

Article

« La transaction programmée et la volatilité »

Minh Chau To et Benoît Marcil

L'Actualité économique, vol. 65, n° 2, 1989, p. 248-262.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/601491ar>

DOI: 10.7202/601491ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

LA TRANSACTION PROGRAMMÉE ET LA VOLATILITÉ*

Minh-Chau TO

Benoît MARCIL

École des Hautes Études Commerciales

RÉSUMÉ - La transaction programmée, définie comme l'arbitrage entre les marchés au comptant et à terme, a été citée dans plusieurs études comme une cause de la récente augmentation de la volatilité des prix boursiers. La plupart des recherches montrent cependant que la relation entre l'existence de la transaction programmée et l'augmentation de la volatilité est circonstancielle, tout au plus, et recouvre des phénomènes économiques plus fondamentaux. La présente étude examine les similarités entre la volatilité des prix boursiers à la bourse de New York en 1987, celle à la même bourse en 1929 et celle de la bourse de Montréal en 1987. Ces trois situations dans l'espace et le temps représentent trois événements différents sous deux aspects : existence de la transaction programmée (à New York en 1987 seulement) et incidence d'autres facteurs que la transaction programmée (facteurs différents en 1929 seulement). Ils permettent ainsi de rejeter, par un test avec un minimum d'ambiguïté, l'hypothèse d'une relation entre la transaction programmée et l'augmentation de la volatilité. Les résultats de l'étude confirment ceux des études antérieures, dont celles de Roll (1988), Edwards (1988) et Wyss et DeAngelis (1987).

ABSTRACT - Program trading, defined as the arbitrage between the spot and futures markets, is often quoted as the reason for increased volatility of stock prices. Most studies showed however that the relationship between program trading and increased volatility is at best circumstantial, and at worst a distraction from more important economic phenomena. The present study examines the similarities between the stock price volatility in the NYSE in 1987, that in the NYSE in 1929 and that in MSE in 1987. The three situations in space and time are different under two aspects : existence of program trading (only in NYSE in 1987) and incidence of factors others than program trading (different factors only in NYSE in 1929). They allow therefore to reject, by a test with minimal ambiguity, the hypothesis of a relationship between program trading and increased volatility. The results thus confirm those of past studies, such as Roll (1988), Edwards (1988) and Wyss and DeAngelis (1987).

* Une version antérieure de cet article a été soumis au concours 1988 de la Commission des Valeurs Mobilières du Québec et en a obtenu le premier prix. Les auteurs remercient Luc Meunier de son assistance, les membres du jury, les membres du Service des Études de la CVMQ, et Pierre Fortin, ainsi que deux arbitres anonymes de la revue, de leurs précieux commentaires qui ont permis d'améliorer cet article. Toute erreur qui reste est la seule responsabilité des auteurs.

I. INTRODUCTION

Merrick (1987), Santoni (1987), Roll (1988), Edwards (1988), entre autres, ont cherché à élucider la relation entre la transaction programmée et la volatilité du marché boursier. Cette relation, en autant qu'elle existe, a beaucoup plus de répercussion qu'on ne pourrait le penser de prime abord. En effet, elle remet en cause l'efficacité du marché boursier. Pearce (1987) souligne la contribution récente de Shiller (1987) sur la volatilité et l'abondante littérature sur les anomalies des marchés boursiers pour soutenir la thèse de l'inefficacité des marchés des capitaux.

La transaction programmée est la source d'une plus grande volatilité puisqu'à certaines occasions, elle représente une série de commandes de ventes ou d'achats de différents investisseurs institutionnels. Ce phénomène crée un déséquilibre dans les commandes des titres s'il n'est pas anticipé par les négociants en bourse. Cette crise de liquidité temporaire peut créer alors de brusques variations de prix. L'augmentation de la volatilité pourrait encore provenir du fait que des spéculateurs dans le marché à terme sont mal informés (ou irrationnels) et tentent de manipuler le marché à terme (et indirectement le marché au comptant) pour profiter d'un gain à court terme. Cette dernière hypothèse est discutable d'autant plus que Stern (1984) a montré que le nombre de spéculateurs devrait être considérable pour faire varier indûment les cours boursiers.

À l'opposé des deux arguments précédents, on peut penser que le marché à terme (et indirectement la transaction programmée) devrait attirer de nouveaux intervenants sur le marché au comptant, améliorant ainsi la liquidité du marché et diminuant alors la volatilité.

La présente étude tente d'examiner l'existence de la relation entre la transaction programmée et la volatilité du marché boursier en se bornant à une période bien précise, soit celle qui suit le krach du 19 octobre 1987. Les attaques contre la transaction programmée sont alors devenues plus fréquentes et certaines mesures concrètes ont été instaurées pour en limiter l'activité¹. De plus, même si la transaction programmée n'existe principalement qu'à New York et à Londres, son impact peut se faire ressentir au-delà de son champ d'action. Les places boursières à travers le globe sont inextricablement liées. Roll (1988) a calculé que, pour la période de juin 1981 à septembre 1987, le coefficient de corrélation du rendement mensuel sur l'indice boursier du marché américain varie de 0,063 avec celui du marché mexicain, de 0,72 avec celui du marché canadien, en passant à 0,114 (marché de Hong-Kong), 0,326 (marché japonais), 0,39 (marché français) et 0,513 (marché britannique). Le marché boursier montréalais ne vit donc pas en vase clos

1. Des firmes de courtage, suite aux pressions de leurs clients, ont décidé de ne plus effectuer de transactions programmées pour leur propre compte. De plus, les dirigeants du New York Stock Exchange (NYSE) ont demandé aux intervenants de ne pas utiliser le système ultra-rapide du DOT (Direct Order Transfer) si le *Dow Jones* varie de plus de 50 points dans la journée.

et ne pas tenir compte des éléments qui l'influencent revient à se fermer les yeux sur une grande proportion de l'explication de ses mouvements de prix.

Dans cet article, nous ne cherchons pas à évaluer directement l'implication de la transaction programmée dans le krach du 19 octobre 1987 ou les autres problèmes qui y sont directement reliés comme par exemple, les mouvements anormalement élevés du prix des titres, à l'expiration du contrat, lorsque les positions sont renversées. Ce phénomène se produit à «l'heure des trois sorcières» c'est-à-dire quand les options sur les actions, les options sur l'indice boursier et le contrat à terme sur l'indice boursier expirent en même temps. De même, nous ne nous demanderons pas si le prix à terme détermine le prix au comptant, plutôt que l'inverse. À ce sujet, il faut plutôt voir Finnerty et Park (1987) ainsi que Stoll et Whaley (1987).

Cet article cherche seulement à présenter des associations circonstanciées entre la volatilité et la transaction programmée.

Ces associations restent toutefois difficiles à établir puisque le prix et la volatilité de celui-ci dépendent des anticipations des investisseurs. Puisque tout facteur susceptible d'influencer les anticipations aura un impact sur la volatilité des prix, les tests empiriques pourront difficilement isoler l'effet d'une variable, comme la transaction programmée, sur les anticipations et conséquemment sur la volatilité.

2. LA TRANSACTION PROGRAMMÉE

Dans son sens le plus large, la transaction programmée se définit simplement comme l'achat, ou la vente, d'un bloc d'actions déclenché par une seule commande. Le NYSE définit cette stratégie comme l'achat, ou la vente, simultané d'un bloc de 10 titres différents ou plus. Au mois d'août 1988, selon le rapport du NYSE, les transactions programmées représentaient 8,1% du volume du NYSE et, plus spécifiquement, les transactions impliquant un processus d'arbitrage ne représentaient que 2% du volume total². Ces chiffres ne tiennent pas compte des transactions programmées effectuées via le marché de Londres. Cependant, dans cet article (et dans le milieu boursier), lorsqu'on fait référence à la transaction programmée, on parle du processus d'arbitrage impliquant le contrat à terme sur l'indice boursier et les titres qui composent cet indice boursier³. Pourquoi y a-t-il un processus d'arbitrage? Afin de répondre à cette question, définissons d'abord le contrat à terme et déterminons son prix d'équilibre.

2. *Barron's*, 26 septembre 1988, p. 83.

3. Une discussion plus détaillée de la transaction programmée et de l'assurance de portefeuille peut être trouvée dans Khoury et Laroche (1988), p. 214-221. Santoni (1987), Edwards (1988), parmi d'autres auteurs, utilisent aussi cette définition plus large et moins mécanique de la transaction programmée.

3. LE CONTRAT À TERME

Contrairement aux options qui offrent la possibilité à l'investisseur de choisir parmi plusieurs prix de levée, le contrat à terme est limité à un seul prix de levée, le prix à terme. De plus, l'investisseur n'a pas le droit mais l'obligation d'acheter (ou de vendre) le bien au prix convenu. Quand un investisseur achète un contrat à terme, il ne paie pas de prime (comme dans le cas des options). Toutefois, on demande à celui qui achète et à celui qui vend le contrat à terme de verser un montant (marge de bonne foi) en argent ou en titres à revenu fixe.

Chaque jour ouvrable, les prix à terme des contrats changent et toutes les positions sont réévaluées aux prix de fermeture de la bourse. Ces prix sont comparés aux prix du jour précédent et le gain ou la perte des intervenants sont alors calculés: par exemple, un investisseur, s'il pense que le marché devrait augmenter d'ici le mois de juin suivant, pourrait acheter le contrat à terme S&P 500 qui expire au mois de juin à un prix de 252. Cette position sera profitable si, entre le moment où il prend la position et le mois de juin, le prix du contrat à terme se situe au-dessus de 252. Au contraire, si le marché diminue, l'investisseur perdra 500 \$ pour chaque point au-dessous de 252⁴. Enfin, à la date d'expiration, quand le prix au comptant est égal au prix à terme, la transaction prend fin par l'échange d'un montant d'argent qui correspond à la différence entre le prix à terme (252) et le niveau de l'indice boursier au comptant à ce moment. Ainsi, à l'expiration du contrat à terme, le troisième vendredi du mois de juin, l'indice boursier pourrait se situer à 260 alors que le prix convenu était de 252; dans ce cas, le gain serait donc finalement de $260 - 252 = 8$ ou, en valeur, 4 000 \$ (8×500 \$).

4. PRIX D'ÉQUILIBRE ET IMPORTANCE DE LA TRANSACTION PROGRAMMÉE

Par de simples considérations d'arbitrage, Cornell et French montrent que le prix à terme sur l'indice boursier se définit ainsi:

$$F(t, T) = S(t) e^{r(T-t)} - D(t, T) \quad (1)$$

où $F(t, T)$ est le prix à terme au temps t pour un contrat qui expire au temps T ;

$S(t)$ est le prix au comptant au temps t de l'indice boursier;

$e^{r(T-t)}$ est le taux d'intérêt sans risque composé du temps t au temps T ;

$D(t, T)$ est la valeur, au temps T , des dividendes versés entre la période t et T .

4. La valeur d'un contrat équivaut à 500 \$ fois le prix à terme. Le prix étant de 252, la valeur du contrat est donc de 252×500 \$ = 126 000 \$.

Cornell et French ont supposé que les marchés des capitaux sont parfaits, que les taux prêteurs et emprunteurs sont égaux et constants⁵ et que les dividendes sont versés de façon non-stochastique.

Soulignons que l'on peut observer des transactions programmées à toutes les fois que la relation (1) n'est pas respectée. Par exemple, si le prix à terme s'élève au-dessus de son prix d'équilibre, un «programme d'achat» est signalé. En achetant les actions qui composent l'indice boursier (avec des fonds empruntés à un taux sans risque⁶) et en vendant le contrat à terme, les intervenants s'assurent d'un rendement supérieur au taux sans risque. Cette possibilité est obtenue parce qu'à l'échéance le prix à terme est égal au prix au comptant et qu'en dehors de cette échéance la relation (1) représente un arbitrage entre les marchés des actions et des contrats à terme. Ce processus d'arbitrage par un programme d'achat durera aussi longtemps que les pressions à la baisse sur le prix à terme (par la vente des contrats) et les pressions à la hausse sur le prix au comptant (par l'achat de titres) ne seront pas suffisantes pour rétablir une situation d'équilibre telle qu'indiquée par la relation (1). Au contraire, si le prix à terme s'abaisse au-dessous de son prix d'équilibre, on observera un programme de vente (vente à découvert des actions et achat du contrat à terme).

Pour les gestionnaires, une position «vendeur» sur le marché à terme peut être envisagée comme une protection contre des baisses de valeur du portefeuille; elle est alors associée à une «police d'assurance». Cependant, cette stratégie plutôt intéressante n'est vraiment efficace que lorsque la transaction programmée joue son rôle, qui est de ramener le prix à terme à son niveau d'équilibre. Si le prix à terme se transige à un escompte important comparativement à l'indice au comptant, les gestionnaires qui vendent des contrats à terme ne reçoivent pas leur pleine valeur. Par exemple, si un gestionnaire vend 10 contrats à terme S&P 500 à 195 (à escompte lorsque le prix d'équilibre est à 200), son «manque à gagner» est de 25 000 \$⁷.

5. LES ÉTUDES ANTÉRIEURES

Santoni (1987) a lié l'existence de la transaction programmée, définie comme un arbitrage entre les marchés au comptant et le marché à terme, à celle des contrats à terme. Les contrats à terme sur les indices boursiers ayant apparu en 1982, Santoni a étudié l'homogénéité de la marge entre le prix le plus haut et le prix le plus faible

5. Cette hypothèse permet de supposer que les prix «forward» et «futures» sont les mêmes et donc égaux. Plusieurs auteurs, dont Cox, Ingersoll et Ross (1981), Jarrow et Oldfield (1981), Richard et Sundaresan (1981), ont montré que les prix ne sont pas égaux si les taux d'intérêt suivent un mouvement stochastique. Pourtant, plusieurs études empiriques ont indiqué qu'en pratique la différence n'est pas significative économiquement. Voir Rendleman et Carabini (1979) et Cornell et Reinganum (1981).

6. Ce qui peut être le cas des institutions importantes qui placent leurs liquidités dans les bons du Trésor, dont le taux est un coût d'opportunité sans risque.

7. La valeur d'un contrat S&P 500 équivaut à 500 \$ fois le prix à terme. La différence étant de 5 points (200 - 195), la «perte» sera donc de (5 points x 500 \$) x 10 contrats = 25 000 \$.

relativement au prix de fermeture de l'indice boursier, en tant que mesure de volatilité, avant et après 1982. Il a pu conclure que cette marge n'a pas augmenté et que la transaction programmée ne peut donc être incriminée pour l'augmentation récente de volatilité.

Merrick (1987) et Edwards (1988) ont montré que les activités des arbitragistes entre les marchés au comptant et à terme ne peuvent que créer une volatilité très localisée, un déséquilibre dans les commandes en bourse qui ne dure que quelques minutes. Ils réfutent donc aussi la transaction programmée comme une raison de l'augmentation de la volatilité.

Roll (1988) a étudié de façon plus formelle l'incidence sur la volatilité de diverses caractéristiques institutionnelles des marchés boursiers, dans vingt-trois pays, de 1981 à 1987. Il a pu ainsi montrer que ces caractéristiques (enchères continues, quotations automatisées, exigences de marges, limites de variations quotidiennes de prix, etc.) n'ont pas eu d'influence sur la volatilité des indices boursiers lorsqu'ils sont tenus en compte simultanément.

6. LA FORMULATION D'UN TEST

Feinstein (1987), en utilisant des statistiques descriptives sur les variations mensuelles de prix, a montré que l'an 1987 n'était pas différent de la période 1926 à 1986. Cependant, en comparaison avec la période de 1961 à 1986, où il n'y a pas eu de reculs boursiers majeurs, l'année 1987 accuse des variations plus importantes. L'étude de Feinstein n'est pas particulièrement convaincante mais semble déjà indiquer que, malgré l'éloignement dans le temps, le krach de 1987 serait comparable à celui de 1929. Bien entendu, la réglementation et le fonctionnement des marchés ont évolué depuis 1929: exigences concernant la divulgation d'informations, prolifération d'instruments financiers nouveaux, plus grande stabilité de l'environnement économique mondial, etc. Ces différences rendent la comparaison entre les krachs de 1929 et de 1987 difficile. Un grand nombre d'autres facteurs que la transaction programmée, qui ne sont pas nécessairement communs aux deux krachs, peuvent expliquer un niveau similaire de volatilité. En se fondant ainsi sur le modèle suivant, l'hypothèse nulle que l'on cherche à tester est $H_0: a=0$,

$$v = a.t + b.x + u; \quad (2)$$

où v est une mesure de volatilité;

t est une variable instrumentale pour la présence ($t=1$) ou l'absence ($t=0$) de transaction programmée;

x est un vecteur d'autres facteurs explicatifs de la volatilité;

u est le terme d'erreur;

et a et b sont les paramètres du modèle.

Dans le cas où t est une mesure approximative d'un ou de plusieurs éléments de x , et si effectivement x explique v , le test de l'hypothèse nulle est biaisé et fera adopter l'hypothèse alternative ($a \neq 0$) plus souvent qu'il ne le sera justifié. Dans le cas où t est une mesure approximative d'un ou de plusieurs éléments de x , et où x n'explique pas v , ne pas rejeter l'hypothèse nulle conduit au résultat ambigu à savoir si v est indépendant de t lui-même ou de t en tant que mesure approximative de x . Le test de l'hypothèse nulle est non biaisé et non ambigu seulement lorsque x et t ne sont pas corrélés. Or s'il n'y a pas de raisons pour croire que x et t ne sont pas corrélés, accepter H_0 pourrait ne pas être ambigu, du moins dans la procédure empirique qui sera utilisée dans cet article.

En effet, si on peut croire que x influence également les bourses de New York et de Montréal en 1987 - voir Roll (1988) - la transaction programmée n'existe qu'à New York. En 1929, on peut croire que l'influence de x est différente de celle de 1987, par contre la transaction programmée n'existait pas en 1929. C'est donc la comparaison du comportement boursier de New York en 1987 faite avec celui de New York en 1929 et celui de Montréal en 1987 qui pourra permettre d'alléger les biais et les ambiguïtés du test qui est proposé dans cet article.

De façon plus précise, et sans a priori sur l'identité du vecteur x , on effectuera des tests d'homogénéité de moyenne entre les trois couples krach-bourse.

L'objet de notre étude empirique est donc de vérifier si l'existence de la transaction programmée au NYSE en 1987 a augmenté la volatilité des prix au-delà de celle observée à la Bourse de Montréal en 1987 et au NYSE en 1929. Après avoir mesuré l'influence du marché boursier de New York sur celui de Montréal, nous analyserons l'évolution récente de l'indice *Dow Jones* du NYSE avant et après le krach du 19 octobre 1987 en parallèle avec l'évolution du même indice, pour les jours correspondants⁸, avant et après le krach du 28 octobre 1929, période pendant laquelle la transaction programmée n'existait pas⁹.

7. L'INFLUENCE DU MARCHÉ AMÉRICAIN (*DOW JONES*) SUR LE MARCHÉ MONTRÉALAIS (*XXM*)

Pour les jours observés dans cette étude, les différents résultats tirés d'une régression simple ont permis de déterminer que pour une variation de 1% du *Dow Jones*, le *XXM* varie de 0,86%:

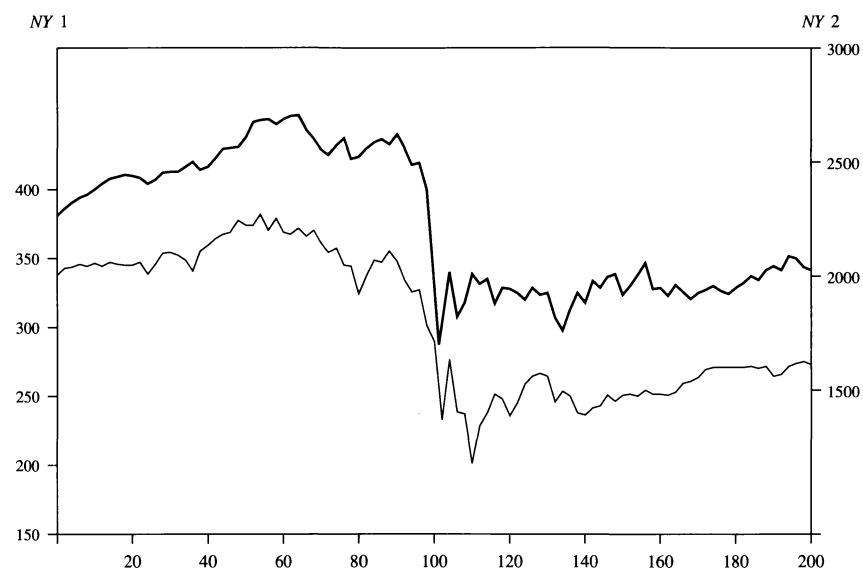
$$\ln(XXM) = 0,82 + 0,86 \ln(NY2), \quad R^2 = 95\% \quad (2)$$

8. Les données sont quotidiennes et s'étendent, pour la période du krach de 1929, du 1er juillet 1929 au 4 mars 1930 et, pour la période du krach de 1987, du 1er juin 1987 au 4 mars 1988.

9. Idéalement, le test qui permettrait de déterminer si la transaction programmée a un impact sur la volatilité consisterait à analyser le marché boursier américain et à obtenir, pour la même période, les données sur ce marché sans la transaction programmée. Ceci étant impossible, nous considérons une période du marché qui a connu elle aussi une correction sévère, la période 1929 (voir le graphique 1).

GRAPHIQUE I

DOW JONES 1929 (NY1) ET DOW JONES 1987 (NY2)



1/07/29
1/06/87

observations
4/03/30
7/08/88

----- NY1 (29) _____ NY2(87)

NOTES : Les krachs correspondent à l'observation 101.

La période du krach de 1929 est du 1er juillet 1929 au 4 mars 1930 et la période du krach de 1987 est du 1er juin 1987 au 7 mars 1988.

où $\ln(XXM)$ et $\ln(NY2)$ sont respectivement le logarithme naturel de l'indice de Montréal et le logarithme naturel du *Dow Jones*.

La volatilité du marché montréalais est donc fortement influencée par celle du marché new-yorkais (voir le graphique 2).

8. UN PARALLÈLE ENTRE 1987 ET 1929

Pour ce test, nous avons choisi d'utiliser la moyenne de la valeur absolue des variations (en pourcentage) des indices boursiers pour comparer la volatilité de New York en 1929 et en 1987 et la volatilité de la bourse new-yorkaise à celle de la bourse de Montréal en 1987¹⁰. Le tableau 1 résume nos résultats.

TABLEAU 1
MOYENNE DE LA VALEUR ABSOLUE DES VARIATIONS EN POURCENTAGE
DES INDICES BOURSIERS
KRACH - INDICE

Période	A (1929-D.J.)	B (1987-D.J.)	C (1987-XXM)
1. AVANT ET APRÈS KRACH (N=191)	1,59%	1,35%	1,00%
2. AVANT KRACH (N=94)	1,09%	0,85%	0,57%
3. APRÈS KRACH (N=96)	1,96%	1,62%	1,32%

En utilisant ces derniers, il est possible d'effectuer une série de tests qui permettent de déterminer si les moyennes de la volatilité, avant et après les krachs de 1929 et 1987, sont identiques ainsi que plusieurs autres combinaisons pouvant nous permettre de conclure sur la différence de volatilité entre les bourses et les krachs.

Les résultats du tableau 2 révèlent qu'il n'existe pas de différence significative dans la volatilité des cours du *Dow Jones* entre 1929 et 1987, que ce soit avant ou après les krachs¹¹. Toutefois, il ressort nettement des résultats observés (voir les comparaisons 2A à 3A et 2B à 3B) qu'au lendemain d'un krach la volatilité est plus

10. Par exemple, la moyenne de la valeur absolue de trois périodes où l'indice a connu des mouvements de 3%, -1% et 2% est de 2%, soit, $(3\% + 1\% + 2\%) / 3$. Feinstein (1987) utilise une mesure de volatilité semblable. On remarquera que l'utilisation de valeurs algébriques risque de fausser la mesure de la volatilité.

11. À noter qu'il n'existe pas une différence significative pour la volatilité entre le *Dow Jones* 1987 et le *XXM*, que ce soit avant ou après le krach boursier.

GRAPHIQUE II
ÉVOLUTION DE L'INDICE *XXM* ET DU *DOW JONES (NY2)*
1987



NOTE : L'observation 101 correspond au krach boursier du 19 octobre 1987.

élevée. Le graphique 3, qui représente l'écart entre la volatilité de 1987 et la volatilité de 1929, illustre très bien ce résultat. En effet, tout en fluctuant autour de zéro, l'écart est plus prononcé après la période qui suit les krachs (observation 101). En fait, nous pouvons tester si l'écart de volatilité avant et après le krach de 1987 est significativement différent de 0,87%, qui est l'écart observé après et avant le krach de 1929 (1,96% - 1,09%). Un tel test nous indique à un niveau de confiance de plus de 99% que l'écart de volatilité en 1987 (après et avant le krach) n'est pas significativement différent de celui de 1929 (avant et après le krach). La plus forte volatilité depuis le krach du 19 octobre 1987, par comparaison à la période qui la précède, ne serait alors pas due à l'existence de transaction programmée, mais peut-être à l'incertitude qui prévaut naturellement au lendemain d'un effondrement des cours boursiers.

TABLEAU 2
TESTS D'HYPOTHÈSES SUR L'ÉGALITÉ DE DEUX MOYENNES STATISTIQUES T

1A vs 1B: 1,13	2B vs 2c: 1,20	2A vs 3A: 3,24*
1B vs 1C: 1,86	3A vs 3B: 1,13	2B vs 3B: 3,95*
2A vs 2B: 1,70	3B vs 3C: 1,29	2C vs 3C: 4,74*

NOTE: La moyenne 1A représente la période 1 (avant et après krach) et le krach-indice A (1929-D.J.), 2B représente la période 2 (avant krach) et le krach-indice B (1987-D.J.) et ainsi de suite. Voir le tableau 1.

* Représente des moyennes significativement différentes à un niveau de confiance de 95%.

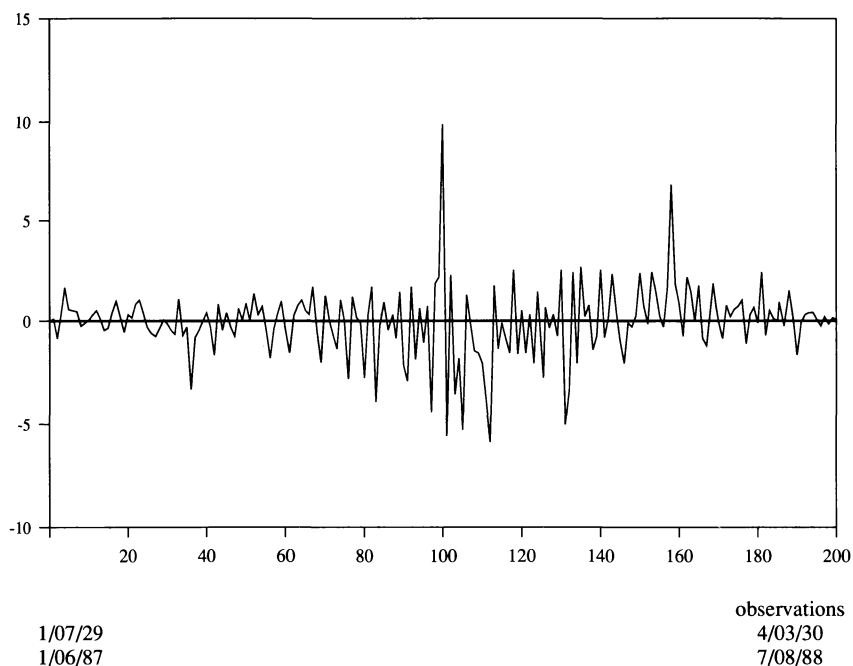
Le marché boursier de Montréal manifeste, comme celui de New York, une plus grande volatilité au lendemain du krach de 1987 (voir la comparaison 2C à 3C). De plus, de la même façon que nous avons testé si l'écart de volatilité à New York avant et après le krach de 1987 était différent de celui de 1929, nous pouvons tester si l'écart de volatilité avant et après le krach de 1987 à Montréal est différent de 0,77%, qui est l'écart de volatilité observé à New York (1,62% - 0,85%). Ce test nous indique que l'écart de volatilité à Montréal n'est pas significativement différent de celui de New York, à un niveau de confiance de 99% (voir le graphique 4).

9. CONCLUSION

L'augmentation de la volatilité du marché boursier montréalais en 1987 et du marché new-yorkais en 1929, après leur krach et en l'absence de transaction programmée, est montrée équivalente à celle du marché new-yorkais en 1987¹². Au surplus, le plus grand risque qui prévaut après le krach de 1987 à New York et à

12. Cette conclusion est limitée par l'approche adoptée. Le nombre et la nature des titres qui composent les 3 indices boursiers (*XXM*, *Dow Jones 1929*, *Dow Jones 1987*) ne sont pas les mêmes et ces différences peuvent causer un biais dans la comparaison de la variabilité de ces indices. De plus, la période de 1929 constitue l'unique point de référence quant à l'évolution des titres qui ont connu une chute brusque et importante des cours.

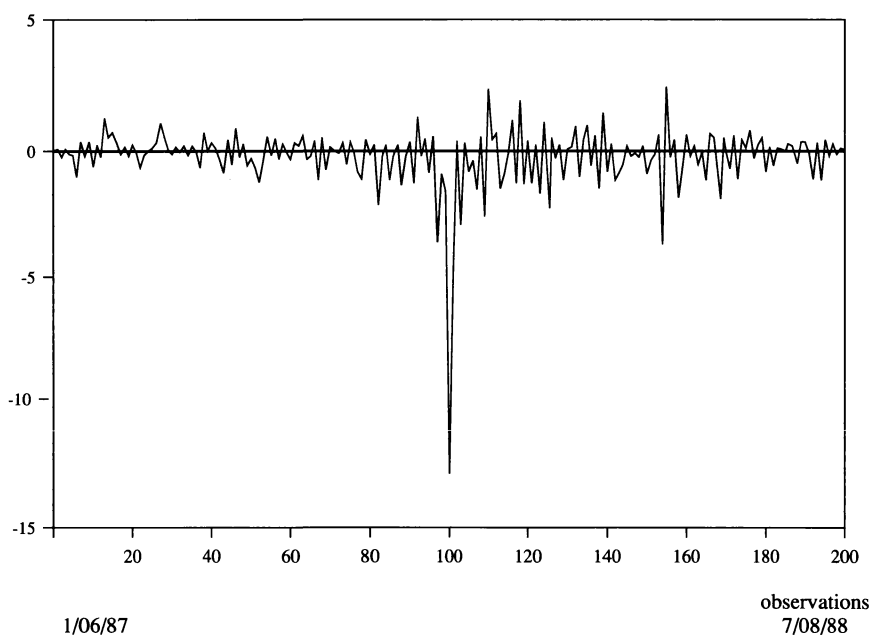
GRAPHIQUE III
ÉCART ABSOLU DE LA VARIATION EN % DU DOW JONES
1987 ET 1929



NOTES : L'observation 101 correspond au krach boursier.

e.g. Si en 1929, l'indice a connu un jour un mouvement de 1,5 %, alors qu'en 1987, à une journée correspondant relativement à la date du krach, l'indice a connu une variation de 2,5 %, l'écart est de 1 %.

GRAPHIQUE IV
ÉCART ABSOLU DE LA VARIATION DE %
DU *XXM* ET *DOW JONES* (1987)



NOTE : L'observation 101 correspond au krach boursier du 19 octobre 1987.

Montréal se retrouvait aussi dans la période suivant le krach du 28 octobre 1929.

Les résultats de cette étude ne font donc que confirmer ceux des études antérieures en utilisant une autre procédure empirique et une autre mesure de volatilité. Notamment, ils rejoignent ceux de Wyss et De Angelis (1987) qui comparent le krach de 1987 à celui de 1929. Ils notent que les krachs sont un phénomène financier et non un événement économique. En 1929, la récession a précédé le krach de deux mois et le recul boursier n'a fait qu'exacerber le malaise économique. En 1987, l'économie a continué à croître malgré le krach. Comme Edwards (1988), Wyss et De Angelis en appellent surtout aux éléments économiques fondamentaux pour expliquer la volatilité boursière plutôt qu'aux mécanismes de fonctionnement du marché tels la transaction programmée.

Cette conclusion pourrait suggérer que les attaques contre les transactions programmées sont mal dirigées et que l'on devrait se concentrer sur des facteurs plus fondamentaux comme, par exemple, les déficits budgétaires et commerciaux des États-Unis et l'instabilité concomitante du dollar et des taux d'intérêt américains. Le coût relié à l'éventuelle élimination des transactions programmées, qui se traduirait par un arrêt à plus ou moins brève échéance des opérations de couverture, pourrait ne pas être compensé par une réduction de la volatilité. S'en prendre à la transaction programmée, ou même chercher à réduire la volatilité boursière, ne représenterait qu'un traitement des symptômes d'une situation de déséquilibre fondamental.

BIBLIOGRAPHIE

Barron's, 2 novembre 1987, p.36

Barron's, 29 août 1988, p.83

Barron's, 26 septembre 1988, p.83

CAGAN, PHILLIP, «Financial Futures Markets : Is More Regulation Needed?», *Journal of Futures Markets*, vol. 1, no 2, 1981, p. 169-82.

CORNELL, BRADFORD, «Taxes and the Pricing of Stock Index Futures : Empirical Results», *Journal of Futures Markets*, printemps 1985, p. 89-102.

CORNELL, BRADFORD et KENNETH R. FRENCH, «Taxes and the Pricing of Stocks Index Futures», *Journal of Finance*, juin 1983, p. 675-694.

CORNELL, BRADFORD et M.R. REINGANUM, «Forward and Futures Prices : Evidence from the Foreign Exchange Markets», *Journal of Finance*, 36, 1981, p. 1035-1045.

COX, J., J. INGERSOLL et S. ROSS, «The Relation Between Forward Prices and Futures Prices», *Journal of Financial Economics*, 9, décembre 1981, p. 321-46.

EDWARDS, FRANKLIN R., «Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility?», *Financial Analyst Journal*, janvier-février 1988, p. 63-69.

- FEINSTEIN, STEVEN P., «Stock Market Volatility», *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta, novembre-décembre 1987, p. 42-47.
- FIGLEWSKI, STEPHEN P., «Explaining the Early Discounts on Stock Index Futures : the Case for Disequilibrium», *Financial Analyst Journal*, juillet-août 1984, p. 43-47 et p. 67.
- FINNERTY, JOSEPH E. et H. PARK, «Stock Index Futures : Does the Tail Wag the Dog?», *Financial Analyst Journal*, avril 1987, p. 16-28.
- GROSSMAN, SANFORD J. et ROBERT J. SHILLER, «The Determinants of the Variability of Stock Markets Prices», *The American Economic Review*, mai 1981, p. 222-227.
- JARROW R.A. et G.S. OLDFIELD, «Forward Contracts and Futures Contracts», *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, p. 373-82.
- KHOURY, NABIL et PIERRE LAROCHE, *Options et contrats à terme*, Presses de l'Université Laval, 1988.
- MERRICK, JOHN JR., «Fact and Fantasy about Stock Index Futures Program Trading», *Federal Reserve Bank of Philadelphia*, septembre-octobre 1987, p. 13-25.
- MODEST, DAVID M. et M. SUNDARESAN, «The Relationship Between Spot and Futures Prices in Stock Index Futures Markets : Some Preliminary Evidence», *Journal of Futures Markets*, printemps 1983, p. 15-42.
- PARK, H.Y. et R. SEARS, «Estimating Stock Index Futures Volatility Through the Prices of their Options», *Journal of Futures Markets*, été 1985, p. 223-238.
- PEARCE, DOUGLAS K., «Challenges to the Concept of Stock Market Efficiency», *Federal Reserve Bank of Kansas City*, octobre 1987, p. 13-33.
- RENDELMAN, R.J. et C.E. CARIBINI, «The Efficiency of the Treasury Bill Market», *Journal of Finance* 34, 1979, p. 895-914.
- RICHARD, S.F. et M. SUNDARESAN, «A Continuous Time Equilibrium Model of Forward Prices and Futures Prices in a Multigood Economy», *Journal of Financial Economics* 9, 1981, p. 347-72.
- ROLL, RICHARD, «The International Crash of October 1987», *Financial Analyst Journal*, septembre-octobre 1988, p. 19-35.
- SANTONI, G.J., «Has Programmed Trading Made Stock Prices More Volatile?», *The Federal Reserve Bank of St-Louis Review*, vol. 69. No 5, mars 1987, p. 18-29.
- SHILLER, ROBERT J., «The volatility of Stock Market Prices», *Science* 2, janvier 1987, p. 33-37.
- STEIN, J.L., «Real Effects of Futures Speculation : Rational Expectations and Diverse Precisions», Working paper no. 88, Center for Study of Futures Market, Université de Columbia, 1984.
- STOLL, HANS et R. WHALEY, «Program Trading and Expiration Day Effects», *Financial Analyst Journal*, avril 1987, p. 16-28.
- Wall Street Journal*, 18 février 1988, p. 10.
- WYSS, DAVID et R. DEANGELIS, «This is not 1929», *Data Resources US Review*, novembre 1987, p. 11-16.