



LA VOLATILITÉ DES MARCHÉS AUGMENTE-T-ELLE ?

THIERRY CHAUVEAU *
SYLVAIN FRIEDERICH **
JÉRÔME HÉRICOURT *
EMMANUEL JURCZENKO ***
CATHERINE LUBOCHINSKY ****
BERTRAND MAILLET ***
CHRISTOPHE MOUSSU *****
BOGDAN NÉGRÉA *
HÉLÈNE RAYMOND-FEINGOLD *****

Les marchés financiers ont connu, au cours des 3 dernières années, une période particulièrement agitée ; il est naturel, dans ces conditions, de s'interroger une nouvelle fois sur les raisons de la fébrilité des cours boursiers et sur ses conséquences.

Plusieurs consultations de Place ont été effectuées à la suite des recommandations du Comité de Bâle (voir, par exemple, Danielsson *et alii*, 2001 et Jorion, 2002) et les autorités françaises de régulation, constatant l'augmentation récente de la volatilité, ont ouvert, dans un rapport récent (CMF, 2002), un débat sur les causes de la volatilité des cours boursiers. Elles y mettent en avant une liste de facteurs potentiellement déstabilisants (CMF, 2002).

Pour compléter leur diagnostic, il nous a semblé intéressant de chercher à répondre aux questions suivantes : le risque de marché a-t-il récemment augmenté sur les Bourses américaines ou européennes, et, en particulier, sur le marché financier français ? La volatilité des cours, généralement assimilée dans les études empiriques au risque de marché,

* TEAM/CNRS - Paris-1.

** Bristol et LSE/FMG.

*** TEAM/CNRS - Paris-1, ESCP-EAP et AAA.

**** Paris-2.

***** ESCP-EAP.

***** CADRE - Lille-2 et TEAM/CNRS - Paris-1.



est-elle un bon indicateur de ce risque ? Peut-on tirer parti d'autres méthodes comme l'utilisation de l'indicateur *IMS* pour comparer la crise actuelle aux crises passées ?

L'objet de cet article est de fournir des éléments de réponse aux trois questions précédentes. La première partie de l'étude est consacrée à une analyse rétrospective de l'évolution de la volatilité des cours boursiers à Paris et à New York. Les mois immédiatement postérieurs aux attentats du 11 septembre 2001 et les mois de l'été 2002 semblent moins caractérisés par une augmentation de la volatilité des cours, au demeurant modeste, que par une baisse très importante des cours qui s'avère, elle, beaucoup plus problématique.

Cette conclusion mitigée nous conduit dans un second temps à réexaminer la notion de volatilité et les nombreuses façons de la mesurer. Là encore, il convient d'être prudent et d'admettre que les notions de risque et de volatilité peuvent être découplées.

Dans un troisième temps, on s'efforce enfin d'évaluer l'importance des crises financières à l'aide d'un indicateur *IMS* qui, à l'instar d'autres échelles de catastrophes comme l'échelle de Richter caractérisant les tremblements de terre, permet de comparer entre elles des dynamiques de prix prévalant dans des situations exceptionnelles ; la comparaison peut être menée pour deux situations historiques différentes ou pour deux places financières à la même date. Avec un tel instrument de mesure, la crise de 2002 apparaît comme grave, si l'observateur se contente de prendre les années récentes en considération ; en revanche, si l'on prend pour référence tout le siècle passé (et la fin du XIX^{ème} siècle), l'importance de la crise actuelle demeure inférieure à celle des grandes crises financières passées.

LA VOLATILITÉ DES COURS A-T-ELLE RÉCEMMENT AUGMENTÉ ?

Au départ, la théorie financière s'est contentée d'une seule mesure pour caractériser le risque inhérent à un investissement financier : la variance des rentabilités qui lui sont associées. De façon prévisible, la simplicité d'une telle mesure a fait son succès : elle est utilisée dans la plupart des études empiriques relatives au risque de marché. C'est la volatilité du rendement d'un portefeuille, c'est-à-dire la racine carrée de sa variance, qui est alors assimilée au risque de ce portefeuille. Nous l'avons retenue ici pour retracer l'évolution du risque sur les marchés financiers français et américain.

Notre étude de la volatilité des cours boursiers a été réalisée, pour le marché français, à partir des données fournies par Euronext, qui ont toutes les qualités requises en termes d'exhaustivité, de représentativité



du marché et de fréquence d'observation. Il aurait été, néanmoins, souhaitable de disposer de données sur une période suffisamment longue pour inclure dans la période d'observation plusieurs crises majeures de façon à les mettre en perspective. Les données d'Euronext ne sont malheureusement disponibles que sur une période relativement récente (indice CAC 40 - plus haut, plus bas, ouverture et clôture sur la période 1988 - 2003, indice CAC 40 en haute fréquence sur la période 1995 - 2003, titres composant le SBF 120 en haute fréquence sur la période 1990 - 2003).

Aussi avons-nous complété notre étude du marché français par une analyse à long terme du comportement de l'indice *Dow Jones Industrial* qui, même s'il est biaisé et peu représentatif¹, n'en reste pas moins un indice communément utilisé et disponible - en fréquence journalière - sur plus d'un siècle.

Analyse du marché français sur courte période

Ces derniers mois ont été caractérisés par de nombreuses turbulences, perçues comme des secousses importantes par tous les acteurs sur le marché. Le graphique n° 1 retrace l'évolution de l'indice CAC 40 et celle de la volatilité du rendement correspondant, mesurée par la racine carrée de la variance empirique annualisée. À l'évidence, la fin de période se caractérise par une extrême agitation du marché consécutive, notamment, à des baisses de cours violentes, mais il est difficile de voir dans l'évolution de la variance une quelconque tendance. Tout juste peut-on distinguer, au moins grossièrement, trois périodes : une première (1988-1992), où la volatilité est importante et assortie de pics ; une deuxième (1992-1997) où la volatilité est moindre et moins fluctuante, et, enfin, une dernière période, qui débute en 1998, où la volatilité redevient importante et où plusieurs montées abruptes peuvent être décelées. Le second semestre 2002 constitue une sous-période de haute volatilité.

En corrigeant l'estimateur de volatilité pour prendre en compte les valeurs extrêmes intra-journalières², les volatilités annualisées obtenues montrent plus clairement que la seconde moitié de la période considérée (1997-2003) semble être caractérisée par une volatilité plus élevée³.

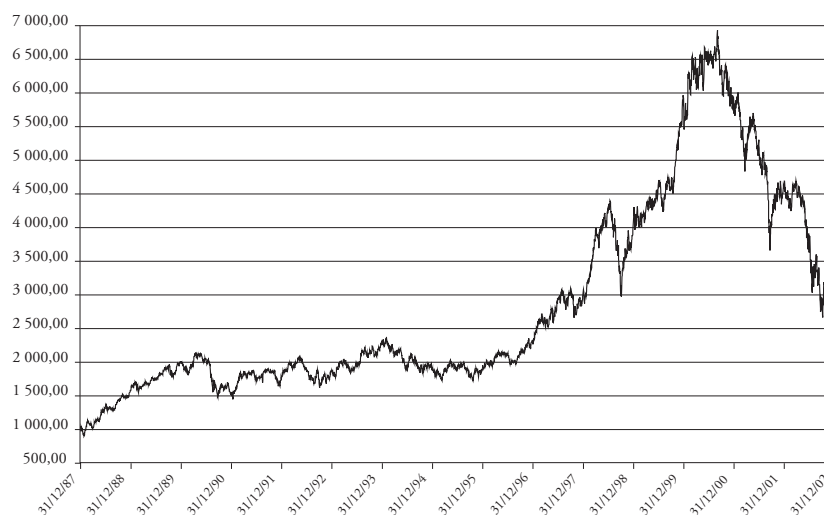
Si l'on choisit de considérer la volatilité comme une variable aléatoire⁴ (voir partie suivante), il devient intéressant d'étudier l'évolution de la volatilité de la volatilité. Le graphique n° 2 fournit cette évolution (en base annuelle) ; la conclusion précédente se trouve confortée puisque la volatilité de la volatilité est la plus importante là où l'indice connaît des pics de volatilité. Aucune tendance à la hausse, aucun saut de fin de période ne peuvent, ici encore, être décelés, même si l'analyse visuelle nous permet de constater que, pendant la seconde période étudiée

(1997-2003), la volatilité semble plus variable que pendant la première période (1988-1997).

On constate aussi que les changements de volatilité peuvent être assez brutaux, avec une volatilité de la volatilité presque aussi sensible que l'est la volatilité des rendements. Tout se passe donc comme si la volatilité perçue par les investisseurs variait presque autant que les rentabilités elles-mêmes.

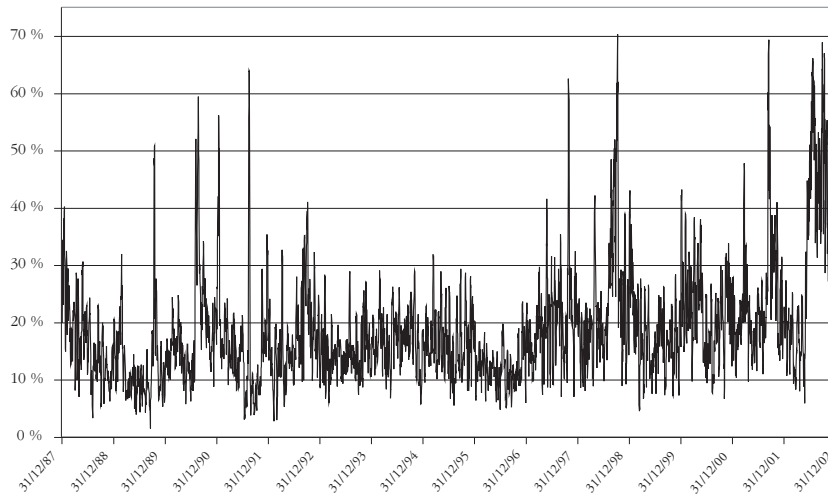
On peut aussi caractériser les turbulences en étudiant les réalisations d'événements extrêmes. Le nombre de jours de variations extrêmes - qui correspond ici au nombre de jours par mois pendant lesquels les rentabilités de l'indice franchissent un seuil arbitraire⁵ - varie peu sur le marché français sur la période 1988-2003. En effet, si l'on considère le seuil de -3,8 %, il est assez difficile de détecter des différences significatives sur la période totale. Ce type d'analyse peut être présenté sous forme d'indices, comme sur le Graphique 3 suivant où sont représentées les fréquences mensuelles d'occurrence de variations extrêmes (le nombre de jours pendant lesquels un seuil franchi - ici -2,1 %, -2,7 % et -3,8 % - au cours du mois). Si cet indice est proche de 0 (proche des seuils de dépassements retenus), cela signifie que les perturbations sont bien réparties dans les sous-échantillons ; quand celui-ci s'éloigne de 0 (à la hausse), l'on se trouve dans le cas de périodes où des paquets d'événements extrêmes groupés sont survenus.

Graphique n° 1
Évolutions de l'indice CAC 40 et de la volatilité
du rendement associé





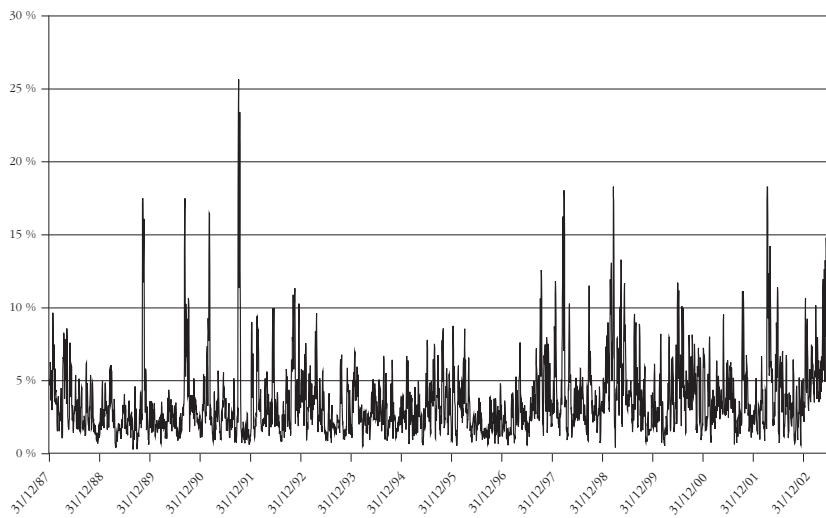
LA VOLATILITÉ DES MARCHÉS AUGMENTE-T-ELLE ?



Source : Euronext ; calculs des auteurs - CAC 40 sur la période avril 1988/janvier 2003 en fréquence journalière. La volatilité représentée ici correspond à la racine carrée de la variance empirique calculée sur une semaine et annualisée.

5

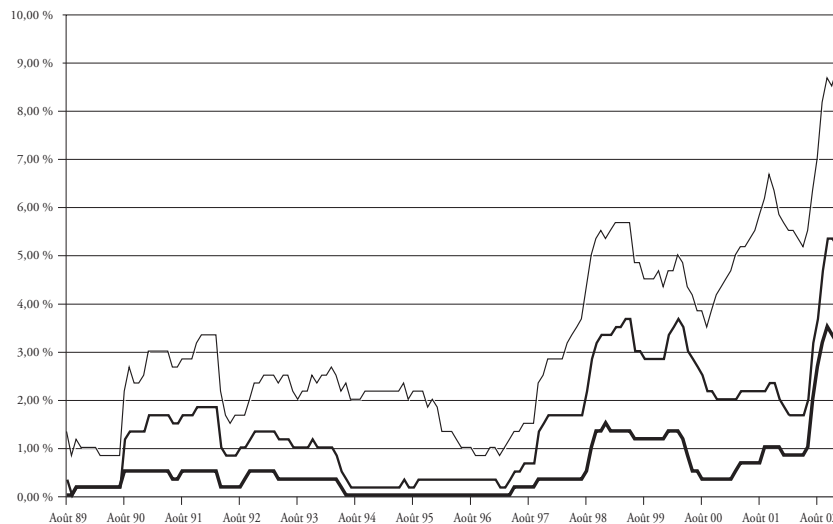
Graphique n° 2 Évolution de la volatilité du rendement du CAC 40



Source : Euronext ; calculs des auteurs - CAC 40 sur la période avril 1988/janvier 2003 en fréquence journalière. La volatilité représentée ici est la volatilité mensuelle de la volatilité hebdomadaire annualisée (voir graphique précédent).



Graphique n° 3 Évolutions mensuelles des fréquences d'extrêmes à 5 %, 2,5 % et 1 % pour l'indice CAC 40



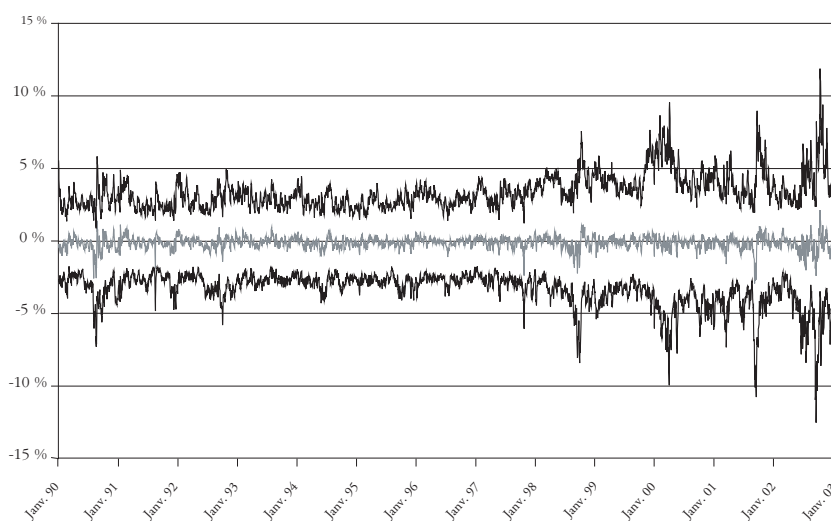
Source : Euronext ; calculs des auteurs - CAC 40 sur la période avril 1988/janvier 2003 en fréquence journalière. Les fréquences extrêmes représentées ici sont les moyennes annuelles des pourcentages de jours dans le mois pour lesquels les seuils de 5 %, 2,5 % ou 1 % des pires réalisations sont franchis. Ces seuils historiques correspondent à des rentabilités journalières égales respectivement à - 2,1 %, - 2,7 % et - 3,8 %.

6

Le découpage en deux périodes, qui a été retenu précédemment, semble encore pertinent : la première période, qui va jusqu'en avril 1998, possède des fréquences systématiquement en-dessous des seuils de dépassements, alors que la période postérieure à avril 1998 est caractérisée par une augmentation sensible des fréquences extrêmes (surtout sur la période 2001-2002), supérieures aux seuils de dépassement retenus. L'analyse a porté jusqu'ici sur l'évolution générale du marché représentée par l'indice CAC 40. La dispersion des variations des prix des titres constituant l'indice considéré est une mesure complémentaire de la turbulence qui rend compte de l'hétérogénéité des comportements individuels ; c'est la raison pour laquelle nous considérons dans la suite les titres d'un indice plus large que le CAC 40 : le SBF 120. À titre illustratif, il est fourni sur le graphique n° 4 l'évolution des bornes par lesquelles sont encadrées 90 % des variations des prix des titres constituant le SBF 120. La période d'étude peut, de nouveau, être découpée en deux sous-périodes : avant et après 1998. Les plus grandes variations journalières du prix des titres sont systématiquement inférieures à 5 % sur la première partie de l'échantillon (ici 1990 - 1998), alors que de nombreuses rentabilités extrêmes supérieures à 5 % par jour sont

observées sur la deuxième partie de l'échantillon (ici 1998-2003), en particulier sur le second semestre de 2002. À noter aussi que la médiane des variations semble relativement stable sur la période (à quelques

Graphique n° 4
Variations quotidiennes des prix des titres du SBF120,
5 premiers centiles, 5 derniers centiles et médiane



Source : Euronext ; calculs des auteurs - période : janvier 1990/février 2003 en données infra-journalières. Les actifs retenus sont ceux composant le SBF120 fin janvier 2003. Certains de ces actifs n'ont pas un historique remontant au début de l'étude, ce qui biaise (légèrement) les résultats.

chocs près), ce qui montre les limites d'une étude qui ne s'intéresserait qu'aux variations d'un indice boursier global.

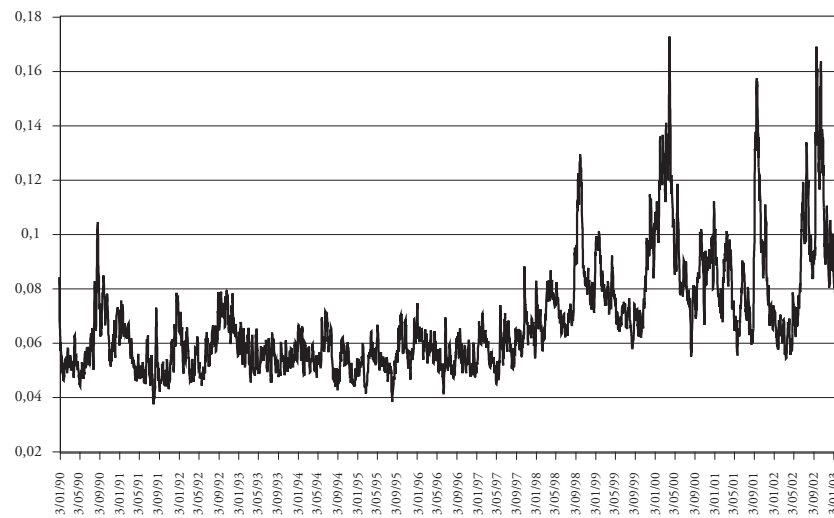
L'étendue probable des rendements journaliers se définit comme la somme, d'une part, de la rentabilité journalière telle que seulement 5 % des rentabilités du jour soient supérieures, et d'autre part, de la valeur absolue de la rentabilité journalière telle que seulement 5 % des rentabilités du jour sont inférieures. Le graphique n° 5 représente l'évolution de l'étendue probable - qui représente ainsi l'écart de performance représentant 90 % des variations des rendements journaliers des titres. Ce graphique participe de la même analyse puisque, si jusqu'en 1997-1998 l'étendue probable oscille autour des 6 %, ce seuil de 6 % devient une borne basse après 1998, pour atteindre des sommets proches des 16 % lors des récents événements de marché.

Les variations intra-journalières des rentabilités des titres sont plus éparpillées (de grandes variations positives et négatives dans la même



journée, conséquences de forts mouvements de portefeuilles des agents « arbitrant » entre les différents titres) sur la seconde sous-période (1998-

Graphique n° 5 Évolution de l'étendue probable des rentabilités intra-marché sur les titres du SBF120



8

Source : Euronext ; calculs des auteurs - période : janvier 1990/février 2003 en données infra-journalières. L'étendue probable représente la somme des valeurs absolues des écarts journaliers au seuil de 5 % et 95 % (intervalle comprenant donc 90 % des rentabilités journalières). L'évolution de l'étendue probable est ici lissée en utilisant une moyenne exponentielle de coefficient égal à 0,25. Les actifs retenus sont ceux composant le SBF 120 fin janvier 2003. Certains de ces actifs n'ont pas un historique remontant au début de l'étude, ce qui biaise (légèrement) les résultats.

2003), autour d'une volatilité agrégée moyenne dont l'évolution temporelle n'a pas été marquée sur l'échantillon observé.

En conclusion de cette première analyse, les rentabilités journalières ont été plus volatiles sur la période 1997-2003 que sur la période 1988-1996 ; le phénomène est plus marqué au niveau des titres qu'il ne l'est au niveau de l'indice. Il semble néanmoins difficile de conclure, quant au caractère tendanciel ou conjoncturel de cette évolution, compte tenu de l'insuffisante longueur de la période d'observation. La sous-section suivante présente donc les résultats d'une analyse de long terme, effectuée, cette fois-ci, sur données américaines.

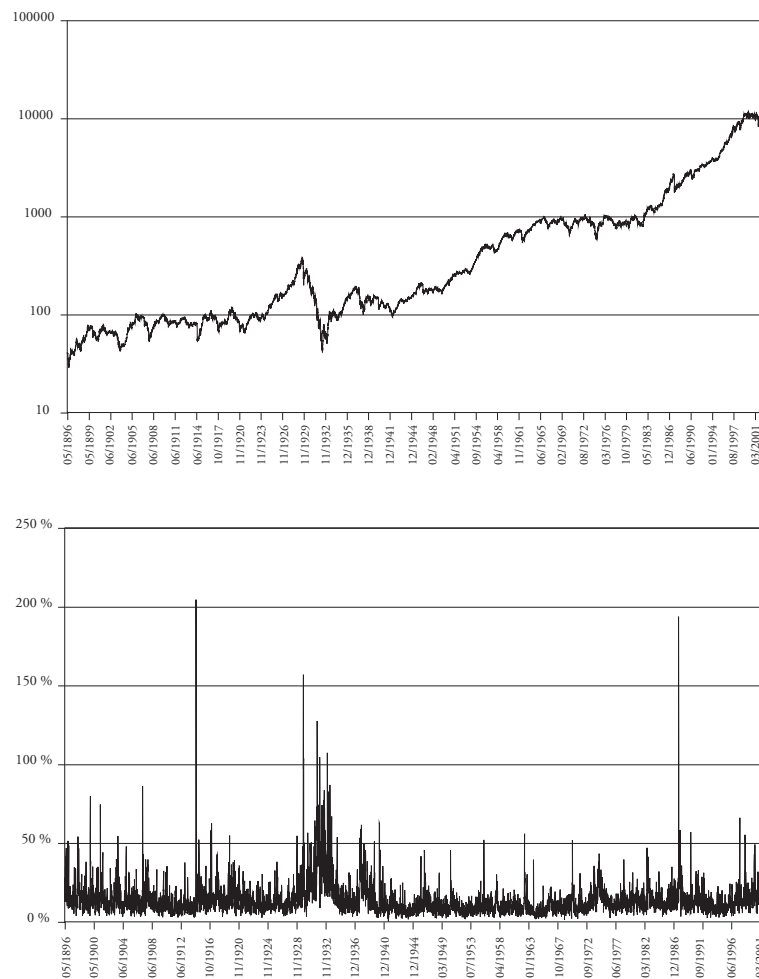
Analyse du marché américain sur longue période

Le graphique n° 6 représente l'évolution du *DJI* sur la période 1896-2003 (en fréquence journalière et avec une échelle semi-logarithmique) et celle de l'évolution de la volatilité hebdomadaire annualisée. À la seule



vue de ces deux graphiques, il semble évident que la période étudiée précédemment sur le marché français (1988 - 2003) n'est pas une période où les cours ont été particulièrement fébriles. Il suffit de considérer le début de la période d'observation - 1896/1947 - pour s'en apercevoir. L'évolution temporelle de la volatilité de la volatilité - fournie sur le graphique n° 7 - ne laisse guère plus de place à une interprétation concluant à l'existence d'une turbulence particulière en

Graphique n° 6
Évolution de l'indice *DJI* et de la volatilité du rendement associé



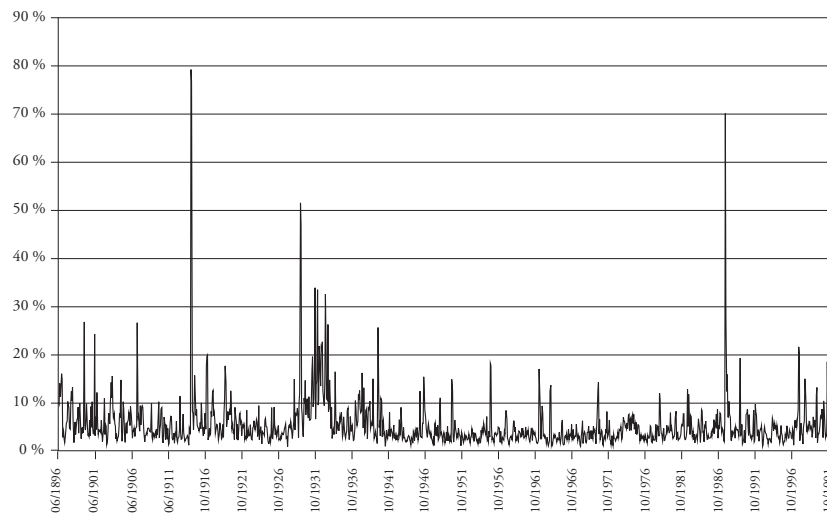
Source : Economagic ; calculs des auteurs - *DJI* sur la période mai 1896/janvier 2003 en fréquence journalière. La volatilité représentée ici correspond à la racine carrée de la variance empirique calculée sur une semaine et annualisée.



fin de période. C'est également le résultat mis en évidence par Jorion (2002) à partir de l'étude de l'indice américain *Standard and Poor's*.

Dès lors que l'on dispose d'un recul historique suffisant, la plupart des volatilités de volatilités se trouvent appartenir à l'intervalle 1 % -10 %, avec quelques périodes, comme celle des années 1930, marquées par des volatilités de volatilités plus importantes. Le dernier semestre 2002 semblerait, néanmoins, correspondre à une période de forte volatilité

Graphique n° 7
Évolution de la volatilité du rendement du DJI



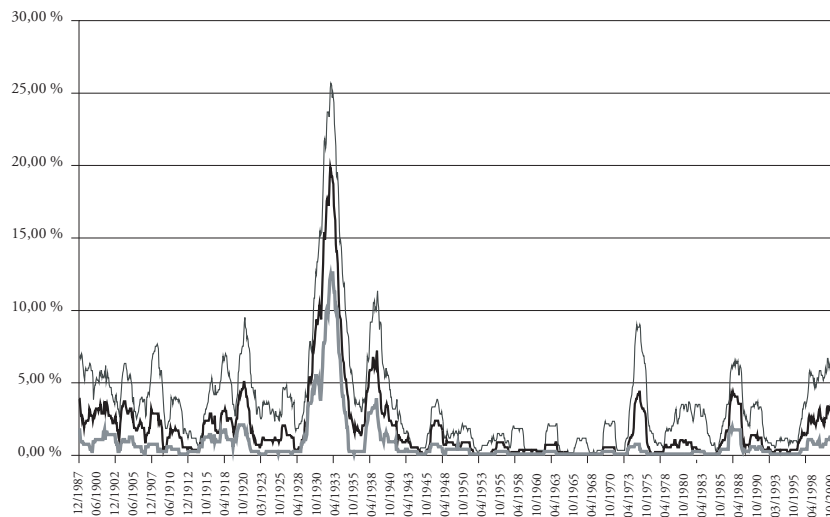
Source : Economagic ; calculs des auteurs - DJI sur la période mai 1896/janvier 2003 en fréquence journalière. La volatilité représentée ici est la volatilité mensuelle de la volatilité hebdomadaire annualisée (voir graphique précédent). Toutes les précautions usuelles doivent être prises ici puisque de nombreux résultats empiriques remettent en cause jusqu'à l'existence même du quatrième moment centré des rentabilités et donc l'existence même de la volatilité (voir par exemple Embrecht *et alii*, 2002).

historique tout à fait comparable (en ampleur et en durée) à d'autres grands chocs historiques.

Si l'on considère maintenant l'évolution du nombre de jours par mois (ou des fréquences) où les cours ont dépassé un certain seuil (*cf. infra* pour l'analyse du marché français), trois périodes homogènes semblent pouvoir être distinguées⁶ : de la fin du XIX^{ème} siècle jusqu'à la fin de la seconde guerre mondiale (1896-1947) où la volatilité est très importante avec de nombreux pics de forte amplitude et d'occurrence soudaine ; de la fin de la guerre jusqu'au premier choc pétrolier (1947-1973) où la volatilité est relativement faible ; et, enfin, de la fin du premier choc pétrolier - période actuelle (1973-2003), période de forte volatilité avec quelques pics forts prononcés. Le graphique n° 8 permet ainsi de véritablement relativiser les



Graphique n° 8 Évolutions mensuelles des fréquences d'extrêmes à 5 %, 2,5 % et 1 % pour l'indice DJI



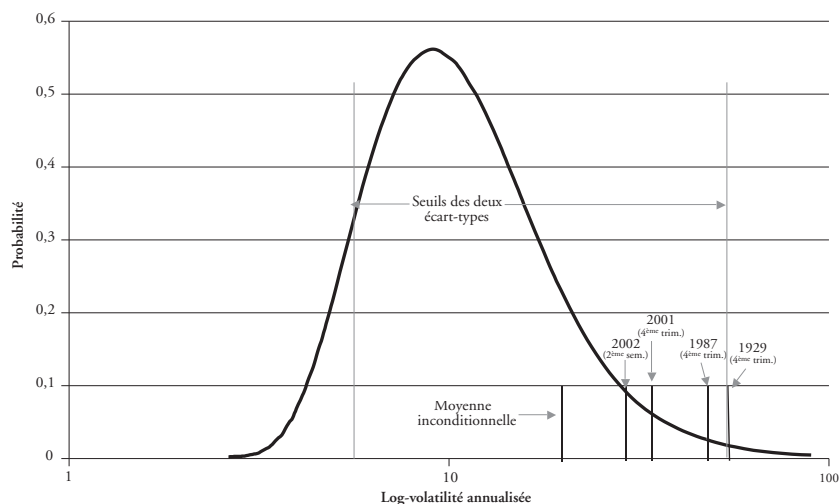
Source : Economagic ; calculs des auteurs - DJI sur la période mai 1896/janvier 2003 en fréquence journalière. Les fréquences extrêmes représentées ici sont les moyennes annuelles des pourcentages de jours dans le mois pour lesquels les seuils de 5 %, 2,5 % ou 1 % des pires réalisations sont franchis. Ces seuils historiques correspondent à des rentabilités journalières égales respectivement à - 1,6 %, - 2,2 % et - 3,1 %.

chocs récents dans le sens où le début du siècle se caractérise par de très importantes fréquences extrêmes.

La densité des volatilités hebdomadaires nous permet d'ailleurs de poursuivre la même analyse (voir le graphique n° 9 ci-après). Les chocs de 2001 et 2002 sont certes importants, la moyenne des volatilités hebdomadaires constatées sur ces périodes de crises se trouvant bien à droite de la moyenne inconditionnelle. Toutefois, les volatilités empiriques moyennes durant ces crises n'appartiennent pas à la queue de distribution de droite et ces moyennes sont bien inférieures (bien que non significativement) à celles d'autres chocs historiques (1929, 1987 par exemple).

Enfin, pour terminer cette section dédiée à l'analyse de la volatilité récente, il nous semble important de rappeler que les phénomènes financiers sont de plus en plus internationaux et que les causes et effets de la volatilité ne doivent pas être appréhendés sur un seul marché, mais de façon plus globale. Du fait de la taille du marché américain, il est raisonnable de supposer que la volatilité doit avoir une composante internationale fort importante. Il semble donc indispensable d'essayer de distinguer dans l'évolution récente du marché

Graphique n° 9 Densité des volatilités hebdomadaires annualisées sur le marché américain



Source : Ecomagic ; calculs des auteurs - *DJI* sur la période mai 1896/janvier 2003 en fréquence journalière. La volatilité dont la densité est représentée ici correspond aux écart-types hebdomadaires annualisés des rentabilités journalières ; l'estimation est non-paramétrique et la méthode suivie est celle de Silvermann (1986). La moyenne de la volatilité hebdomadaire annualisée observée sur l'échantillon global est de 20,1 %, la moyenne dans le second semestre de 2002 de 29,1 %, pendant le dernier trimestre de 2001 de 34,4 %, le seuil des deux écarts-types se trouve à 35,1 %, alors que les crises de 1987 (dernier trimestre) et de 1929 (dernier trimestre) correspondent à des volatilités moyennes de 48,2 % et 54,4 %.

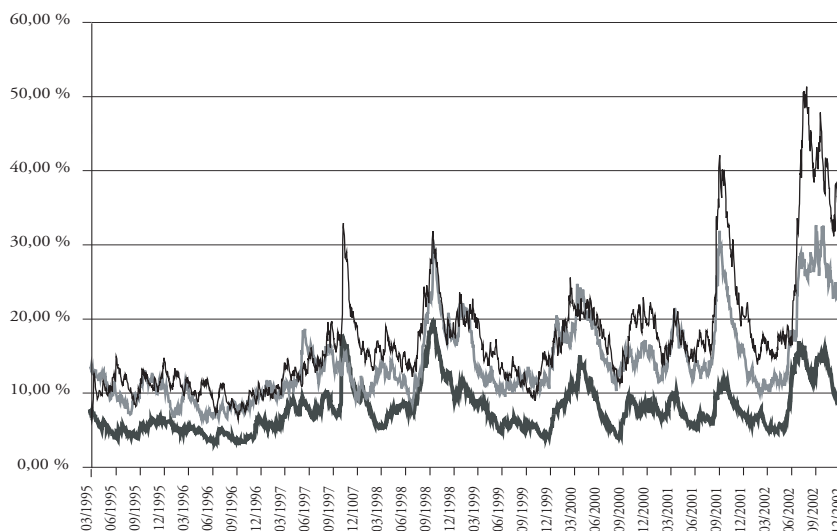
français ce qui relève de facteurs domestiques et ce qui relève de facteurs internationaux.

À titre d'exemple, si l'on considère au sein d'une journée de Bourse, 3 sous-périodes (le début de la journée, la période suivant l'ouverture du marché américain et la nuit) et que l'on calcule les volatilités associées à ces différentes périodes, on voit nettement (*cf.* graphique n° 10) que la période pendant laquelle les cours sont les plus volatils correspond à la fin de journée (2 dernières heures de cotations - période où le marché américain est ouvert). On constate, de plus, une grande différence dans les ordres de grandeurs des 3 volatilités considérées, allant du simple au triple (notamment sur la période la plus récente de l'échantillon).

Si elle était étayée, il est évident qu'une telle conclusion - concernant la volatilité importée et son évolution tendancielle - aurait des implications immédiates en termes de réglementation. En effet, si la composante internationale est la plus importante pour expliquer l'évolution de



Graphique n° 10 Évolutions comparées de volatilités intra-journalières du rendement associé au CAC 40



Source : Euronext, calculs des auteurs - période : mars 1995/janvier 2003 en données infra-journalières. Les volatilités *Close-to-Open*, *Open-to-Mid* et *Mid-to-Close* sont calculées à partir des cotations d'ouverture, à mi-journée (15 h 30) et de clôture, standardisées par heure de cotation et annualisées. L'évolution des différentes volatilités a été lissée par l'usage d'une moyenne exponentielle de paramètre caractéristique égal à 0.25. Les coefficients de corrélations de Pearson sont égaux à 0.77, 0.79 et 0.89 selon les couples de volatilités considérés.

la volatilité, le niveau d'intervention souhaitable devrait se situer à l'échelle internationale.

En résumé, une analyse de l'évolution récente de la volatilité observée sur le marché français conclut à une augmentation modérée, depuis 1997, de celle-ci, mais une analyse de plus long terme montre que les événements de 2002 que nous avons traversés sont tout à fait comparables en amplitude à ceux d'un passé plus lointain.

Autrement dit, si l'on en juge uniquement par l'évolution de la volatilité, les grandes crises de 2001 et 2002 sont d'une ampleur plus faible que celles d'autres grandes crises telles que celle de 1929 ou 1987. Tout se passe comme si nous avions un peu oublié les forts chocs connus dans le passé (illustrant notre myopie et le court-termisme des agents économiques ?), et qu'après une période de relative accalmie (1988-1997 sur notre échantillon français), nous expérimentions - à nouveau - une période de volatilité importante. L'analyse rétrospective effectuée dans cette section n'a pas permis de mettre en évidence une augmentation tendancielle de la volatilité. Il nous semble donc difficile de tenir



pour probant l'argument d'une augmentation tendancielle de celle-ci⁷.

Mais l'essentiel ne nous paraît pas être là. Nos résultats établissent qu'un certain découplage peut être constaté entre, d'une part, une volatilité des cours dépourvue de tendance nette et, d'autre part, l'évolution des indices (ou des cours) caractérisée par une baisse récente très importante. Le risque couru est celui d'une moins-value substantielle qui ne saurait être mesurée par le léger accroissement de volatilité des cours que l'on a pu mettre en évidence.

Il convient donc de conserver un regard critique sur la notion de volatilité : tel est l'objet de la section suivante, où nous nous efforçons de préciser la portée de ce concept en insistant sur l'éventuelle déconnexion entre la notion de volatilité et celle de risque. Nous aurons l'occasion de rappeler, au-delà des problèmes théoriques, que l'utilisation de la volatilité comme mesure de risque se heurte également à des difficultés pratiques d'évaluation.

LE CONCEPT DE VOLATILITÉ ET SON UTILITÉ

Si la volatilité constitue, depuis les travaux pionniers de Bachelier (1900) et de Markowitz (1952), la mesure de risque la plus employée en finance, elle n'est en réalité que l'une des mesures possibles au sein d'un ensemble beaucoup plus vaste (*cf.* notamment Stone, 1973 ; Pedersen et Satchell, 1998).

Justifications théoriques de la volatilité comme mesure de risque

Deux justifications de l'utilisation de la volatilité comme mesure de risque par un agent rationnel sont traditionnellement proposées : la première est de poser l'hypothèse que chaque investisseur possède une fonction d'utilité quadratique⁸ ; la seconde que les rentabilités des actifs financiers suivent une loi de distribution normale.

L'hypothèse d'une fonction d'utilité quadratique est, néanmoins, contestable. Elle conduit, en effet, à supposer que les agents possèdent une aversion absolue pour le risque croissante avec la richesse⁹ (*cf.* Pratt, 1964), ce qui est contraire à l'observation empirique. L'utilisation d'un polynôme d'ordre deux comme fonction d'utilité s'avère, en outre, incompatible avec l'observation que des agents ayant de l'aversion pour le risque participent parfois à certaines loteries risquées (*cf.* Friedman et Savage, 1948 et Kahneman et Tversky, 1979) et avec l'existence de comportements prudents (*cf.* Kimball, 1993).

La normalité des distributions de rentabilités des actifs financiers est, quant à elle, clairement rejetée par la plupart des études empiriques (*cf.* Fama 1965 et Mandelbrot, 1997) : les distributions de rentabilités sont asymétriques et leptokurtiques. Le principe de responsabilité limitée et



l'existence de clauses contractuelles de type optionnel induisent, en effet, une asymétrie de la distribution de rentabilité des actifs (*cf.* Black et Scholes, 1973 et Christie et Andrew, 1982). L'utilisation d'effets de levier, de stratégies de gestion de portefeuille active ou passive, et de produits dérivés conduit à des fonctions de gains convexes (*cf.* Bookstaber et Clarke, 1981), alors que l'existence de risques de crédit et de liquidité est à l'origine d'éventuelles pertes extrêmes sur les marchés financiers. Les stratégies d'investissement de long terme et l'hétéroscédasticité des rentabilités sont également à l'origine du caractère asymétrique et leptokurtique des distributions de probabilités des rentabilités des actifs (*cf.* Fama, 1996 et Bollerslev, 1986).

Finalement, la représentation des préférences sur les portefeuilles à partir d'une fonction d'utilité dépendant positivement de l'espérance du rendement du portefeuille, et négativement de sa variance, constitue une condition suffisante, mais non nécessaire, à l'établissement d'un critère de dominance stochastique au second ordre (*cf.* Hanoch et Levy, 1969). Les agents qui maximisent leur espérance d'utilité n'ont pas, en règle générale, des préférences qui peuvent s'exprimer comme une simple comparaison entre les deux premiers moments de la distribution de probabilité¹⁰. Il n'est pas possible, en règle générale, d'exprimer l'espérance d'utilité d'un agent comme une fonction décroissante de la volatilité de la rentabilité de son investissement.

Les fondements économiques de la volatilité comme *proxy* du risque s'accordent ainsi difficilement avec le caractère asymétrique des fonctions de préférences des agents et les propriétés statistiques des rentabilités boursières. Si la volatilité demeure une mesure commode du risque financier, elle en est une mesure imparfaite.

Du concept à la mesure

La volatilité possède un second inconvénient : c'est un facteur inobservable¹¹. Et, précisément, c'est l'inobservabilité du processus de volatilité qui rend son estimation difficile.

Dans le modèle le plus simple (remontant à Bachelier, 1900), le prix suit une marche aléatoire, dont la dispersion autour de la dérive dépend du paramètre inobservable de volatilité (*cf.* Mills, 1993). Les modèles stochastiques développés par la suite ont tenté de rendre compte des propriétés dynamiques de cette volatilité, telles qu'on pouvait les déduire de l'observation des cours. La volatilité elle-même est alors considérée comme stochastique, et sa valeur n'est plus constante ; elle change à chaque date, en fluctuant autour d'une valeur moyenne conditionnelle aux chocs passés. L'estimation de ce processus devient alors délicate et les estimateurs de la volatilité des variables fortement bruités (voir Gerhard et Hautsch, 2002 ; Oomen, 2002 ; Andersen *et*



alii, 2003, et particulièrement Barndorff-Nielsen et Shephard, 2002, ainsi que Bollerselv et Zhou, 2002 pour les questions d'estimation et d'approximation de la volatilité stochastique à partir de données observables).

De manière traditionnelle et en l'absence de cotations de haute fréquence, la volatilité est généralement estimée par l'écart-type des séries temporelles des rentabilités elles-mêmes calculées à partir des prix de clôture. Ce mode d'estimation de la volatilité ne tient, néanmoins, pas compte de l'information contenue dans les trajectoires des prix à l'intérieur de la période d'estimation de référence, et le calcul est finalement effectué à partir de séries de prix arbitrairement observés.

Afin d'améliorer l'efficacité des estimateurs de volatilité, Parkinson (1980) et Garman et Klass (1980) ont proposé une méthode d'estimation de la volatilité qui consiste à incorporer les valeurs extrêmes des cours historiques dans le calcul de la volatilité. La connaissance des cours les plus bas et les plus hauts permet d'être, en effet, plus proche du véritable processus sous-jacent, même si on ne connaît pas l'ensemble des chemins suivis par les prix des actifs. Cette approche a été étendue récemment par Rogers et Satchell (1991), Kunitomo (1992) et Yang et Zhang (2000) avec la prise en compte d'un terme de tendance centrale et la possibilité de sauts dans les prix d'ouverture. Plus efficaces¹² que les estimateurs de volatilité classiques, ces derniers sont, semble-t-il, cependant systématiquement biaisés à la baisse (*cf.* Wiggins, 1991, Li et Weibbaum, 2000).

Du fait des progrès réalisés dans la construction des bases de données - de nombreuses bases sont désormais disponibles en haute fréquence - un courant plus récent de la littérature financière empirique préfère utiliser la totalité des échanges traités pour mieux estimer la volatilité du processus étudié. On parle alors de « volatilité réalisée », quantité qui se calcule à partir d'une somme pondérée de rentabilités non signées (considérées en valeur absolue ou au carré).

Mesures de risque alternatives

Afin de pallier les insuffisances de la volatilité, de nombreuses mesures de risques alternatives ont été proposées. Parmi celles-ci, on peut distinguer (sans prétention à l'exhaustivité¹³) les mesures de risques suivantes : - des mesures de risque asymétriques qui ne prennent en compte que les écarts négatifs des rentabilités par rapport à une cible prédéterminée liée, soit à la distribution de probabilité des actifs telle que la semi-variance (*cf.* Markowitz, 1952) ou soit à une constante reflétant l'aversion pour le risque de l'investisseur, tel que les moments partiels d'ordre inférieurs (*cf.* Fishburn, 1977 et Harlow, 1991) ;



- des mesures de pertes telles que le critère de Roy (1952) qui correspond à la probabilité d'obtenir une rentabilité inférieure à une cible prédéterminée pour un horizon fixé et le *Maximum Draw-down* (voir Johansen et Sornette, 2001), qui mesure la perte extrême maximale de la valeur d'un portefeuille sur une période de temps fixée ;

- les mesures de contrôle prudentiel des activités de marché des institutions financières telles que la *VaR* (*Value-at-risk*) et le *DaR* (*Drawdown-at-risk*) qui représentent, respectivement, la valeur seuil de l'investissement et la valeur seuil de la perte extrême du portefeuille pour un horizon de temps et un intervalle de confiance donnés, ainsi que leurs versions conditionnelles, à savoir la *CVaR* (*Conditional Value-at-Risk*) et le *CDaR* (*Conditional Drawdown-at-Risk*) qui traduisent la valeur espérée de l'investissement et de la perte extrême du portefeuille une fois la *VaR* et le *DaR* franchis (cf. Krohmal *et alii*, 2002).

On peut également mentionner des mesures de risques qui sont fondées sur la valeur absolue telle que la moyenne des valeurs absolues des écarts à la moyenne (cf. Konno et Yamasaki, 1991) et la moyenne des différences de Gini (cf. Yitzhaki, 1982) et des mesures de risque multidimensionnelles basées sur l'utilisation de moments ou de semi-moments centrés d'ordre supérieur (cf. Jurczenko et Maillet, 2001).

Contrairement à la volatilité, ces mesures de risque alternatives sont indépendantes de l'hypothèse de normalité des distributions ; certaines ont, en outre, l'avantage d'être cohérentes au sens de Artzner *et alii* (1999).

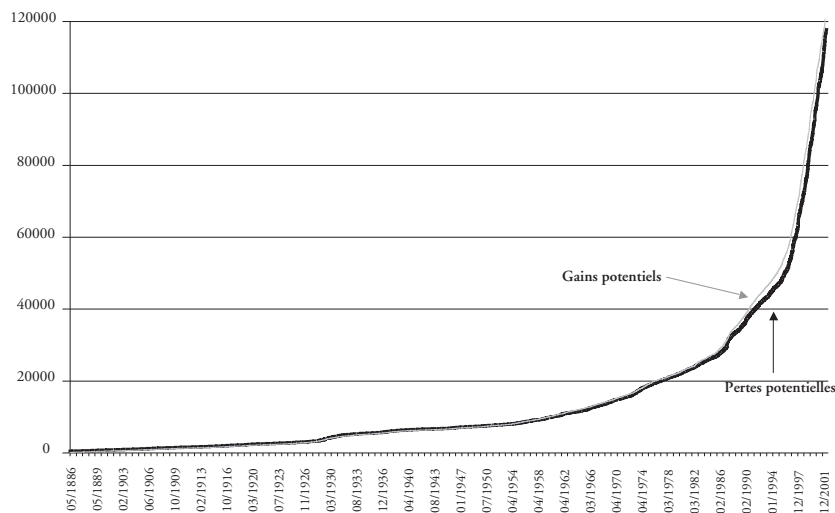
Si la volatilité a pour elle sa simplicité, elle possède malheureusement la propriété de pondérer de manière symétrique les gains et les pertes des agents, ce qui limite sa pertinence théorique et son intérêt pratique, notamment dans des périodes de baisse prolongée des marchés où la préoccupation prédominante des investisseurs concerne les pertes. De plus, l'indisponibilité des données de haute fréquence sur des historiques longs contraint souvent à utiliser des estimateurs de la volatilité qui contiennent beaucoup de bruit. Quoi qu'il en soit, l'enjeu du débat actuel est sans doute moins l'obtention d'une réduction de la volatilité (par des mesures réglementaires) que la nécessité de lutter contre une baisse trop importante des cours (par des mesures de politique économique ou monétaire). Ce n'est donc pas la volatilité qui doit être au centre du débat, mais la baisse tendancielle très marquée des marchés financiers sur ces 3 dernières années qui est préoccupante. Nous revenons sur ce point en conclusion.

Les graphiques n° 11 et n° 12, relatifs l'un au *DJI* et l'autre au *CAC 40*, illustrent l'évolution des pertes potentielles cumulées, qui correspondent aux pertes que réaliserait le plus malchanceux des inves-



tisseurs achetant une unité d'indice quand l'indice va baisser le lendemain et sortant du marché quand il va y avoir hausse. Même si elle ne correspond à aucune stratégie réelle (en termes, de réinvestissement et de fréquence d'erreur), cette statistique est néanmoins intéressante puisqu'elle fournit une évaluation des plus grandes pertes réalisables par un investisseur : ainsi donne-t-elle une idée des sommes qui « disparaissent » - ou changent de mains - lors de krachs financiers.

Graphique n° 11
Pertes potentielles cumulées sur le DJI



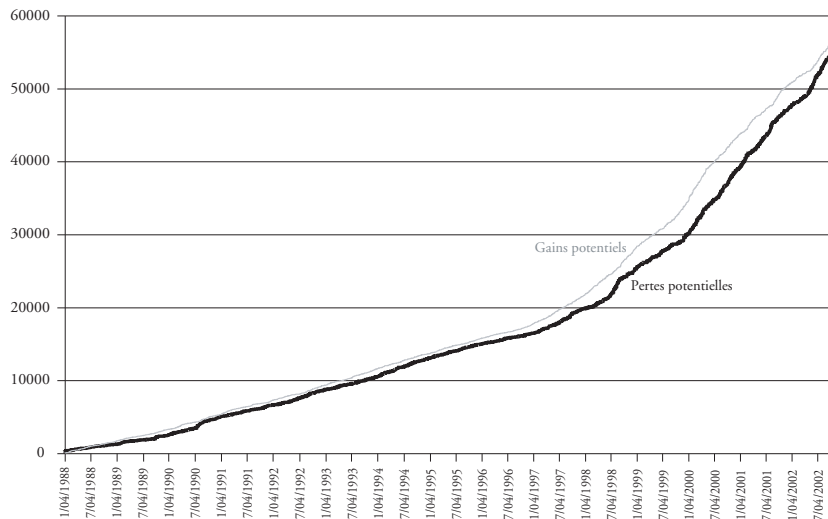
Source : Economagic ; calculs des auteurs - DJI sur la période mai 1896/janvier 2003 en fréquence journalière. Les pertes extrêmes cumulées correspondent à la somme cumulée des valeurs absolues des variations négatives de l'indice. La valeur initiale de l'indice a été conservée.

On constate que les changements de pente importants correspondent à des krachs d'une importance plus grande en termes « d'évaporation » des sommes capitalisées et on remarque même une accélération importante des pertes potentielles sur la dernière partie de l'échantillon français (à partir d'avril 1998 - voir graphique n° 12).

Néanmoins, la plupart des développements précédents reposent uniquement sur la notion de volatilité mesurée - avec plus ou moins d'acuité - par un écart-type éventuellement corrigé de certains biais. Il nous semble plus important de pouvoir caractériser les crises en termes de gravité (probabilité d'occurrence ou temps de retour) et d'être moins dépendant de l'échelle d'observations. La prochaine section est dédiée à une analyse des deux marchés considérés en termes d'échelle de catastrophe.



Graphique n° 12
Pertes potentielles cumulées sur le CAC 40



Source : Euronext ; calculs des auteurs - CAC40 sur la période avril 1988/janvier 2003 en fréquence journalière. Les pertes potentielles cumulées correspondent à la somme cumulée des valeurs absolues des variations négatives de l'indice. La valeur initiale de l'indice a été conservée.

VOLATILITÉ ET ÉCHELLE DE CRISES : UNE COMPARAISON HISTORIQUE DES CHOCS DE MARCHÉS

Une des difficultés que pose l'utilisation de la volatilité comme mesure du risque est que sa valeur dépend de la fréquence d'observation et de l'horizon retenus. En théorie, le concept de volatilité fait référence à un écoulement continu du temps où les prix seraient observables à tout moment. Il n'y a donc pas lieu de privilégier *a priori* dans l'analyse telle ou telle fréquence d'observations.

Nous nous proposons donc maintenant d'analyser les récentes turbulences à l'aide d'une mesure qui synthétise l'information contenue dans les différentes fréquences d'observations. Cette analyse est menée pour le marché français et pour le marché américain.

Un indicateur synthétique de crise : l'Index of Market Shocks (IMS)

Suivant une méthode proposée par Zumbach *et alii* (2000-a et 2000-b), Mailet et Michel (2002-a, 2002-b, 2002-c et 2003) ont proposé une mesure de l'importance d'une crise financière, appelée IMS (*Index of Market Shocks*), qui intègre les horizons des différents



types d'opérateurs. Certains s'intéressent aux variations intra-journalières (*day trading*), la plupart observent les variations entre deux cours de clôture, tandis que ceux ayant un horizon plus long regardent principalement les tendances. La définition d'une crise ne doit donc pas dépendre de la périodicité des observations, d'autant qu'en période de forte volatilité les baisses importantes alternent rapidement avec des hausses toutes aussi importantes, phénomène indécélable à une fréquence d'observation plus basse. C'est pourquoi l'indicateur retenu repose sur une approche multidimensionnelle d'une mesure de risque.

Pour chaque date considérée sont calculées les variances des variations des cours observés de l'échelle la plus fine (haute fréquence) à la plus grossière (comprenant le *minimum* d'observations). De ces mesures sont extraits les facteurs communs aux volatilités observées. Connaissant la valeur de ces facteurs à chaque période, il suffit alors de multiplier la probabilité d'observer chacun d'entre eux (pondérée par le poids du facteur) pour connaître la probabilité d'observer la configuration de l'ensemble des variances à cette période.

Par analogie avec l'échelle de Richter, l'indice *IMS* est logarithmique (voir Maillet et Michel, 2003, en ce qui concerne la construction de l'indicateur) ; il est calculé de manière à être une fonction croissante de la gravité (rareté) de la crise. L'indicateur s'interprète facilement puisqu'un point d'indice supplémentaire sur l'échelle correspond à une configuration deux fois plus rare, et la configuration médiane - telle que 50 % des valeurs de l'indicateur *IMS* sur l'échantillon sont en-dessous - a théoriquement la valeur de 1. Ainsi, un *IMS* calculé quotidiennement indiquera une crise telle que l'on en rencontre - en moyenne - tous les ans, lorsque sa valeur est de 8. On dira que le temps de retour d'une crise de cette ampleur est d'un an. Pour un temps de retour de 30 ans (*i.e.* tel que l'on observe une telle crise tous les 30 ans), la valeur est d'environ 13, alors qu'une crise centennale correspondrait à une valeur de 15. Dans le cas d'un *IMS* calculé mensuellement, les valeurs sont d'environ 4, 7 et 10 pour des crises respectivement annuelles, décennales et centennales. Par ailleurs, l'*IMS* permet de définir une crise, comme une suite de dates consécutives où l'indicateur dépasse un certain seuil. Ce seuil sera fixé à 3 par la suite¹⁴. L'*IMS* maximum ne donne cependant pas une mesure de l'impact total de la crise dans la durée. Il est possible d'obtenir une telle mesure en sommant les valeurs prises par l'*IMS* pendant toute la durée d'une crise, ce qui correspond à l'hypothèse simplificatrice d'indépendance temporelle des volatilités.

Les crises récentes mises en perspectives

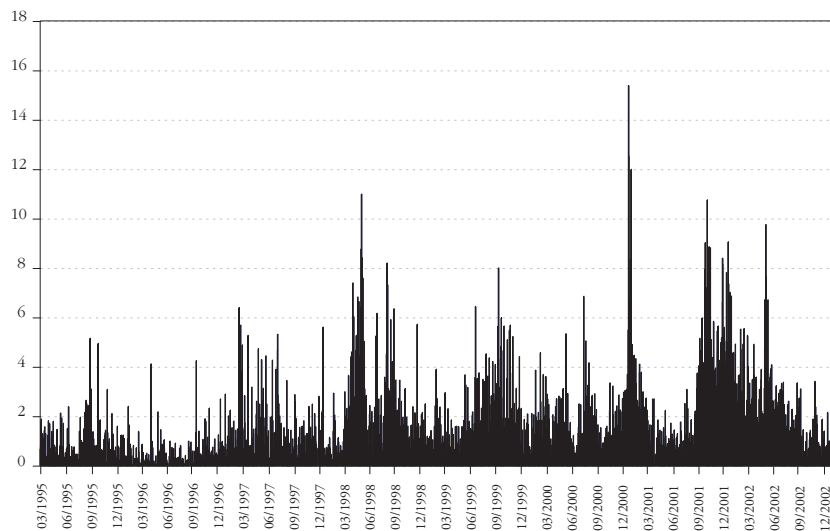
Nous présentons les résultats obtenus avec cet indicateur sur le marché français, puis sur le marché américain.



Analyse du marché français sur courte période

L'analyse sur le marché français est effectuée à partir de données haute fréquence pour obtenir un *IMS* quotidien. C'est l'indice CAC 40 qui est utilisé. Sur la période 1995 - 2003, les pics les plus élevés de l'indicateur *IMS* ont été observés les 11 et 12 septembre 2001, deux jours pendant lesquels le marché était suspendu aux États-Unis.

Graphique n° 13
Évolution de l'*IMS* calculé sur le CAC 40 entre 1995 et 2003
(données journalières)



Source : Euronext, calcul des auteurs. Période 1995-2003 en intra-journalier.

Plusieurs crises sont identifiables sur la période d'étude (voir graphique n° 13) : la crise asiatique (été 1997), les turbulences russes (automne 1998), la crise financière venue du Brésil (début 1999), l'effondrement du modèle de la nouvelle économie et l'éclatement de la bulle sur le Nasdaq (début 2000 et printemps 2000), la crise argentine (printemps 2001) et la crise liée aux attaques terroristes aux États-Unis (automne 2001). Comme indiqué au tableau n° 1, l'année 2002 a été marquée par des crises sporadiques, de moindre amplitude que les très grandes crises historiques, mais qui représentent toutefois la volatilité agrégée la plus importante de l'échantillon. En effet, 7 des 10 plus importantes périodes de turbulences sur le marché français depuis 1995 ont eu lieu en 2002. L'année 2002 apparaît ainsi, au cours de la période récente, comme une année atypique par le niveau de volatilité observée.

Tableau n° 1
Comparaison des 10 premières périodes de turbulence
à l'aide de l'IMS (en France depuis 1995)

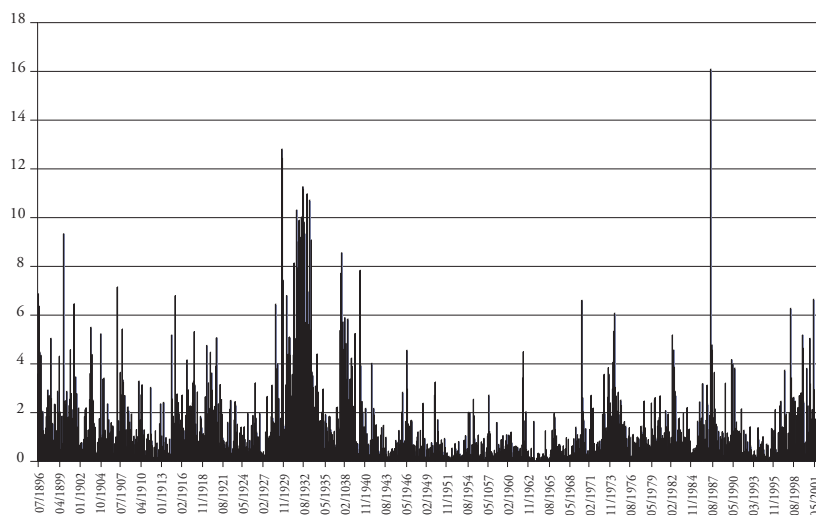
Début de la crise	Fin de la crise	IMS cumulé sur la période	IMS maximum sur la période	Durée (en jours)
12/07/02	02/08/02	101,6	10,3	15
06/09/01	27/09/01	96,9	14,3	14
21/09/98	09/10/98	88,8	11,4	14
13/09/02	27/09/02	56,6	9,5	10
08/10/02	21/10/02	51,6	9,0	9
05/08/02	12/08/02	30,4	8,8	5
03/09/02	09/09/02	21,6	6,0	4
30/09/02	07/10/02	20,8	5,0	5
29/10/02	04/11/02	18,9	6,3	4
28/08/98	02/09/98	18,7	7,4	3

Source : Euronext, calcul des auteurs. Période 1995-2003 en intra-journalier.

Analyse du marché américain sur longue période

Pour effectuer une analyse plus probante, il est souhaitable de disposer de données sur de longues périodes, couvrant ainsi de nombreuses crises. C'est le cas pour les séries quotidiennes du *Dow Jones Industrial*, qui sont disponibles depuis 1896. Le graphique n° 14 représente l'évolution de l'IMS mensuel calculé à partir de ces données.

Graphique n° 14
Évolution de l'IMS calculé sur le Dow Jones entre 1896 et 2003



Source : Economagic et Fininfo, calcul des auteurs. Période 1896-2003 en journalier.

C'est la crise de 1987 qui présente le pic de volatilité historique du marché américain, mais la crise historiquement la plus importante a été observée pendant la dépression des années 1930, dans les années de turbulences financières ayant suivi le krach de 1929. La crise la plus récente (juillet - novembre 2002) est la plus forte depuis 1987, tout en restant très inférieure aux records historiques (*cf.* tableau n° 2). Pour mémoire, la crise de septembre 2001 se classe au 12^{ème} rang quand on considère l'IMS maximum et au 26^{ème} selon l'IMS cumulé sur la période de crise.

Tableau n° 2
Comparaison des 10 premières périodes de turbulence
à l'aide de l'IMS (aux États-Unis depuis 1896)

Début de la crise	Fin de la crise	IMS cumulé sur la période	IMS maximum sur la période	Durée (en jours)
Mai 1931	Février 1934	231,5	11,3	33
Mai 1930	Janvier 1931	35,9	6,8	8
Octobre 1929	Janvier 1930	32,6	12,8	3
Septembre 1937	Février 1938	32,1	8,5	5
Octobre 1987	Février 1988	29,6	16,1	4
Juin 1896	Décembre 1896	29,3	6,9	6
Juillet 2002	Novembre 2002	22,5	8,4	4
Mars 1938	Juillet 1938	19,1	5,9	4
Août 1974	Décembre 1974	18,5	6,1	4
Octobre 1917	Février 1918	14,9	5,3	4

Source : Economagic, calcul des auteurs. Période 1896-2003 en journalier.

En conclusion, l'analyse de l'évolution récente, en France, de l'*Index of Markets Shocks (IMS)* permet de montrer que les crises des années 2001 - 2002 sont plus importantes que les crises asiatique et russe. Ainsi la crise de l'été 2002 correspondrait-elle à un temps de retour d'environ 30 ans, soit le double de la période de temps qui s'est effectivement écoulée depuis la dernière crise majeure de 1987. Globalement, l'indice de turbulence IMS semble révéler que l'amplitude des turbulences a augmenté, en France, depuis 1995.

L'étude sur données américaines, effectuée sur une longue période, nous oblige à relativiser très fortement ce résultat. Aucune tendance de long terme ne peut être mise en évidence, dès lors que la période d'observation retenue est suffisamment longue. En particulier, les turbulences postérieures à septembre 2001 sont plus faibles que celles des crises historiques d'octobre 1987 ou d'octobre 1929. L'augmentation récente de la volatilité ne semble être, dans ces conditions, qu'un phénomène d'importance limitée au regard de l'histoire financière contemporaine.



Cette étude de l'augmentation récente de la volatilité des cours boursiers, fortement ressentie par les intervenants de marché, nous conduit à tirer des conclusions relativement nuancées.

Comme l'a souligné la première partie de l'analyse, la question de la baisse des cours doit être distinguée de celle de l'augmentation de la volatilité, même si les crises s'accompagnent généralement d'une augmentation passagère de la volatilité.

Une comparaison historique des principaux épisodes de turbulence financière, qu'elle soit fondée sur le concept traditionnel de volatilité ou qu'elle le soit sur l'indicateur de crise *IMS*, démontre que la période postérieure aux attentats du *World Trade Center* est, sans conteste, agitée. Toutefois, malgré l'ampleur significative de ces événements, une mise en perspective sur plus longue période souligne qu'il est bien difficile de conclure à un quelconque changement de nature du phénomène. À cet égard, les crises historiques (1929 et 1987 en particulier) relèvent encore, à l'heure où nous écrivons ces lignes, d'une magnitude bien plus considérable.

Cette étude pourra être améliorée et l'analyse approfondie. Bien des pistes d'analyse pourraient encore être exploitées, tant sur les modèles de volatilité (Engle et Patton, 2001), les mesures pertinentes de risque (Pedersen et Satchell, 1998), l'efficacité des estimateurs (Bollerslev et Zhou, 2002 ; Andersen *et alii*, 2003), que sur les caractéristiques intrinsèques de la volatilité - présence de régimes (Hamilton, 1994), mémoire longue (Granger, 1980), propriétés statistiques (Engle, 2000), événements extrêmes (Longin, 1996), temps de retour (Legras, 2002), dissipation des crises (Lillio et Mantegna, 2001 ; Abe et Suzuki, 2002), hypothèses distributionnelles et inférence (Andersen *et alii*, 2003). En particulier, une analyse complémentaire fondée sur des modélisations en changement de régime (modèles SWARCH et TARARCH), ou reposant sur les propriétés de mémoire longue des séries financières (modèle ARFIMA ou FIGARCH) nous paraît intéressante à mener à ce stade de l'analyse et pourrait faire l'objet de développements riches d'enseignements. D'autres représentations de la volatilité - déterministe, chaotique ou stochastique (voir Poon et Granger, 2002) - pourraient également être utilisées.

L'exploitation de bases de données plus riches (volatilités implicites sur les marchés d'options - voir Figelswki, 1998) contribuerait à améliorer notre connaissance de la volatilité : de même une étude internationale de la volatilité (causalité en variance, schéma de propagation, décomposition interne et externe de la volatilité - voir Longin et Solnik, 2001) semble-t-elle particulièrement souhaitable, car l'intégration des marchés et l'existence de marchés « *leaders* » rendent indispensables un traitement global.



Quoi qu'il en soit, nous avons obtenu dans cette étude des résultats très proches de ceux de Jorion (2002), notamment en ce qui concerne l'absence d'augmentation tendancielle à long terme de la volatilité.

NOTES

1. Voir Schwert (1990) et Barndorff-Nielsen et Shephard (2002).
2. Le lecteur intéressé pourra se reporter à Parkinson (1980), Garman et Klass (1980), Kunitomo (1992), Rogers et Satchell (1991), et Yang et Zhang (2000).
3. Sans que cette différence ne soit néanmoins significative au seuil de 5 % (statistique du test de Wald non-significative).
4. Toutes les précautions usuelles doivent être prises ici puisque de nombreux résultats empiriques remettent en cause jusqu'à l'existence même du quatrième moment centré des rentabilités et donc l'existence même de la volatilité de la volatilité (voir par exemple Embrecht *et alii*, 2002).
5. La valeur du seuil est de -2,1 %, -2,7 % ou -3,8 % - ce qui correspond aux 1 %, 2,5 % et 5 % des pires variations.
6. Et ce, quel que soit le seuil extrême retenu (ici -1,6 %, -2,2 % et -3,1 % - qui correspondent aux 1 %, 2,5 % et 5 % des pires variations).
7. Cet argument est souvent couplé avec des considérations sur le développement de tel ou tel instrument financier, de telle stratégie financière, de tel changement de microstructure ou encore de l'augmentation du recours à l'endettement par certaines entreprises.
8. On raisonne alors dans le cadre de la théorie de l'espérance de l'utilité : on suppose que les préférences d'un individu sur les profils de gains sont représentées par une fonction de satisfaction qui est l'espérance de l'utilité du gain réalisé. La fonction d'utilité retenue est définie à une transformation affine et croissante près ; elle est supposée croissante (l'individu préfère toujours plus de richesse) et concave (l'individu a de l'aversion pour le risque). La particularisation utilisée ici est le caractère quadratique de cette fonction.
9. Ce qui revient à admettre que les actifs financiers sont des biens inférieurs. En réalité l'aversion pour le risque ne croit pas avec la richesse.
10. Ainsi est-il toujours possible de trouver, pour une fonction d'utilité croissante et concave, deux variables aléatoires continues caractérisées par des espérances et une suite de moments d'ordre supérieurs à deux identiques, pour lesquelles c'est la variable aléatoire qui possède la variance la plus élevée qui sera systématiquement préférée par un investisseur rationnel (Cf. Brockett et Garven, 1998).
11. Dont le niveau peut, néanmoins, être estimé à partir des variations quadratiques successives du prix de l'actif sous-jacent.
12. Parkinson (1980) rapporte un gain en termes d'efficacité relative (mesurée par le rapport de la valeur de l'estimateur de valeurs extrêmes sur l'estimateur classique) variant entre 2,5 et 5, alors que Garman et Klass (1980), Yang et Zhang (2000) et Kunitomo (1992) rapportent des gains en terme d'efficacité théorique respectivement de 7,4, 7,3 et 10. Rogers *et alii* (1994) rapportent un gain comparable à celui de l'estimateur de Garman et Klass (1980).
13. Voir le numéro spécial du *Journal of Banking and Finance*, Juillet 2002, pour un tour d'horizon récent et complet.
14. Car cette valeur correspond approximativement au dernier décile de la distribution empirique.

BIBLIOGRAPHIE

- ABE S. et SUZUKI N., (2002), « Omori's Law in the Internet Traffic », Preprint cond-mat/0206453, 7 pages.
- ANDERSEN T., BOLLERSLEV T. et DIEBOLD F., (2003), « Parametric and Nonparametric Volatility Measurement », forthcoming in the *Handbook of Financial Econometrics*, Ait-Sahalia and Hansen Eds, North Holland, 68 pages.
- ANDERSEN T., BOLLERSLEV T., DIEBOLD F. et EBENS H., (2001), « The Distribution of Stock Returns Volatilities », *Journal of Financial Economics* 61 (1), July 2001, 43-76.
- ARTZNER P., DELBAEN F., EBER J.-M. et HEATH D., (1999), « Coherent Measures of Risk », *Mathematical Finance* 9 (3), 203-228.
- BACHELIER L., (1900), *Théorie de la spéculation*, Thèse de doctorat de mathématiques, Faculté des sciences de Paris, Annales de l'École normale supérieure, Vol. 3-17, 21-86.
- BARNDORFF-NIELSEN O. et SHEPHARD N., (2002), « Estimating Quadratic Variation using Realized Volatility », *Journal of Applied Econometrics* 17, 457-477.
- BLACK F. et SCHOLES M. (1973), « The Pricing of Options and Corporate Liabilities », *Journal of Political Economy* 81, 637-654.
- BOLLERSLEV T., (1986), « Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity », *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- BOLLERSLEV T. et ZHOU H., (2002), « Estimating Stochastic Volatility Diffusion using Conditional Moments of Integrated Volatility », *Journal of Econometrics* 109, 33-65.
- BOOKSTABER R. et CLARKE R. (1981), « Options Can Alter Portfolio Return Distributions », *Journal of Portfolio Management* 7, 63-70.
- BROCKETT P. et GARVEN R., (1998), « A Reexamination of the Relationship Between Preferences and Moments Orderings by Rational Risk Averse Investors », *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory* 23, December 1998, 127-137.
- CHRISTIE A. et ANDREW A., (1982), « The Stochastic Behavior of Common Stocks Variances: Value, Leverage, and Interest Rate Effects », *Journal of Financial Economics* 23, 1982, 407-432.
- CMF - collectif, (2002), « L'augmentation de la volatilité du marché des actions », document *IEM Finance*, décembre 2002, 53 pages.
- DANIELSSON J., EMBRECHT P., GOODHART CH., KEATING C., MUENNISH F., RENAULT O., SHIN H., (2001), « An Academic Response to Basel II », *Special Paper n° 130*, LSE-FMG, 17 pages.
- DEBREU G., (1959), *Theory of Value*, Wiley Ed, New York.
- EMBRECHT P., KLÜPPELBERG C. et MIKOSCH T., (2002), *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*, Springer-Verlag, Berlin, 4th Ed, 648 pages.
- ENGLE R., (2000), « The Econometrics of Ultra High Frequency Data », *Econometrica* 68, 1-22.
- ENGLE R. et PATTON A., (2001), « What Good is a Volatility Model? », *Quantitative Finance* 1 (2), 237-245.
- FAMA F., (1965), « Portfolio Analysis in a Stable Paretian Market », *Management Science* 11, 404-419.
- FAMA E., (1996), « Discounting under Uncertainty », *Journal of Business* 69, 415-428.
- FIGELSWKI J., (1998), « The Quality of Market Volatility Forecasts implied by the S&P 100 Index Option Prices », *Journal of Empirical Finance* 5 (4), 317-345.
- FISHBURN P., (1977), « Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below-target Returns », *American Economic Review* 67 (2), 116-126.
- FRIEDMAN M. et SAVAGE L. (1948), « The Utility Analysis of Choices Involving Risk », *Journal of Political Economy* 56, 1952, 279-304.
- GARMAN M. et KLASS M., (1980), « On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data », *Journal of Business* 53, 67-78.
- GERHARD F. et HAUTSCH N., (2002), « Volatility Estimation on the Basis of Price Intensity », *Journal of Empirical Finance* 9, 57-89.
- GRANGER C., (1980), « Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models », *Journal of Econometrics* 14, 227-238.

- HAMILTON J., (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 820 pages.
- HANOCH G. et LEVY H., (1969), « The Efficiency Analysis of Choices Involving Risk », *Review of Economics and Studies* 36, 335-346.
- HARLOW W., (1991), « Asset Allocation in a Downside-Risk Framework », *Financial Analyst Journal*, September/October 1991, 28-40.
- JOHANSEN A. et SORNETTE D., (2001), « Large Stock Market Price Drawdowns are Outliers », *Journal of Risk* 4 (2), Winter 2001/02, 47 pages.
- JORION Ph., (2002), « Fallacies about the Effect of Market Risk Management Systems », *Financial Stability Review*, December 2002, 115-127.
- JURCZKO E. et MAILLET B., (2001), « The 3-CAPM: Theoretical Foundations and an Asset Pricing Model Comparison in a Unified Framework », *Developments in Forecast Combination and Portfolio Choice*, Dunis C. A. Timmermann and J. Moody Eds, John Wiley&Sons, 239-273.
- KAHNEMAN D. et TVERSKY A., (1979), « Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk », *Econometrica* 47, 263-291.
- KIMBALL M., (1993), « Standard Risk Aversion », *Econometrica* 61 (3), 589-573.
- KONNO H. et H. YAMAZAKI, (1991), « Mean Absolute Deviation Portfolio Optimization Model and its Applications to Tokyo Stock Market », *Management Science* 37 (5), 519-531.
- KROKHMAL P., URYASEV S. et ZRAZHEVSKY G., (2002), « Risk Management for Hedge Fund Portfolios: A Comparative Analysis of Linear Rebalancing Strategies », *Journal of Alternative Investments*, Summer 2002, 10-29.
- KUNITOMO N., (1992), « Improving the Parkinson Method of Estimating Security Price Volatilities », *Journal of Business* 65 (2), 295-302.
- LEGRAS J., (2002), « Building a Financial Richter Scale to Assess the Gravity of a Financial Crisis: the Case of 1998 », *Finance* 23 (2), 87-107.
- LI K. et WEINBAUM D., (2000), « The Empirical Performance of Alternative Extreme Value Volatility Estimators », *Working Paper of New York University*, 2000, 43 pages.
- LILLO F. et MANTEGNA R., (2001), « Omori Law after a Financial Market Crash », Preprint cond-mat/0111257v1, 4 pages.
- LONGIN F., (1996), « The Asymptotic Distribution of Extreme Stock Market Returns », *Journal of Business* 63, 383-408.
- LONGIN F. et SOLNIK B., (2001), « Extreme Correlation of International Equity Markets », *Journal of Finance* 56, 651-678.
- MAILLET B. et MICHEL TH., (2002-a), « Quelle a été l'ampleur de la crise financière de septembre 2001 ? Une mise en perspective », *Revue d'économie financière* 67, juin 2002, 269-276.
- MAILLET B. et MICHEL TH., (2002-b), « How Deep was the September 2001 Stock Market Crisis? Putting Recent Events on the American and French Markets into Perspective with an Index of Market Shocks », *Discussion Paper n° 417 of the LSE-FMG*, July 2002, 14 pages.
- MAILLET B. et MICHEL TH., (2002-c), « Mise en perspective des dernières turbulences de marché à l'aide d'un indice de crise », *Bulletin Mensuel de la COB*, novembre 2002, n°373, 107-115.
- MAILLET B. et MICHEL TH., (2003), « An Index of Market Shocks based on Multiscale Analysis », *Quantitative Finance* 3 (2), April 2003, 88-97.
- MANDELBROT B., (1997), *Fractals and Scaling in Finance*, Springer, New York, 1997, 551 pages.
- MARKOWITZ H. (1952), « Portfolio Selection », *Journal of Finance* 7, 1952, 77-91.
- MILLS T., (1993), *The Econometric Modelling of Financial Time Series, Second Edition*, Cambridge University Press, 380 pages.
- OMEN R., (2002), « Modelling Realized Variance when Returns are Serially Correlated », *Working Paper of Warwick University*, 25 pages.
- PARKINSON M., (1980), « The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return », *Journal of Business* 53, 61-65.

- PEDERSEN C. et SACHELL S. (1998), « An Extended Family of Financial Risk Measures », *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory* 23, 89-117.
- POON S.-H. et GRANGER C., (2002), « Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review », *Working Paper of Strathclyde University*, 80 pages.
- PRATT J. (1964), « Risk Aversion in the Small and the Large », *Econometrica* 32, January 1964, 122-136.
- ROGERS L. et SACHELL S., (1991), « Estimating Variance from High, Low and Closing Prices », *Annals of Applied Probability* 1, 504-512.
- ROGERS L., SACHELL S. et YOON Y., (1994), « Estimating the Volatility of Stock Prices: A Comparison on Methods that Use High and Low Price », *Applied Financial Economics* 4, 241-247.
- ROY A., (1952), « Safety First and Holding of Risky Assets », *Econometrica* 20 (3), 431-449.
- SCHWERT G., (1990), « Indexes of United States Stock Prices from 1802 to 1987 », *Journal of Business* 63, 399-426.
- SILVERMANN B., (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman & Hall, 170 pages.
- STONE B., (1973), « A General Class of Three-parameter Risk Measures », *Journal of Finance* 29, 675-685.
- WIGGINS J., (1991), « Empirical Tests of the Bias and Efficiency of the Extreme-Value Variance Estimator for Common Stocks », *Journal of Business* 64, 417-432.
- YANG D. et Q. ZHANG, (2000), « Drift-independent Volatility Estimation Based on High, Low, Open, and Close Prices », *Journal of Business* 73, 477-491.
- YITZHAKI S., (1982), « Stochastic Dominance, Mean Variance, and Gini's Mean Difference », *American Economic Review* 72 (1), 178-185.
- ZUMBACH G., DACOROGNA M., OLSEN J. et OLSEN R., (2000-a), « Measuring Shocks in Financial Markets », *International Journal of Theoretical and Applied Finance* 3 (3), 347-355.
- ZUMBACH G., DACOROGNA M., OLSEN J. et OLSEN R., (2000-b), « Shock of the News », *Risk*, March 2000, 110-114.