périodes sans activité, l'avance du marché des actions disparaît, et la totalité de l'ajustement est instantanée.

¹²Cette approche, qui utilise une relation de cointégration permet d'étudier à la fois les relations de court et de long terme entre les séries.

TAB. 1 – Comparatif des précédentes études

Auteurs	Données	Méthodologies	Intervalles	Résultats
Manaster-Rendleman (1982)	prix de clôture CBOE 04/73:06/76	Stratégie de placement simulée	journalier	le marché des options précède le marché sous-jacent d'une journée
Bhattacharya (1987)	transactions intrajournalières CBOE 06/77:08/78	Stratégie de placement simulée	15 min.	le marché des options précède le marché sous-jacent d'une journée
Anthony (1988)	volumes quotidiens CBOE 01/82:06/83	ARIMA	journalier	le marché des options précède le marché sous-jacent d'une journée
Stephan-Whaley (1990)	transactions intrajournalières CBOE 01/86:03/86	Causalité linéaire (Granger-Sims) Analyse multivariée	5 min.	le marché sous-jacent précède le marché des options de 45 min.
Chan-Chung-Johnson (1993)	cotations intrajournalières CBOE 01/86:03/86	Causalité linéaire (Granger-Sims)	5 min.	aucun liens de causalité
Fase (1994)	volumes quotidiens CBOE 01/88:12/88	ARIMA bivarié	journalier	le marché des options précède le marché sous-jacent d'une journée
Diltz-Kim (1996)	cotations journalières CBOE 01/86:03/86	Causalité linéaire (Granger-Sims)	journalier	causalité bi-directionnelle
De Jong-Donders (1996)	cotations intrajournalières AEX 01/92:07/92-01/93:06/93	Modèle à Correction d'Erreur Tests de cointégration - MCE	5 min.	aucun liens de causalité
Fleming-Ostdiek-Whaley (1996)	cotations intrajournalières CBOE 03/91	Causalité linéaire (Granger-Sims)	5 min.	le marché des options précède le marché sous-jacent
Easley-O'Hara-Srinivas (1998)	volumes intrajournaliers CBOE 10/90:11/90	ARIMA bivarié	5 min.	le marché des options précède le marché sous-jacent
Finucane (1999)	cotations intrajournalières CBOE 11/90:12/90	Causalité linéaire (Granger-Sims)	5 min.	le marché sous-jacent précède le marché des options de qlq. min.
Booth-So-Tse (1999)	cotations intrajournalières DTB 01/92:03/94	Var MCE	variables	le marché sous-jacent précède le marché des options
Jarnecic (1999)	volumes intrajournaliers ASX 11/94:01/96	Causalité linéaire (Granger-Sims)	15 min.	aucun liens de causalité
O'Connor (1999)	cotations intrajournalières CBOE 11/90:12/90	Modèle à Correction d'Erreur	5 min.	le marché sous-jacent précède le marché des options

Certains auteurs se sont enfin intéressés aux liens entre les marchés au comptant, les marchés à terme et les marchés d'options. Fleming et al. (1996) étudient les interactions entre l'indice S&P 500, les options et les futures sur cet indice. Ils montrent que les marchés dérivés précèdent systématiquement le marché au comptant, tandis que le marché à terme précède le marché de options, en raison notamment d'une liquidité plus importante et donc de coûts de transaction moins élevés sur le premier. De Jong et Donders (1996) examinent quant à eux le marché hollandais. Comme précédemment, les *futures* précèdent à la fois les rendements sur options et sur indice d'environ 10 minutes ; la relation entre le marché des options et le marché au comptant n'est toutefois pas unidirectionnelle. Enfin, Booth et al. (1999), dont l'étude porte sur le marché allemand, trouvent des liens croisés entre les trois marchés, même si le marché des *futures* semble être en avance sur les autres.¹³

3 Le cadre institutionnel et les données

Contrairement aux cas des contrats à terme sur indice cotées sur le MATIF¹⁴, les options sur indice CAC 40 n'ont, à notre connaissance, jamais servi de support à une étude de causalité vis à vis du marché au comptant. Dans une première sous-section nous présentons le fonctionnement global du marché français des actions et du Marché des Options Négociables de Paris (MONEP). Nous présentons ensuite nos données ainsi que la façon dont nous avons estimé nos rendements.

3.1 Le Premier Marché et le Marché des Options Négociables de Paris

L'indice CAC 40 est défini comme la moyenne arithmétique, pondérée par la capitalisation boursière, des derniers prix de transactions de 40 valeurs industrielles, commerciales et financières du Premier Marché parmi les plus importantes et les plus liquides. Il représente à lui seul une capitalisation de plus de 700 milliards d'euros et 80 % du volume des échanges en actions sur le marché parisien au 31 août 1999. L'indice est calculé et diffusé toutes les 30 secondes. Il est ajusté quotidiennement pour éliminer toutes les variations exogènes (augmentation de capital par attribution ou émission d'actions, réduction de capital...).

La cotation des titres se fait sur le Premier Marché en continu, de 10h à 17h pour la période d'étude (de 9h à 17h30 depuis le 3 avril 2000). Le Premier Marché est entièrement géré de façon électronique, par le système SuperCAC (Cotation Assistée en Continu).¹⁵ Le marché bénéficie ainsi d'une large transparence, qui caractérise les marchés dirigés par les ordres. Cette propriété ne se retrouve pas dans le cas des marchés dirigés par les prix, comme le *London Stock Exchange* par exemple.¹⁶ L'évolution de l'indice CAC 40 est représenté sur la Figure 1.

A l'inverse, le Marché des Options Négociables de Paris (MONEP) a un fonctionnement hybride, puisqu'une partie des transactions passe par un système électronique, alors qu'une autre partie est traitée à la criée (*open outcry*). Le flux d'ordres est alors transmis des tables de marché vers le parquet et donne ensuite lieu à négociation et exécution. Ces différences de fonctionnement peuvent s'avérer importantes, notamment en terme de *reporting*. Comme le note Alphonse (2000), il est en effet probable que l'exécution des ordres soit assurée plus rapidement sur le marché des actions.¹⁷

¹³Pour pallier le problème de non-synchronisation des séries, ils utilisent les procédures "*Minspan*" et "*Replace All*" établies par Harris et al. (1995).

¹⁴Cf. Shyy, Vijayraghavan et Scott-Quinn (1996), Bensaïd et Boutillier (1997) et Alphonse (2000).

¹⁵Le système SuperCAC est un système de gestion et d'appariement des ordres d'achat et de vente reposant sur le respect des règles de priorité entre les différents ordres. La dynamique des prix est donnée par l'interaction entre le stock d'ordres non exécutés (le carnet d'ordres) et le flux continu d'ordres nouveaux. Le carnet d'ordres est diffusé en temps réel et donne les 5 meilleurs ordres à la vente et les 5 meilleurs ordres à l'achat.

¹⁶Cf. Kofman et Moser (1997) pour une comparaison des mérites respectifs entre ces deux modes de cotation dans le cas des marchés dérivés.

¹⁷C'est également ce que suggère le modèle de Biais, Foucault et Salanié (1998).

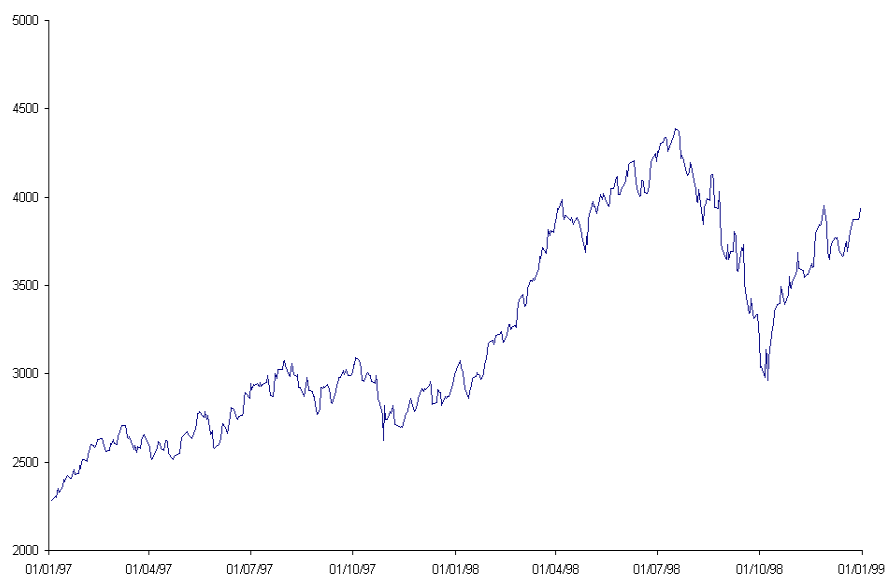


FIG. 1 – Evolution de l'indice CAC 40 entre 1997 et 1998. L'indice CAC 40, constitué de 40 valeurs françaises du Premier Marché de la Bourse de Paris, est calculé en continu par *ParisBourse SA* et diffusé toutes les 30 secondes (base 1 000 au 31/12/1987)

Parmi les différents contrats proposés sur le MONEP, nous retenons les options à long terme sur indice CAC 40 (contrats PXL). Il s'agit d'options européennes dont la négociation a débuté en 1991. Jusqu'au 31 décembre 1998, il n'existait que deux échéances par an : en mars et en septembre ; les options européennes sur indice étaient alors émises pour des maturités initiales de deux ans.¹⁸ Les contrats d'options sur indice CAC 40 sont les contrats les plus activement traités et les plus liquides du MONEP. En 1997 et 1998, les options sur indice représentaient environ 50 % du volume total, et plus de 75 % des échanges ; 745 309 contrats d'options ont été échangés en moyenne par mois, ce qui représente une moyenne de 35 775 contrats par jour. Le montant des primes sur la période s'est élevé en moyenne à 4,8 milliards par mois.

3.2 Les données

Nous utilisons dans cette étude les données issues des CD-Roms édités par *Paris Bourse S.A.* Notre base de données contient toutes les transactions effectuées sur le MONEP entre le 2 janvier 1997 et le 30 décembre 1998. Pour chaque transaction, le prix de l'option, son prix d'exercice, sa maturité, ainsi que la date, l'heure et le nombre de lots échangés sont indiqués. La base de données comprend également l'indice CAC 40 calculé toutes les 30 secondes.

Nos données couvrent une période assez longue - 2 ans, soit 464 jours ouvrables - ce qui nous permet de contrôler les mouvements saisonniers. L'étude est réalisée en utilisant les prix négociés sur les options d'achat.^{19 20}

¹⁸Depuis, en raison du passage à l'euro, ces règles ont changé. Il n'existe plus d'options américaines sur indice CAC 40 et les contrats PXL portent sur huit échéances glissantes : trois mensuelles, trois trimestrielles et deux semestrielles. Pour plus d'informations, consulter www.monep.fr.

¹⁹Tous nos tests ont également été menés en utilisant les options de vente ainsi que les options américaines (options d'achat et de vente) sur indice CAC 40 (contrats PX1) sur la même période, sans que cela change nos conclusions. Pour faciliter les comparaisons avec les études antérieures, seuls les résultats obtenus sur les options d'achat européennes sont reproduits. Les résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

²⁰L'utilisation de prix de transaction se justifie par le fait que souvent, les cotations ne représentent pas un prix effectif auquel

A l'instar, entre autres, de Fleming et *al.* (1996), plusieurs filtres sont appliqués. Les options dont le prix de marché est inférieur à 1 franc sont exclues de l'échantillon ainsi que celles dont la prime est inférieure à la valeur intrinsèque de l'option. Les options dont la maturité est inférieure à 5 jours ou supérieure à 6 mois sont également exclues. Pour chaque jour ouvrable nous ne conservons finalement qu'une seule maturité ; en général il s'agit de la plus liquide. Afin d'éviter les biais dans l'estimation de la volatilité implicite (*cf. infra*), nous ne conservons également que les options à la monnaie.²¹ Nous corrigeons enfin les effets clôture et ouverture en éliminant les transactions qui ont lieu au cours de la première et de la dernière demi-heure de chaque séance. Chaque journée débute donc à 10h30 pour se terminer à 16h30.²² Quelques statistiques descriptives concernant la base de données utilisée sont reproduites dans le Tableau 2.

TAB. 2 – Statistiques descriptives de notre échantillon d'options d'achat sur indice CAC 40

Nb de jours avant expiration	Moins de 60	Entre 60 et 120	Entre 120 et 180	Total
Nombre total de transactions ^a	3 397	2 971	1 752	8 120 ^b
Nombre total de lots négociés	121 589	137 367	118 589	377 545
Volume quotidien moyen	779	903	760	813
Temps moyen, en minutes, entre deux transactions	26	26	40	29

^aLa période d'étude s'étend du 2 janvier 1997 au 30 décembre 1998

^bLes 8 120 options ont été sélectionnées selon la procédure précédemment décrite.

3.3 L'indice CAC 40 et l'indice implicite

A partir de ces données, nous calculons deux types de rendements. Le premier n'est autre que le rendement de l'indice historique calculé et diffusé par *ParisBourse SA*. Le second est l'indice implicite estimé à partir du prix des options d'achat négociées sur le MONEP. C'est en comparant les valeurs passées, présentes et futures de ces deux rendements que nous pourrions déterminer les rapports de causalité (de type *lead/lag*) entre le marché des options et le marché au comptant.

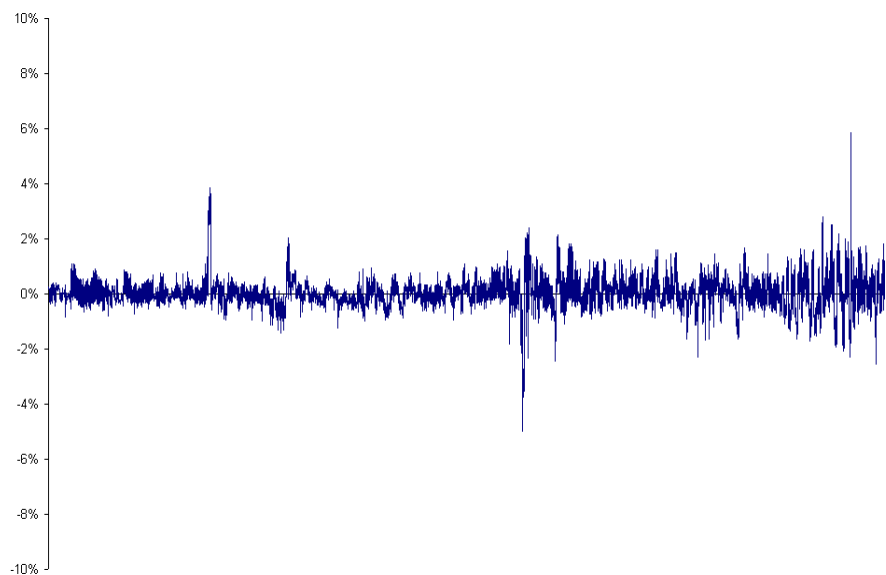
Pour obtenir l'indice implicite, nous inversons la formule de Black et Scholes (1973).²³ La formule de Black et Scholes (1973) dépend en effet de cinq paramètres : le prix et la volatilité de l'actif sous-

un agent est prêt à acheter ou vendre. En outre, comme le montre Lyons (1996), au fur et à mesure que l'activité sur les marchés s'intensifie, les teneurs de marché ne sont plus toujours en mesure d'actualiser leur cotations.

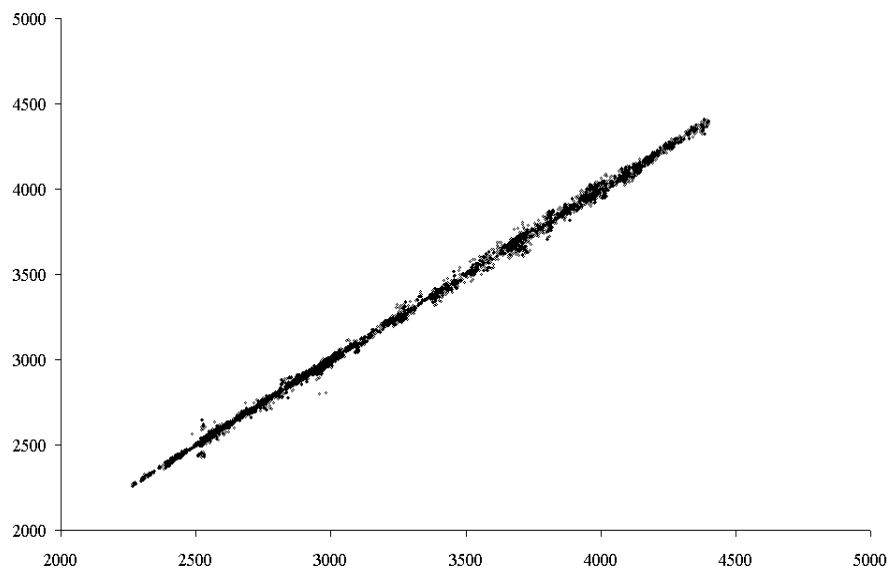
²¹La base de données utilisée contient ainsi toutes les options dont la parité est comprise entre 0,95 et 1,05.

²²*Cf.* Biais, Hillion et Spatt (1997) pour plus de détails sur l'importance des effets d'ouverture et de clôture des marchés ainsi que Lee et Mathur (1999) pour une étude appliquée au cas des marchés dérivés.

²³Stephan et Whaley (1990), et Diltz et Kim (1996) utilisent le modèle de Roll (1977). O'Connor (1999) dont l'étude porte sur des options américaines, utilise un binomial ajusté pour tenir compte du versement des dividendes. Dans cet article, afin de tenir compte des versements de dividendes, nous calculons la valeur courante des dividendes détachés durant la durée de vie de l'option comme le proposent Harvey et Whaley (1992).



(a) Différence relative entre l'indice CAC 40 au comptant et l'indice implicite.



(b) Indice CAC 40 au comptant (en abscisse) Indice implicite (en ordonnée).

FIG. 2 – Relation entre les indices. La période d'étude s'étend du 2 janvier 1997 au 30 décembre 1998.

jacent, le prix d'exercice et la maturité de l'option ainsi que le taux d'intérêt sans risque.²⁴ Connaissant quatre de ces cinq paramètres, nous pouvons alors inférer du prix de marché des options le dernier paramètre.²⁵ Cette méthode est utilisée une première fois pour estimer la volatilité à partir de l'indice au comptant, puis pour estimer l'indice implicite à partir de la volatilité implicite.²⁶ La Figure 2 représente l'indice CAC 40 et l'indice implicite sur la période. Il apparaît que la différence relative est relativement faible, 12 points d'indice en moyenne, soit un écart relatif de 0,4% ; la différence est rarement supérieure à 2%.

3.4 Le calcul des rendements

Le calcul des rendements nécessite que l'on définisse au préalable un pas d'échantillonnage. La longueur de l'intervalle est un choix délicat. Si l'intervalle est trop réduit et que la fréquence des transactions est faible, de nombreux rendements nuls seront enregistrés, introduisant inévitablement un biais dans les résultats. Inversement, si l'intervalle est trop large, cela peut éventuellement masquer certaines interactions entre les marchés. Nous avons donc choisi de calculer nos rendements sur des intervalles de 10 minutes. Compte tenu de nos données, un tel intervalle fournit une grille suffisamment fine pour détecter des relations d'avance-retard intrajournalières tout en étant suffisamment large pour minimiser la fréquence des observations manquantes. Nous conservons le dernier prix de transaction enregistré sur chaque intervalle.

En complément des rendements calculés à intervalles fixes, nous calculons également des rendements en utilisant un pas de temps variable. Ceci peut en effet nous permettre de capter des réactions inférieures à 10 minutes sans introduire de biais dû à un manque de liquidité. Pour cela, nous avons décidé d'utiliser une échelle de temps différente du temps calendaire, le temps transaction. Nous estimons ainsi les rendements entre deux transactions. Cette approche permet de réincorporer l'effet de la durée entre les transactions dans l'analyse du processus de prix ; en effet, l'étude du processus de prix à intervalles de temps réguliers masque l'information contenue dans les dates d'occurrence des transactions.²⁷ Les rendements de l'indice CAC 40 au comptant et de l'indice implicite sont représentés sur la Figure 3.

Pour une série donnée, les rendements sont obtenus en prenant le logarithme du rapport des prix successifs, soit $r_t = \ln(p_t/p_{t-1})$. Dans le cas des intervalles fixes, pour chaque intervalle sans transaction, le prix de l'intervalle précédent est répliqué. Nous obtenons 36 points par jour ($36 = 6 \times 60/10$). Les rendements *overnight* ont enfin été éliminés.²⁸

Puisque les titres ne sont pas traités en continu, le niveau rapporté de l'indice est toujours un indicateur retardé de sa "vraie" valeur. L'indice ne s'ajuste qu'au rythme des échanges sur chaque action. Ce phénomène, qualifié d'*infrequent trading*, devrait se traduire par une autocorrélation du premier ordre positive des rendements de l'indice. Par ailleurs, la fragmentation des ordres, les comportements mimétiques, tout comme le processus progressif de découverte des prix (mouvement aléatoire entre les niveaux

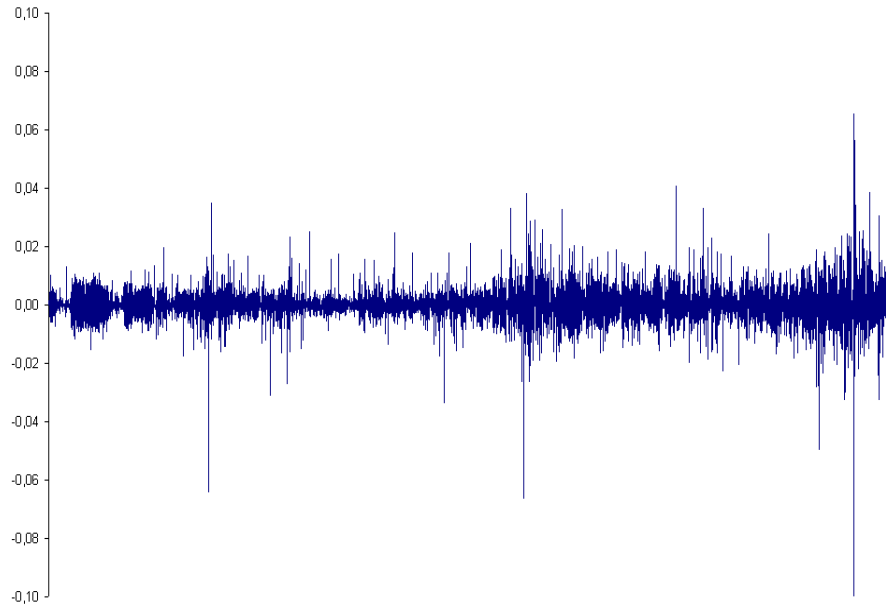
²⁴Dans cet article nous utilisons le PIBOR 3 mois comme mesure approximative du taux d'intérêt sans risque.

²⁵La procédure d'optimisation utilisée est celle de Broyden, Fletcher, Goldfarb et Shanno.

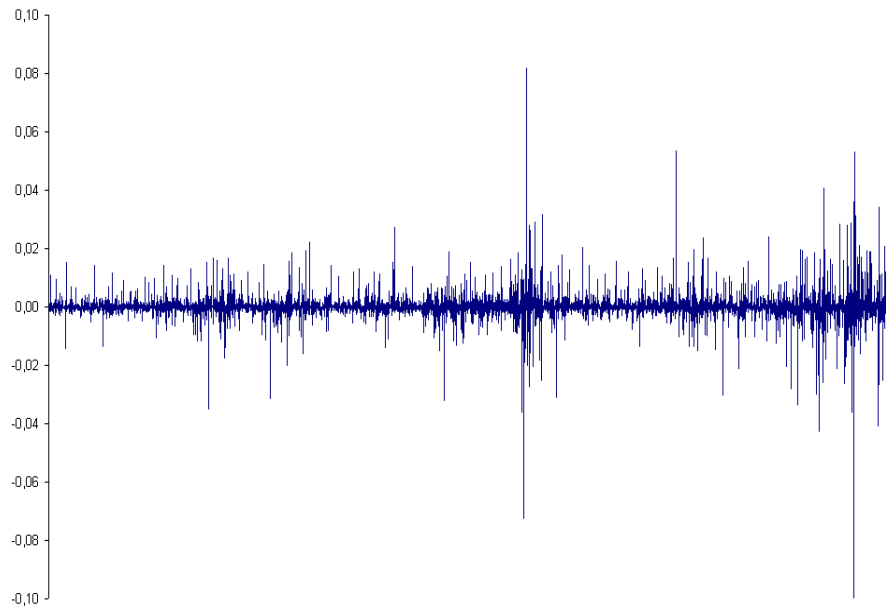
²⁶Deux séries de volatilité ont en fait été calculées. Dans le premier cas, nous supposons que les anticipations concernant la volatilité de l'indice CAC 40 ne varient pas au cours de la journée. Nous estimons donc une valeur différente de la volatilité pour chaque jour ouvré entre le 3 janvier 1997 et le 30 décembre 1998 et utilisons pour cela toutes les transactions réalisées la veille (la journée du 2 janvier est alors éliminée de notre base de données). Dans le second cas, à chaque nouvelle transaction correspond une nouvelle mesure de la volatilité calculée à partir des 25 dernières transactions. Cette seconde mesure est censée incorporer davantage d'information que la première. Cependant les résultats n'étant, par la suite, pas significativement différents selon que l'on retient l'une ou l'autre approche, nous ne présentons que ceux obtenus avec la première estimation.

²⁷Ce concept de temps déformé n'est pas nouveau. Dès les années soixante, Mandelbrot (1963) ont montré que selon l'échelle de temps considéré, la distribution de probabilité des rendements n'était pas la même. Cf. Le Fol et Mercier (1998) pour une synthèse.

²⁸Le fait d'inclure ces rendements particuliers ne fait qu'accroître la causalité instantanée entre les deux marchés. (Cf. Alphonse (2000)).



(a) Indice CAC 40



(b) Indice CAC 40 implicite (obtenu par inversion de la formule de Black et Scholes (1973) modifiée pour tenir compte du versement discret des dividendes)

FIG. 3 – Rendement, en temps transaction, de l'indice CAC 40. La période d'étude s'étend du 2 janvier 1997 au 30 décembre 1998.

des cours acheteur et vendeur, Roll (1984)) peuvent engendrer une autocorrélation des rendements.²⁹ Les statistiques descriptives concernant nos rendements sont reproduits dans le Tableau 3.

TAB. 3 – Statistiques descriptives des rendements de l'indice CAC 40 et de l'indice implicite en temps calendaire et en temps transaction

Rdt de l'indice	Temps calendaire		Temps transaction	
	Comptant	Implicite	Comptant	Implicite
Nb d'observations	16 419		7 656	
Moyenne	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Ecart-type	0.0017	0.0035	0.0021	0.0044
Autocorrélation $\rho(1)$	0.0033	-0.0043	-0.0025	-0.1599
Autocorrélation $\rho(2)$	-0.0046	-0.0015	-0.0003	-0.0110
Autocorrélation $\rho(3)$	-0.0017	-0.0015	-0.0025	0.0067
Autocorrélation $\rho(4)$	0.0044	-0.0016	0.0073	-0.0074
Autocorrélation $\rho(5)$	0.0042	-0.0004	0.0019	0.0010
Autocorrélation $\rho(6)$	0.0020	-0.0006	0.0037	0.0020
Autocorrélation $\rho(7)$	-0.0008	0.0000	0.0027	0.0017
Autocorrélation $\rho(8)$	-0.0013	-0.0008	-0.0037	0.0049
Autocorrélation $\rho(9)$	0.0032	0.0003	-0.0002	-0.0082
Autocorrélation $\rho(10)$	-0.0034	-0.0001	0.0045	-0.0007

Pour des pas d'échantillonnage de 10 minutes, les autocorrélations n'apparaissent significatives, ni dans le cas de l'indice au comptant, ni dans celui de l'indice implicite. Contrairement à Fleming et *al.* (1996) qui réalisent leurs tests à la fois sur les rendements bruts et sur les innovations d'un processus ARMA(2,3), nous n'utilisons par conséquent que les rendements bruts.³⁰

4 Méthodologie

La méthodologie adoptée est celle de l'analyse de causalité au sens de Granger (1969). La causalité stricte au sens de Granger concerne les séquences présentes, passées et futures de deux séries chronologiques stationnaires et faiblement dépendantes $\{X_t\}$ et $\{Y_t\}$. Dans cet article nous définissons X_t comme le rendement de l'indice implicite calculé à partir du prix des options, et Y_t comme le rendement de l'indice CAC 40. Nous notons alors X_{t-Lx}^{Lx} le vecteur des valeurs retardées de X_t de longueur Lx : $X_{t-Lx}^{Lx} = (X_{t-Lx}, X_{t-Lx+1}, \dots, X_{t-1})$ et Y_{t-Ly}^{Ly} le vecteur des valeurs retardées de Y_t de longueur Ly : $Y_{t-Ly}^{Ly} = (Y_{t-Ly}, Y_{t-Ly+1}, \dots, Y_{t-1})$.

²⁹Les corrélations d'ordre 1 ainsi que les corrélations instantanées sont également très dépendantes du système d'appariement des ordres, cf. Gouriéroux et Le Fol (1998).

³⁰Abhyankar (1998) propose également d'utiliser les résidus d'un modèle EGARCH(1,1) afin de tenir compte du phénomène de persistance de la volatilité qui peut induire un biais dans l'estimation des relations de causalité non-linéaire. Ses résultats ne diffèrent pas de ceux obtenus à partir de séries non filtrées.

Dans le cas de la causalité au sens de Granger, nous dirons que Y ne “cause” pas X si l’observation des valeurs passées de Y ne permet pas d’améliorer la prévision de X effectuée à l’aide de la chronique de ses propres valeurs passées. Si I_{t-1} désigne le couple de vecteurs $(X_{t-Lx}^{Lx}, Y_{t-Ly}^{Ly})$ et $F(X_t/I_{t-1})$ la distribution de probabilité de X_t conditionnelle à l’information contenue dans I_{t-1} , on obtient :

$$F(X_t/I_{t-1}) = F(X_t/(I_{t-1} - Y_{t-Ly}^{Ly})) \quad t = 1, 2, \dots \quad (1)$$

De façon générale, l’interprétation des résultats relève ici de la domination informationnelle d’un marché sur l’autre. En effet, la présence de causalité au sens de Granger ne signifie pas, à proprement parler, que les variations de prix sur l’un des marchés “causent” les variations de prix observées sur l’autre marché, mais simplement qu’un des deux marchés réagit en premier. Notre intuition est la suivante : si les investisseurs informés font du marché des options le lieu principal de leurs interventions, alors les variations de prix des options sur indice devraient permettre d’améliorer les prévisions concernant les variations futures de l’indice au comptant ; l’équilibre entre les deux marchés étant restauré par l’intervention des arbitragistes. Autrement dit, on devrait déceler un transfert d’information du marché dérivé vers le marché au comptant.

4.1 La causalité linéaire au sens de Granger

Sims (1972) propose de tester la causalité au sens de Granger en régressant la variable X sur les valeurs retardées, actuelle et avancées de la seconde variable Y . L’estimation se fait à partir du modèle suivant :

$$X_t = \alpha + \sum_{k=-n}^{+n} \beta_k Y_t + \beta_z z_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (2)$$

où n est le nombre de variables avancées ou retardées. Le choix du nombre de retards et avances est fixé à six.³¹

Les coefficients négatifs représentent l’avance de l’indice de marché comparativement à l’indice implicite, alors que les coefficients positifs représentent le retard de l’indice de marché (puisque les valeurs futures des variations de l’indice de marché permettent de connaître aujourd’hui la variation de l’indice implicite).³² Les hypothèses concernant le flux d’information entre les deux marchés peuvent ainsi être exprimées à partir des coefficients estimés :

H1 : Le rendement de l’indice de marché reflète l’information en premier ($\beta_{-1} > 0$ et $\beta_{+1} = 0$).

H2 : Le rendement de l’indice implicite reflète l’information en premier ($\beta_{-1} = 0$ et $\beta_{+1} > 0$).

H3 : Aucun des deux marchés ne reflète systématiquement l’information en premier ($\beta_{-1} > 0$ et $\beta_{+1} > 0$).

Le terme z_{t-1} est un terme à correction d’erreur intégré au modèle pour prendre en compte la relation de cointégration entre les variables. En raison de la relation d’arbitrage existant entre un actif dérivé et son sous-jacent, les prix de ces derniers apparaissent en effet cointégrés. Or, en présence de cointégration, la différence entre les séries en niveau (indice implicite et indice CAC 40), retardée d’une période, fournit une information supplémentaire par rapport à celle contenue dans un nombre fini de valeurs de la variable indépendante. Cette information est saisie en ajoutant z_{t-1} comme variable indépendante. Ce terme est défini comme le logarithme du rapport de l’indice implicite sur l’indice de marché en niveau à la date

³¹Nous avons également estimé la causalité à l’aide d’un modèle VAR. Les résultats étant sensiblement identiques, nous avons choisi de ne pas les reporter.

³²Le problème de ces tests est que la paramétrisation du modèle requiert une sélection arbitraire de la variable indépendante. Cependant, aucun fondement théorique ne permet de déterminer *a priori* le choix de cette variable, et les études antérieures utilisent indifféremment l’une ou l’autre.

$t-1$; l'intuition à l'origine de cette variable à correction d'erreur est que les différences entre les niveaux à la date $t-1$ tendront à devenir plus faibles à la date t en raison de l'activité d'arbitrage.³³

En raison de la présence probable d'hétéroscédasticité de nos résidus et des problèmes éventuels d'autocorrélation des séries (danse de la fourchette, *infrequent trading*), nous n'appliquons pas les Moindres Carrés Ordinaires, qui peuvent amener à des résultats fallacieux quant à la présence de causalité (*spurious causality*). En effet, si le cas est avéré, non seulement les estimateurs des MCO ne sont plus efficaces, mais les tests utilisant la matrice de variance-covariance, tel que le test de Student, ne sont plus pertinents.

Les tests statistiques pour l'hypothèse nulle que les coefficients β soient individuellement égaux à zéro sont en conséquence calculés sur la base de la matrice de variance-covariance estimée en utilisant la Méthode des Moments Généralisés de Hansen (1982) qui consiste à minimiser une forme quadratique à partir d'une matrice de variance-covariance des résidus.³⁴ Nous choisissons d'utiliser la matrice de Newey et West (1987) qui vérifie les conditions de Hansen (1982) sous lesquelles les estimateurs sont efficaces, asymptotiquement sans biais et asymptotiquement normaux, quelle que soit la structure des résidus. La significativité des valeurs retardées (β_{-6} à β_{-1}), contemporaine (β_0) et avancées (β_{+1} à β_{+6}) de l'indice de marché est analysée à partir de la statistique de Student.

Le problème avec le test de Sims (1972) (et d'autres tests "linéaires" tels que le test de Wald ou le test du multiplicateur de Lagrange) est qu'il est impuissant à déceler d'éventuelles relations non-linéaires entre les variables. De nombreuses études ont pourtant apporté la preuve de l'existence de non-linéarités des séries financières.³⁵ De plus, en présence de coûts de transaction, il existe des bornes entre lesquelles le prix de l'option et celui du sous-jacent fluctuent sans provoquer d'arbitrage, puisque ceux-ci ne sont pas rentables. En conséquence, la relation entre les deux séries est de nature non linéaire.³⁶

4.2 La causalité non linéaire au sens de Granger

Pour pallier l'inconvénient des tests de causalité linéaire, Baek et Brock (1992) ont proposé une méthode alternative fondée sur l'intégrale de corrélation. Leur méthode a été utilisée pour mettre en évidence des liens entre monnaie et revenu (Baek et Brock (1992)), rendements boursiers et facteurs macroéconomiques (Hiemstra et Kramer (1993)) ou encore entre indices des prix à la production et à la consommation (Jaditz et Jones (1993)). Abhyankar (1998) l'a également appliquée dans le cadre des relations entre les *futures* et leur sous-jacent.

Le passage d'une causalité linéaire à une causalité non linéaire passe par une réécriture de la condition de non causalité au sens de Granger (1969). La méthode adoptée est celle de Hiemstra et Jones (1994) qui proposent une version modifiée du test de Baek et Brock (1992). Soit le vecteur des valeurs avancées de X_t de longueur m : $X_t^m = (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+m+1})$, $m = 1, 2, \dots$ et $t = 1, 2, \dots$. Pour des valeurs données de m , Lx and $Ly \geq 1$, et pour un $e > 0$, on dira que Y ne cause pas X au sens de Granger si :

$$\begin{aligned} & Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e) \\ & = Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e) \end{aligned} \quad (3)$$

³³La prise en compte de ce terme à correction d'erreur répond à la remarque de O'Connor (1999) qui utilise la méthode de cointégration de Johansen pour estimer la relation entre les marchés d'options et le marché sous-jacent. L'auteur justifie le choix de sa méthode par le fait que les méthodes de causalité ne prennent pas en compte cette relation de long terme.

³⁴Ces résidus sont obtenus lors d'une première étape, en minimisant une forme quadratique, associée à une matrice identité.

³⁵Cf. Hsieh (1991), Pandey et al. (1998).

³⁶Cf. Dwyer et al. (1996) pour un modèle incorporant des seuils dans les coûts de transaction dans le cadre des marchés à terme.

où $t, s = 1, 2, \dots$ et $\|\cdot\|$ est la norme maximum.³⁷

La probabilité du membre gauche de l'équation précédente est la probabilité conditionnelle que la différence entre deux vecteurs arbitraires de valeurs avancées en nombre m de X_t soit inférieure à une distance e , sachant que les écarts entre les vecteurs correspondant des valeurs retardées de X_t en nombre Lx et de Y_t en nombre Ly sont chacun inférieurs à e . La probabilité du membre de droite est la probabilité conditionnelle que la différence entre deux vecteurs arbitraires de valeurs avancées en nombre m de X_t soit inférieure à une distance e , sachant que l'écart entre les vecteurs correspondant des valeurs retardées de X_t en nombre Lx est inférieur à e .

L'équation (3) peut être réécrite avec les ratios correspondant des probabilités jointes :

$$C1(m + Lx, Ly, e) / C2(Lx, Ly, e) = C3(m + Lx, e) / C4(Lx, e) \quad (4)$$

avec

$$\begin{aligned} C1(m + Lx, Ly, e) &\equiv Pr \left(\left\| X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx} \right\| < e, \left\| Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly} \right\| < e \right) \\ C2(Lx, Ly, e) &\equiv Pr \left(\left\| X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx} \right\| < e, \left\| Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly} \right\| < e \right) \\ C3(m + Lx, e) &\equiv Pr \left(\left\| X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{Lx} \right\| < e \right) \\ C4(Lx, e) &\equiv Pr \left(\left\| X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx} \right\| < e \right) \end{aligned} \quad (5)$$

La condition de non causalité au sens de Granger dans l'équation (3) peut être testée en utilisant les estimateurs basés sur l'intégrale de corrélation des Ci ($i = 1, 2, 3, 4$). Pour les réalisations de X et Y , soit $\{x_t\}$ et $\{y_t\}$ pour $t = 1, 2, \dots, T$, on définit $\{x_t^m\}$, $\{x_{t-Lx}^{Lx}\}$ et $\{y_{t-Ly}^{Ly}\}$ respectivement comme le vecteur avancé de longueur m et retardé de longueur Lx de $\{x_t\}$ et le vecteur retardé de longueur Ly de $\{y_t\}$. On peut alors réécrire les estimateurs des probabilités jointes de la manière suivante :

$$\begin{aligned} C1(m + Lx, Ly, e, n) &\equiv (2/n(n-1)) \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{m+Lx}, e) \cdot I(y_{t-Ly}^{m+Ly}, y_{s-Ly}^{m+Ly}, e) \\ C2(Lx, Ly, e, n) &\equiv (2/n(n-1)) \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \cdot I(y_{t-Ly}^{Ly}, y_{s-Ly}^{Ly}, e) \\ C3(m + Lx, e, n) &\equiv (2/n(n-1)) \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \\ C4(Lx, e, n) &\equiv (2/n(n-1)) \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \end{aligned} \quad (6)$$

où $n = T + 1 - m - \max(Lx, Ly)$, $I(Z_1, Z_2, e)$ est une indicatrice égale à 1 quand la distance entre deux vecteurs Z_1 et Z_2 est inférieure à la distance e , et 0 sinon, et $t, s = \max(Lx, Ly) + 1, \dots, T + 1 - m$.

Hiemstra and Jones (1994) montrent que, pour des valeurs données de m , Lx , et $Ly \geq 1$ et $e > 0$, et sous les hypothèses de Denker and Keller (1983), si $\{Y_t\}$ ne cause pas $\{X_t\}$ au sens de Granger, alors :

$$\sqrt{n} \left[\frac{C1(m + Lx, Ly, e, n)}{C2(Lx, Ly, e, n)} - \frac{C3(m + Lx, e, n)}{C4(Lx, e, n)} \right] \sim N(0, \sigma^2(m, Lx, Ly, e)) \quad (7)$$

où $\sigma^2(m, Lx, Ly, e)$ est calculé en utilisant l'estimation de Hiemstra and Jones (1994).³⁸ La statistique ci-dessus est notée $CS(m, Lx, Ly, e, n)$. Enfin, si nous considérons le ratio $TVAL = CS(m, Lx, Ly, e, n) / \hat{\sigma}^2(m, Lx, Ly, e, n)$, la statistique $TVAL$ suit une Student à $n = T - L$ degrés de liberté.

³⁷Notons que la norme maximum nous permet d'écrire

$$Pr \left(\|X_t^m - X_s^m\| < e, \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e \right) = Pr \left(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e \right)$$

³⁸Le détail du calcul est donné en Annexe.

Empiriquement, à l'instar de Hiemstra et Jones, nous utilisons un modèle VAR (Vector AutoRegressive) pour estimer la relation linéaire entre les variables.³⁹ Le test de causalité non linéaire est ensuite appliqué sur les résidus obtenus. Ceci nous permet d'estimer la relation de causalité non linéaire sur des séries déjà purgées de leur éventuel lien linéaire.

On rejette l'hypothèse que Y ne cause pas X si la mesure de causalité $TVAL(e, L)$ est supérieure à la valeur limite St de la statistique de Student correspondant au seuil de significativité choisi. Ce dernier test est conduit, pour un couple de valeurs e et L déterminé par l'observateur.

5 Les résultats empiriques

Le résultat selon lequel le marché des options devance le marché au comptant, soit en raison de coûts de transaction plus faibles, soit en raison d'un effet de levier plus important, est rejeté dans le cas français. L'hypothèse selon laquelle le MONEP serait dominé par la présence d'investisseurs informés n'est donc pas vérifiée. Ceci confirme les conclusions obtenues par Mannaï (1995) dans son étude sur l'existence d'asymétries d'information sur le MONEP. On constate toutefois l'existence de relations bi-directionnelles entre les deux marchés, révélatrices de l'activité des arbitragistes entre les marchés.

5.1 Résultats des tests de causalité linéaire

Les résultats des tests de causalité linéaire au sens de Granger sont présentés dans le Tableau 4. S'agissant des régressions effectuées sur des intervalles fixes (temps calendaire), outre le coefficient de causalité instantanée, les 2 premiers coefficients associés aux rendements retardés de l'indice au comptant sont significatifs. Le terme à correction d'erreur est également significatif, indiquant que la différence retardée entre les niveaux de l'indice implicite et de l'indice CAC 40 fournit de l'information concernant le rendement contemporain.

L'hypothèse H2 est donc validée : l'indice de marché précède l'indice implicite. Les résultats obtenus avec ces intervalles de 10 minutes suggèrent par ailleurs que le processus de découverte des prix est relativement long, de l'ordre de 20 minutes.⁴⁰

Ce résultat est contraire à ceux obtenus outre-Atlantique par Fleming et al. (1996) et Easley et al. (1998) où le CBOE précède le marché sous-jacent, mais corroborent ceux de Jarnecic (1999) sur le marché australien et Booth et al. (1999) sur le marché allemand. Ces différences peuvent s'expliquer par le fait que les marchés dérivés allemand et australien, comme le MONEP, sont peu liquides comparés au marché anglo-saxon. Ce manque d'activité permet également de comprendre que le temps nécessaire à l'incorporation de l'information paraisse si long au vu de la capacité de réaction des arbitragistes. Le problème est que si l'on veut pouvoir détecter la réaction du marché des options, encore faut-il que des transactions aient été enregistrées. En conséquence, il est possible que ces premiers résultats soient biaisés par la présence de nombreux intervalles sans transaction (66% dans notre échantillon).⁴¹ Il est alors important de les reconsidérer en utilisant un pas de temps variable.

Le problème d'*infrequent trading* est la plupart du temps ignoré. Jarnecic (1999), sur le marché australien, propose toutefois d'éliminer les intervalles pour lesquels aucune observation n'est enregistrée. Le résultat est effectivement probant puisqu'il permet de réduire le décalage temporel entre les marchés étudiés. Cependant, il ne permet pas de quantifier le temps nécessaire à l'incorporation de l'information.

³⁹Cette modélisation est notamment proposée par Granger (1969) pour tester la présence de causalité. Comme le propose Geweke (1984), on peut calculer une mesure de causalité basée sur le rapports des déterminants des matrices de variance-covariance des résidus.

⁴⁰Lorsque l'on utilise des rendements calculés sur des intervalles de 5 minutes, ce sont alors les 5 premiers coefficients qui sont significatifs, d'où un délai d'environ 25 minutes.

⁴¹Plus généralement, Lo et MacKinlay (1990) montrent que ce biais peut apparaître dès que la probabilité de *non-trading* est positive sur l'un des deux marchés.

TAB. 4 – Résultats des tests de causalité linéaire entre l'indice CAC 40 et l'indice implicite

Coefficient	Temps calendaire		Temps transaction	
	Estimation	t-statistique	Estimation	t-statistique
α	0.0000	-0.3566	0,0000	-0.1382
β_{-6}	0.0260	1.1020	0.0081	0.2852
β_{-5}	-0.0300	-1.0956	-0.0215	-0.8849
β_{-4}	-0.0307	-1.0576	-0.0024	-0.0908
β_{-3}	0.0179	0.5446	0.0051	0.1768
β_{-2}	0.0937	3.8937***	-0.0005	-0.0183
β_{-1}	0.1893	4.8782***	0.0832	3.0122***
β_0	0.1302	4.6564***	0.6396	20.0741***
β_{+1}	0.0357	1.5411	0.0055	0.2081
β_{+2}	0.0007	0.0352	0.0023	0.0917
β_{+3}	-0.0182	-0.7398	0.0117	0.4407
β_{+4}	-0.0217	-0.9783	-0.0068	-0.2499
β_{+5}	-0.0221	-0.6786	-0.0094	-0.3546
β_{+6}	0.0346	0.6553	-0.0041	-0.1664
β_z	0.0587	4.0476***	0.0068	0.5963
Nb. d'obs.	16 407		7 644	

Les résultats reportés sont ceux de la régression :

$$\Delta X_t = \alpha_t + \sum_{k=-6}^{+6} \beta_k \Delta Y_{t+k} + z_{t-1} + \epsilon_{i,t}$$

où ΔX_t est le rendement de l'indice implicite calculé à partir du prix de l'option, ΔY_{t+k} est le rendement de l'indice CAC 40 entre les dates $t+k$ et $t+k-1$, et z_{t-1} est le terme à correction d'erreur. Les t-stat correspondent à l'hypothèse H_0 de nullité du paramètre et sont calculées à partir de la matrice de variance-covariance de Newey et West (1987).

* Significativité au seuil de 10 %

** Significativité au seuil de 5 %

*** Significativité au seuil de 1 %

Confrontés au même type de problème sur le marché néerlandais, De Jong et Donders (1996) doivent, pour estimer leurs autocorrélations et leurs covariances, poser des hypothèses plus restrictives sur les processus de prix, afin d'obtenir des estimateurs compatibles avec la présence d'*infrequent trading*.⁴²

Pour pallier ce biais, nous proposons, à l'instar de Finucane (1999), de considérer nos séries en fonction d'un pas de temps non pas fixe, mais variable. Contrairement à ce dernier, qui reconstruit ses séries de manière à ce qu'il n'existe plus, ni rendements nuls, ni transactions simultanées entre les deux marchés, nous suggérons de passer en "temps transaction". C'est dès lors l'occurrence d'une transaction qui détermine le laps de temps à considérer, l'intervalle n'étant plus déterminé de manière *ad hoc*. Ceci nous permet, en outre, de réintégrer l'intensité des échanges dans le processus de découverte des prix (*cf. supra*).

Les résultats obtenus à partir des intervalles variables (temps transaction) confirment ceux sur intervalles fixes, mais tempèrent leur interprétation. L'indice au comptant précède toujours l'indice implicite, mais une seule transaction est nécessaire pour que l'information contenue dans les variations de l'indice soit intégrée sur le marché des options. En temps transaction, on constate effectivement que seuls les coefficients β_0 et β_{-1} sont positifs et significatifs au seuil de 1%. Le coefficient le plus élevé est le coefficient associé au rendement de l'indice à la date courante (0,6398), ce qui montre que l'essentiel de l'incorporation de l'information se fait de façon simultanée entre les deux marchés.

Si l'on s'en tient à la durée moyenne entre deux transactions (*cf. Tableau 2*), on peut remarquer que le délai de réaction est de l'ordre de 20-30 minutes ce qui en définitive correspond aux résultats précédents (une vingtaine de minutes). Cependant l'intérêt du temps transaction est de pouvoir considérer un laps de temps plus révélateur des variations de l'activité sur le MONEP. Le temps moyen entre deux transactions diffère selon la période de la journée et le délai d'incorporation de l'information, mesuré en minutes, varie donc au cours de la séance, en raison du caractère saisonnier de l'activité : il est d'environ 17 minutes entre 10h30 et 11h30, alors qu'il passe à plus d'une demi-heure entre 13h30 et 14h30 (mesurée en nombre de transactions, la vitesse d'ajustement est en revanche constante au cours de la journée). Or, ce phénomène ne pouvait être pris en compte avec les intervalles fixes.

Nos résultats sont, en partie, conformes à ceux rapportés par Finucane (1999) dans la mesure où, lorsqu'il utilise un pas de temps fixe de 15 minutes, le délai d'incorporation de l'information est effectivement de 45 minutes environ, contre quelques minutes avec un intervalle variable.

La valeur du terme à correction d'erreur est beaucoup plus faible que dans le cas précédent ; ce terme n'est d'ailleurs pas significativement différent de zéro. Il convient de remarquer que le calcul du terme à correction d'erreur à partir des intervalles fixes est biaisé en raison de la non-synchronisation des données, ce qui a pour effet de surestimer l'écart, en valeur absolue, entre l'indice au comptant et l'indice implicite (ce n'est pas le cas en temps transaction où la synchronisation est parfaite entre le prix des options et l'indice). Enfin, quel que soit la définition du temps adoptée, les conclusions restent les mêmes en l'absence du terme à correction d'erreur.⁴³

5.2 Résultats des tests de causalité non linéaire

Jusqu'à présent, nous n'avons considéré que la possibilité de liens linéaires entre les deux marchés. Les tests de causalité précédents reposent en effet sur l'estimation des coefficients d'une fonction affine. Or, de plus en plus, les études économétriques portant sur les séries financières haute-fréquence suggèrent la présence de dynamiques non-linéaires. Dans notre cas, il existe également des relations non linéaires entre les actifs, résultats d'opérations d'arbitrage (*cf. supra*). Nous appliquons le test de causalité non linéaire modifié par Hiemstra et Jones (1994) afin de détecter l'existence de relations de ce type entre l'indice CAC 40 et les options sur indice.

⁴²Leurs estimations se fondent en particulier sur l'hypothèse que le processus de prix est indépendant du processus d'arrivée des ordres sur le marché ; *cf. Ghysels, Gouriéroux et Jasiak (1996)*.

⁴³Les régressions ont également été effectuées en ajoutant l'indice de clôture mais il n'est jamais significatif.

Le test modifié de Baek et Brock nécessite que soit déterminée, de manière subjective, la longueur du vecteur avancé m , la longueur des retards Lx et Ly , et l'échelle du paramètre e . Il n'existe aucune indication quant au choix des valeurs optimales, mais en nous basant sur les simulations de Monte Carlo de Hiemstra et Jones (1993) et de Chauveau (1997), la longueur du vecteur m est fixée à 1 et $Lx = Ly$.⁴⁴ En raison de la nature du test, on ne peut calculer d'indicatrice ($I(Z_1, Z_2, e)$) sur une seule et même date, ce qui ne nous permet pas de tester la causalité non linéaire instantanée. Dans tous les cas, le test est appliqué en utilisant $e = 1, 5$.⁴⁵ Nous appliquons le test aux résidus du modèle VAR, ce qui implique que les rendements sont déjà purgés de leur lien linéaire, pour des retards allant de 1 à 6.⁴⁶ Les résultats sont donnés dans le Tableau 5 pour les intervalles variables. Nous rapportons la valeur de CS , la différence entre les deux probabilités conditionnelles et $TVAL$, la statistique du test de Student, pour chaque retard.

Qu'il s'agisse de l'hypothèse selon laquelle l'indice implicite ne cause pas l'indice au comptant, ou de l'hypothèse opposée, les valeurs de $TVAL$ sont pratiquement toutes significatives au seuil de 1% ce qui suggère une dépendance non-linéaire forte entre les deux marchés. On remarquera en outre que l'effet est plus important dans le cas de la causalité de l'indice au comptant vers l'indice implicite ce qui tend à confirmer les résultats précédents. Les valeurs de la statistique de Student sont effectivement plus élevées du marché au comptant vers le marché des options ; par exemple, pour le premier retard, elle est de 44,50 dans le premier cas, contre 12,47 dans le second.

Ces résultats peuvent sembler paradoxaux au vu de ceux obtenus dans le cadre de la causalité linéaire. Pour autant, ils ne remettent pas en cause le fait que l'information se transmet davantage de l'indice CAC 40 vers le marché des options, mais suggèrent simplement des interactions importantes entre les deux marchés. Les précédents tests ne "capturent" en effet qu'une partie de la dynamique entre les marchés ; ils sont notamment incapables de tenir compte de l'influence des coûts de transaction sur l'activité des arbitragistes, coûts de transaction qui impliquent que les différences de prix entre les marchés ne sont arbitrées que lorsqu'elles sont supérieures, en valeur absolue, à la fourchette de prix. Par ailleurs, bien qu'il n'existe aucune étude de la sorte sur le marché des options, nos résultats sont semblables à ceux obtenus par Abhyankar (1998) sur le marché des *futures*.

5.3 Comment expliquer les liens entre les marchés ?

Nos résultats sont donc incompatibles avec l'hypothèse selon laquelle les options, en raison de l'effet de levier, sont des instruments attractifs pour les investisseurs informés (Black (1975), Amin et Lee (1994)) ; sous cette hypothèse, l'information devrait en effet être incorporée en premier dans le prix des options, le transfert des informations entre les marchés étant assuré par l'intervention d'arbitragistes. Deux explications complémentaires sont envisageables.

Une première explication de ce décalage entre les marchés peut être liée à leurs modes d'organisation respectifs. En effet, comme il a déjà été souligné, les actions sont échangées par l'intermédiaire du système SuperCAC, électronique, alors que sur le MONEP, une partie des transactions se fait encore à la criée. Il est donc probable que l'exécution d'un ordre sera assurée plus rapidement sur le marché des actions que sur le marché des options, ce qui tend, toutes choses égales par ailleurs, à supposer que le marché des actions tire le marché des options. En théorie, ainsi que le suggèrent Biais, Foucault et Salanié (1998), l'organisation des marchés sous forme de criée ralentit le processus de découverte des prix. A l'instar de Grünblicher, Longstaff et Schwartz (1994), une interprétation des résultats peut donc être proposée en terme d'efficacité relative d'un mode d'organisation par rapport à un autre.

Une seconde explication tient aux différences de coûts de transaction entre les marchés. Dans notre

⁴⁴Les résultats des simulations de Monte-Carlo montrent que le test est robuste à la présence de changements de structure des séries et à une corrélation à la date t des erreurs du VAR.

⁴⁵Nous utilisons aussi les valeurs 0.5, 1 et 2 du paramètre. Les résultats ne sont pas reportés dans cet article.

⁴⁶Le test modifié de Baek et Brock est de toute façon peu sensible à une dépendance linéaire (Chauveau (1997)).

TAB. 5 – Résultats des tests de causalité linéaire entre l'indice CAC 40 et l'indice implicite

H_0	L'indice implicite ne cause pas l'indice au comptant		L'indice au comptant ne cause pas l'indice implicite	
$Lx = Ly$	CS	$TVAL$	CS	$TVAL$
1	1.5146	44.4992***	1,2069	12.4769***
2	2.9475	20.8037***	2.2579	6.9294***
3	3.3495	9.5650***	2.9519	3.7481***
4	5.0145	6.5550***	4.3551	2.9728***
5	5.6768	4.1181***	4.2189	1.7679**
6	6.7063	3.0506***	4.6123	1.2616

Le test de causalité modifié de Baek et Brock est effectué sur les résidus du modèle VAR. Lx et Ly sont le nombre de retards utilisés pour les séries. CS et $TVAL$ sont la différence entre les deux probabilités conditionnelles et la statistique du test de Student. L'hypothèse nulle est rejetée si la statistique $TVAL$ observée est supérieure à la valeur limite théorique. Les résultats sont donnés pour $e = 1, 5$.

* Significativité au seuil de 10%

** Significativité au seuil de 5%

*** Significativité au seuil de 1%

cas, la combinaison d'un manque relatif d'activité sur les options et de fourchettes larges font que les coûts de transaction semblent, *a priori*, plus élevés sur le MONEP que sur le marché au comptant. Or, comme le notent Fleming et al. (1996), le marché bénéficiant des coûts de transaction les plus faibles devrait incorporer l'information plus rapidement (*cf. supra*).

Cette dernière explication n'exclut pas la possibilité de relations plus complexes entre les deux marchés, dues à la présence des arbitragistes. Au contraire, l'existence des coûts de transaction, et notamment des fourchettes de prix, implique également des relations non linéaires entre les actifs. Les différences de prix entre les deux marchés ne sont en effet arbitrées que dans la mesure où elles sont supérieures aux coûts engagés. Dwyer et al. (1996) montrent ainsi, dans le cadre d'un modèle avec coûts de transaction (*cost of carry model with nonzero transaction costs*), que les relations de nature non linéaires sont utiles en vue de caractériser les relations entre l'indice S&P 500 au comptant et son contrat à terme.

6 Conclusion

Dans l'ensemble, nos résultats indiquent que le marché des options n'est pas dominé par la présence d'investisseurs informés. Il semble en effet que l'indice CAC 40 intègre les nouvelles informations environ 20 minutes avant le marché des options, ce qui correspond en moyenne à une transaction, et ce malgré l'effet de levier propre à ces instruments. Ces résultats sont semblables à ceux de Jarnecic (1999) sur le marché australien et à ceux de Booth et al. (1999) sur le marché allemand ; ils sont en revanche opposés à ceux obtenus sur les marchés américains (voir par exemple Fleming et al. (1996)). Deux explications complémentaires peuvent être apportées. Les différences sont dues, soit à une faible liquidité du marché des options, ce qui conduit à des coûts de transaction plus élevés, soit à une supériorité organisationnelle du système automatisé par rapport au système à la criée.

Nos résultats suggèrent également la présence de liens non linéaires bi-directionnels significatifs entre les deux marchés, signe de l'activité des arbitragistes ; d'où, d'ailleurs, l'utilité de tels tests, puisque les régressions linéaires ne sont pas capables de caractériser les dynamiques de la relation entre les séries.

Si cette étude a permis de mieux comprendre comment se transmet l'information entre le marché au comptant et le marché des options, elle n'en comporte pas moins certaines limites, tant conceptuelles que méthodologiques. Premièrement, sur le plan théorique, nous sommes encore à la recherche de modèles plus complets, intégrant à la fois l'effet de levier, les différences de coûts de transaction et de liquidité entre les deux marchés, et les techniques d'évaluation propres aux options. Les approches théoriques n'offrent, pour l'heure, que des modèles déconnectés des principes d'évaluation tels qu'ils ont été élaborés depuis Black et Scholes (1973) et ces derniers sont encore difficilement transposables aux cas des marchés incomplets. Ensuite, sur le plan empirique, à l'instar des travaux d'Abhyankar (1998) sur le marché des *futures*, il conviendrait d'appliquer à nos séries plusieurs filtres afin, notamment, de déceler l'existence de biais imputables au phénomène de persistance de la volatilité. L'existence d'une base de données incluant toutes les cotations, permettrait en outre de mieux comprendre le comportement des teneurs de marchés. En outre, un premier prolongement consiste à examiner les liens réciproques entre l'indice CAC 40, les contrats à terme et les contrats d'option sur indice.

Bibliographie

- Abhyankar A., 1998, "Linear and nonlinear Granger causality : Evidence from the U.K. stock index futures market", *Journal of Futures Market* 18 (5), 519-540.
- Alphonse P., 2000, "Mesures de causalité entre marchés au comptant et à terme d'indice boursier", *Actes du Colloque de l'AFFI*, 26 et 27 juin 2000, Paris.
- Amin K. et C. Lee, 1994, "Option trading and earnings news dissemination", *Working Paper*, University of Michigan.
- Anthony J., 1988, "The interrelation of stock and options market trading volume data", *Journal of Finance* 43, 949-964.
- Artus P., 1996, "Creation d'un marché a terme, nature des imperfections financières et stabilité du prix au comptant", *Revue Economique* 47(5), 1043-62.
- Back K., 1993, "Asymmetric information and options", *Review of Financial Studies* 6(3), 435-472
- Baek E. et W. Brock, 1992, "A non-parametric test for independence of a multivariate time series", *Statistica Sinica* 2, 137-156.
- Bakshi G., Ch. Cao et Z. Chen, 1997, "Empirical performance of alternative option pricing models", *Journal of Finance* 52(5), 2003-2049.
- Bensaïd B. et M. Boutillier, 1997, "Le contrat notionnel : efficience et causalité", *Notes d'Etudes et de Recherche* 44, Banque de France.
- Biais B., T. Foucault et F. Salanié, 1998, "Floors, dealer markets and limit order markets", *Journal of Financial Markets* 1, 253-284.
- Biais B. et P. Hillion, 1994, "Insider and liquidity trading in stock and options markets", *Review of Financial Studies* 7(4), 743-780.
- Biais B., P. Hillion et C. Spatt, 1995, "An empirical analysis of the limit order book and the order flow in the Paris Bourse", *Journal of Finance*, 50(5), 1655-1689.
- Bhattacharya M., 1987, "Prices changes of related securities : The case of call options and stocks", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 1-15.
- Black F., 1975, "Fact and fantasy in the use of options", *Financial Analysts Journal* 31, 36-72.
- Black F. et M. Scholes, 1973, "The pricing of options and corporate liabilities", *Journal of Political Economy*, 637-655.
- Booth G., R. So et Y. Tse, 1999, "Price discovery in the German equity index derivatives markets", *Journal of Futures Markets* 19(6).
- Brooks C., I. Garrett et M.J. Hinich, 1999, "An alternative approach to investigating lead-lag relationships between stock and stock index futures markets", *Applied Financial Economics* 9, 605-613.
- Cao H., 1999, "The effect of derivative assets on information acquisition and price behavior in a rational expectations equilibrium", *Review of Financial Studies* 12(1), 131-163.
- Chan K., Y. Chung et H. Johnson, 1993, "Why option prices lag stock prices : A trading based explanation", *Journal of Finance* 48, 1957-1967.
- Chauveau Th., 1997, "Peut-on exploiter le lien statistique entre cours et volume ; le cas de quatre bourses de valeurs", *Document de Travail CDC* 1997-04/FI.
- Clark A., 1997, "Derivatives : A regulator's perspective", *Economic Notes* 26(2), 425-440.
- De Jong F. et M. Donders, 1996, "Intraday lead-lag relationships between the futures, options and stock markets", *Working Paper*, Tilburg University.
- Denker M. et G. Keller, 1983, "On U-Statistics and v. Mises' statistics for weakly dependent processes", *Zeitschrift für Wahrscheinlichkeitstheorie und Verwandte Gebiete* 64, 505-522.
- Diltz D. et S. Kim, 1996, "The relationship between stock and option prices changes", *Financial Review* 31(3), 499-519.

- Dwyer G., P. Locke et W. Yu, 1996, "Index arbitrage and nonlinear dynamics between the S&P 500 futures and cash", *Review of Financial Studies* 9(1), 301-332.
- Easley D., M. O'Hara et P.S. Srinivas, 1998, "Option volume and stock prices : Evidence on where informed traders trade", *Journal of Finance* 53(2), 431-465.
- Fase M., 1994, "The interaction between trading volume of stock and options : Some statistical evidence", *Journal of International Money and Finance* 13(5), 587-601.
- Finucane T.J., 1999, "A new measure of the direction and timing of information flow between markets", *Journal of Financial Markets*, 2(2), 135-151.
- Fleming J., B. Ostdiek et R. E. Whaley, 1996, "Trading costs and the relative rates of price discovery in the stock, futures, and option markets", *Journal of Futures Markets* 16, 353-387.
- Geweke J., 1984, "Inference and causality in economic time series models", *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, Griliches Z., Intriligator M. (Eds), North Holland.
- Ghysels E., Ch. Gouriéroux et J. Jasiak, 1996, "Market time and asset price movements : Theory and estimation", *Working Paper*, CIRANO et CREST.
- Glosten L. et P. Milgrom, 1985, "Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders", *Journal of Financial Economics* 14, 71-100.
- Gouriéroux Ch. et G. Le Fol, 1998, "Effet des modes de négociation sur les échanges", *Revue Economique* 49(3), 795-808.
- Granger C., 1969, "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica* 37(3), 424-438.
- Green R. et Jarrow R., 1987, "Spanning and completeness in markets with contingent claims", *Journal of Economic Theory* 41, 202-210.
- Grossman et Miller, 1988, "Liquidity and market structure", *Journal of Finance* 43(3), 617-637.
- Grünblicher A., F. Longstaff et E. Schwartz, 1994, "Electronic screen trading and the transmission of information : an empirical examination", *Journal of Financial Intermediation*, 3, 166-187.
- Hakansson N., 1978, "Welfare aspects of options and supershares", *Journal of Finance* 33, 754-776.
- Hamon J. et B. Jacquillat, 1992, "Le marché français des actions", *PUF*, Collection Finance.
- Hansen L.P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica* 50(4), 1029-54.
- Harris F., T. McNich, G. Shoesmith et R. Wood, 1995, "Cointegration, error correction and price discovery on informationally linked security markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 563-579.
- Harvey C. et R. Whaley, 1992, "Dividends and S&P 100 index option valuation", *Journal of Futures Markets* 12(2), 123-137.
- Hiemstra C. et J. Jones, 1993, "Monte Carlo results for a modified version of the Baek and Brock non linear Granger causality test", *Working Paper*, University of Strathclyde and Securities and Exchange Commission.
- Hiemstra C. et J. Jones, 1994, "Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation", *Journal of Finance* 49(5), 1639-1664.
- Hiemstra C. et C. Kramer, 1993, "Nonlinearity and endogeneity in macro-asset pricing, *Working Paper*, University of Strathclyde and International Monetary Fund.
- Hsieh D., 1991, "Chaos and non linear dynamics : applications to financial markets", *Journal of Finance* 46, 1839-1877.
- Jaditz T. et J. Jones, 1993, "Granger causality between the consumer and wholesale price indices", *Working Paper*, Bureau of Labor Statistics and Security and Exchange Commission.
- Jarnecic E., 1999, "Trading volume lead/lag relations between the ASX and ASX option market : Implications of market microstructure", *Australian Journal of Management* 24(1).
- Kraus A. et M. Smith, 1996, "Heterogeneous beliefs and the effect of replicatable options on asset prices", *Review of Financial Studies* 9(3), 723-756.

- Kuprianov A., 1995, "Derivatives debacles : case studies of large losses in derivatives markets", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 81(4), 1-40.
- Kyle A., 1985, "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica* 53, 1315-1335.
- Lee C. et I. Mathur, 1999, "The influence of information arrival on market microstructure : Evidence from three related markets", *Financial Review* 34, 1-26.
- Le Fol G. et L. Mercier, 1998, "Time deformation : Definition and comparisons", *Journal of Computational Intelligence in Finance* 6(5), 19-33.
- Lo A. et A.C. MacKinlay, 1990, "An econometric analysis of infrequent trading", *Journal of Econometrics* 45, 181-211.
- Lyons R., 1996, "Foreign exchange volume : sound and fury signifying nothing ?" in Frankel, Galie and Giovannini (eds.) *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, Chicago.
- McClinton B., 1996, "International financial instability and the financial derivatives market", *Journal of Economic Issues* 30(1), 13-33.
- Manaster, S., et R. Rendleman, 1982, "Option prices as predictors of equilibrium stock prices", *Journal of Finance* 37, 1043-1057.
- Mandelbrot B., 1963, "The variation of certain speculative prices", *Journal of Business* 36, 349-419.
- Mannaï S., 1995, "De la microstructure en général et de la liquidité en particulier : théories et études empiriques sur le MONEP", *Economica*, Paris, 149 p.
- Miller M.H., 1995, "Do we really need more regulation of financial derivatives ?", *Pacific Basin Finance Journal* 3, 147-158.
- Nandi S., 1999, "Asymmetric information about volatility : How does it affects implied volatility, option prices and market liquidity", *Review of Derivative Research* 3, 215-235.
- Newey W. et K. West, 1987, "A simple positive and semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica* 55, 703-708.
- O'Connor M., 1999, "The cross-sectional relationship between trading costs and lead/lag effects in stock and option markets", *Financial Review* 34, 95-118.
- Pandey V., T. Kohers et G. Kohers , 1998, "Deterministic nonlinearity in the stock returns of the major European equity markets and the United-States", *Financial Review*, 33, 45-64.
- Roll R., 1984, "A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market", *Journal of Finance* 39(4), 1127-39.
- Roll R., 1977, "An analytic valuation formula for unprotected American call options on stocks with known dividends", *Journal of Financial Economics* 5(2), 251-58.
- Ross S., 1976, "Options and efficiency", *Quarterly Journal of Economics* 90, 75-89.
- Shyy G., V. Vijayraghavan et B. Scott-Quinn, 1996, "A further investigation of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market with the use of bid-ask quotes : The case of France", *The Journal of Futures Markets* 16(4), 405-420.
- Sims, 1972, "Money, income and causality", *American Economic Review* 62, 540-552.
- Srinivas P., 1993, "Trade size and the information contents of option trades" *Working Paper*, Cornell University.
- Stephan J., et R. Whaley, 1990, "Intraday price change and trading volume relationship in the stock and stock options markets", *Journal of Finance* 45, 191-220.
- Vijh A., 1990, "Liquidity of the CBOE equity options", *Journal of Finance* 45(4), 1157-1179.

Annexe

Expression de la variance

L'estimateur de la variance du test modifié de Baek and Brock peut être déterminé à partir des probabilités jointes $h_{C1}(x_{t-Lx}^{m+Lx}, y_{t-Ly}^{Ly}, e)$, $h_{C2}(x_{t-Lx}^{Lx}, y_{t-Ly}^{Ly}, e)$, $h_{C3}(x_{t-Lx}^{m+Lx}, e)$, et $h_{C4}(x_{t-Lx}^{Lx}, e)$, où x_t^m , x_{t-Lx}^{Lx} et y_{t-Ly}^{Ly} sont les réalisations des variables.

$$\begin{aligned}
 h_{C1}(x_{t-Lx}^{m+Lx}, y_{t-Ly}^{Ly}, e) &\equiv Pr\left(\|x_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e, \|y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e\right) \\
 h_{C2}(x_{t-Lx}^{Lx}, y_{t-Ly}^{Ly}, e) &\equiv Pr\left(\|x_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e\right) \\
 h_{C3}(x_{t-Lx}^{m+Lx}, e) &\equiv Pr\left(\|x_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e\right) \\
 h_{C4}(x_{t-Lx}^{Lx}, e) &\equiv Pr\left(\|x_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e\right)
 \end{aligned} \tag{8}$$

Ces probabilités jointes se rapportent à la probabilité que les triplets arbitrairement sélectionnés $(X_s^m, X_{s-Lx}^{Lx}, Y_{s-Ly}^{Ly})$ définis soient "proches" des triplets réalisés $(x_t^m, x_{t-Lx}^{Lx}, y_{t-Ly}^{Ly})$. En utilisant l'équation (9) et la méthode *delta* (Serfling (1980)), une expression de la variance du test de Baek et Brock est donnée par :

$$\sigma^2(m, Lx, Ly, e) = \mathbf{d} \sum \mathbf{d}' \tag{9}$$

où

$$\begin{aligned}
 \mathbf{d} &= [d_i], \quad i = 1, 2, 3, 4 \\
 &= [1/C2(Lx, Ly, e), -C1(m + Lx, Ly, e)/C2^2(Lx, Ly, e), \\
 &\quad -1/C4(Lx, e), C3(m + Lx, e)/C4^2(Lx, e)]
 \end{aligned} \tag{10}$$

$$\begin{aligned}
 \sum &= \left[\sum_{i,j} \right], \quad i, j = 1, \dots, 4 \\
 &= \left[4 \cdot \sum_{k \geq 1} \omega_k \cdot E(A_{i,t} \cdot A_{j,t+k-1}) \right], \quad \omega_k = \begin{cases} 1, & \text{si } k = 1 \\ 2, & \text{sinon} \end{cases}
 \end{aligned} \tag{11}$$

avec

$$\begin{aligned}
 A_{1,t} &= h_{C1}(x_{t-Lx}^{m+Lx}, y_{t-Ly}^{Ly}, e) - C1(m + Lx, Ly, e) \\
 A_{2,t} &= h_{C2}(x_{t-Lx}^{Lx}, y_{t-Ly}^{Ly}, e) - C2(Lx, Ly, e) \\
 A_{3,t} &= h_{C3}(x_{t-Lx}^{m+Lx}, e) - C3(m + Lx, e) \\
 A_{4,t} &= h_{C4}(x_{t-Lx}^{Lx}, e) - C4(Lx, e)
 \end{aligned} \tag{12}$$

où E est l'opérateur espérance et les termes $C_i(\cdot)$ sont définis dans l'équation (6).

Un estimateur des $\sum_{i,j}$ éléments de l'équation (12) est donné par :⁴⁷

$$\sum_{i,j}^{\wedge} (n) = 4 \cdot \sum_{k=1}^{K(n)} \omega_k(n) \left[\frac{1}{2(n-k+1)} \sum_t \left(\hat{A}_{i,t}(n) \cdot \hat{A}_{j,t-k+1}(n) + \hat{A}_{i,t-k+1}(n) \cdot \hat{A}_{j,t}(n) \right) \right] \tag{13}$$

⁴⁷Cf. Denker et Keller (1983) et Newey et West (1987).

avec

$$\begin{aligned}
t &= \max(Lx, Ly) + k, \dots, T - m + 1 \\
n &= T + 1 - m - \max(Lx, Ly) \\
K(n) &= \text{ent}(n^{1/4}) \\
\omega_k(n) &= \begin{cases} 1 & \text{si } k = 1 \\ 2(1 - [(k-1)/K(n)]) & \text{sinon} \end{cases}
\end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned}
\hat{A}_{1,t}(n) &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{s \neq t} I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{m+Lx}, e) \cdot I(y_{t-Ly}^{Ly}, y_{s-Ly}^{Ly}, e) \right) - C1(m+Lx, Ly, e, n) \\
\hat{A}_{2,t}(n) &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{s \neq t} I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \cdot I(y_{t-Ly}^{Ly}, y_{s-Ly}^{Ly}, e) \right) - C2(Lx, Ly, e, n) \\
\hat{A}_{3,t}(n) &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{s \neq t} I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{m+Lx}, e) \right) - C3(m+Lx, e, n) \\
\hat{A}_{4,t}(n) &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{s \neq t} I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \right) - C4(Lx, e, n)
\end{aligned} \tag{14}$$

où $t, s = \max(Lx, Ly) + 1, \dots, T - m + 1$ et où les intégrales de corrélation $Ci(., n)$ sont définies dans l'équation (6) et les indicateurs $I(.)$ sont des indicatrices. Les $Ci(., n)$ procurent un estimateur de \mathbf{d} dans l'équation (11)

$$\begin{aligned}
\hat{\mathbf{d}}(n) &= [1/C2(Lx, Ly, e, n), -C1(m+Lx, Ly, e, n)/C2^2(Lx, Ly, e, n), \\
&\quad -1/C4(Lx, e, n), C3(m+Lx, e, n)/C4^2(Lx, e, n)]
\end{aligned} \tag{15}$$

Un estimateur de $\sigma^2(m, Lx, Ly, e)$ est donné par

$$\hat{\sigma}^2(m, Lx, Ly, e, n) = \hat{\mathbf{d}}(n) \sum_{\wedge} (n) \hat{\mathbf{d}}(n)' \tag{16}$$