

# Les crises boursières aux Etats-Unis :

## Détection et prévision

Christophe Boucher

Vincent Vasques

CEPN, Université Paris-Nord

24 mars 2004

L'objet de cette étude est de détecter les crises boursières aux Etats-Unis depuis un siècle, d'évaluer leurs coûts et d'identifier les facteurs explicatifs de la probabilité d'occurrence de ces crises. Nos résultats montrent que les indicateurs d'accélération des cours et de déviation par rapport à leur valeur fondamentale ne suffisent pas à eux seuls à prévoir les crises boursières. En revanche, l'utilisation simultanée de plusieurs indicateurs de déséquilibres financiers et de stabilité monétaire permettent de prévoir les crises boursières depuis 1926. Toutefois, l'horizon de prévision apparaît relativement court, limitant ainsi la possibilité d'action *ex-ante* des autorités monétaires. Nos résultats indiquent également qu'une stratégie d'arbitrage en fonction de notre indicateur de crise permet de « battre la marché », remettant en cause ainsi l'hypothèse de « l'efficience faible » du marché boursier.

## 1.Introduction

L'ampleur du retournement des cours boursiers à la fin des années 1980 au Japon puis, plus récemment, aux Etats-Unis et en Europe a ravivé le débat relatif à la prise en compte des prix d'actifs dans les objectifs des banques centrales. Pour Cecchetti et *al.* (2000, 2002), la banque centrale doit pouvoir réagir aux déviations des prix d'actifs de leur valeur fondamentale et ajuster les taux d'intérêts afin de limiter les conséquences de l'éclatement des bulles sur l'inflation, la croissance et le secteur bancaire. Selon Bernanke et Gertler (1999, 2001), les banques centrales doivent réagir aux prix d'actifs seulement dans la mesure où ils affectent les anticipations d'inflation future. Mishkin et White (2002) et Schwartz (2002) considèrent que les bulles sont un problème uniquement, si leur éclatement affecte la stabilité du système financier.

L'introduction des prix d'actifs dans la fonction de réaction des banques centrales pose un certain nombre de problèmes opérationnels. Il est nécessaire que les autorités monétaires soient en mesure de distinguer les mouvements des cours résultant de l'évolution de la valeur fondamentale, de ceux constituant la bulle. Ensuite, la banque centrale s'expose à un conflit d'objectifs lorsque l'évolution des prix d'actifs diverge de celle des prix de biens<sup>1</sup>. Enfin, l'intervention de la banque centrale en cas d'éclatement d'une bulle est porteuse d'un aléa de moralité.

La première difficulté rencontrée par les banques centrales est donc de pouvoir détecter les déviations des prix d'actifs de leur valeur fondamentale. Mais ces déviations des prix d'actifs conduisent-elles toujours à des crises boursières ? Et quel est le coût de ces crises en terme d'activité économique et d'instabilité financière ?

L'objet de cette étude est d'identifier les crises boursières aux Etats-Unis depuis un siècle, d'évaluer leurs coûts et d'identifier les facteurs explicatifs de la probabilité d'occurrence de ces crises. Dans la seconde section, nous présentons les méthodes permettant de mesurer et de dater les crises boursières. Nous évaluons le coût de ces crises en terme d'activité économique et d'instabilité financière dans une troisième section. Nous exposons ensuite les variables retenues pour expliquer la probabilité d'occurrence d'une crise boursière. Dans une cinquième section, nous présentons les résultats de nos estimations.

---

<sup>1</sup> La multiplication des objectifs rend également moins transparente la politique des banques centrales (Atkeson et Kehoe, 2001 ; Mishkin, 1999).

## 2. Identification des crises boursières

Les termes de *crise boursière* ou de *krach* renvoient à deux acceptions différentes mais non-exclusives l'une de l'autre. La première correspond à l'éclatement d'une bulle spéculative, elle-même définie comme un écart important et persistant du prix d'un titre ou d'un indice par rapport à sa valeur fondamentale. La crise se caractérise par une phase d'ajustement et de retour au prix d'équilibre fondamental. La seconde acception fait référence à la dynamique des prix suivie par des cours boursiers. La crise se définit comme une évolution rapide et/ou de grande ampleur des cours à la baisse.

Une crise boursière s'appréhende selon quatre dimensions : son étendue (titre, indices sectoriels, indices généraux) ; son amplitude (la variation maximale de l'indice) ; sa durée (la durée de la chute des cours) et sa durée de recouvrement (le temps que prend l'indice pour retrouver le niveau maximal atteint avant le krach).

Si la première acception renvoie à un concept précis et non-équivoque, elle rencontre néanmoins des difficultés opérationnelles. D'une part, la détermination pratique de la valeur fondamentale reste problématique. Les bulles spéculatives observées peuvent être confondues avec des mouvements non-observables des fondamentaux (Hamilton et Whiteman, 1985). Ainsi, sans une complète information concernant les fondamentaux, l'existence d'une bulle ne peut pas être vérifiée. D'autre part, les tests économétriques de bulle spéculative ne permettent pas d'identifier précisément une crise boursière temporellement. Les tests ne permettent de conclure qu'à la présence de bulles particulières (bulles rationnelles explosives, bulles intrinsèques, bulles à éclatements périodiques) sur une période donnée (Blanchard et Watson, 1982 ; Froot et Obstfeld, 1991 ; Evans, 1991 ; Bohl et Siklos, 2004).

Afin d'identifier les crises boursières, nous suivons deux méthodologies différentes. La première approche, utilisée par Mishkin et White (2002), consiste à identifier les variations de plus de 20% d'un indice sur différentes fenêtres temporelles. La seconde approche, dite *CMAX*, proposée par Patel et Sarkar (1998) appréhende les écarts entre les niveaux extrêmes d'un indice sur une période donnée.

Mishkin et White (2002) se réfèrent aux krachs d'octobre 1929 et d'octobre 1987, reconnus comme tels, afin d'identifier les krachs boursiers. Les 28 et 29 octobre 1929, le DJIA chute de 12,82% et de 11,72% et le 19 octobre 1987, cet indice baisse de 22,61%. La chute des cours de 20% dans ces deux cas est utilisée comme *benchmark* pour identifier les krachs boursiers sur différentes fenêtres temporelles (1 jour, 2 jours, 5 jours, 1 mois, 1 trimestre et 1 an).

Patel et Sarkar (1998) définissent une variable appelée  $CMAX_t$  qui compare la valeur courante de l'indice avec sa valeur maximale sur les  $T$  périodes précédentes :

$CMAX_t = x_t / \max [x \in (x_{t-j} | j = 0, 1, \dots, T)]$ , où  $x_t$ , est le niveau de l'indice boursier à l'instant  $t$ . La fenêtre mobile est fixée par  $T$ . Cette variable représente en quelque sorte un indicateur de la « volatilité à la baisse » d'un indice. Selon les auteurs, elle est fréquemment utilisée par les praticiens sur les marchés boursiers. Une crise boursière est identifiée lorsque le ratio  $CMAX_t$  franchit un niveau critique égal à 1,5 ou 2 fois l'écart type en dessous de son niveau moyen sur une fenêtre temporelle donnée. Nous retenons une fenêtre de quatre ans et une valeur critique égale à 1,5 fois l'écart type<sup>2</sup>.

Le début de la *crise* – « le sommet » – correspond au mois où l'indice atteint son maximum sur la fenêtre temporelle précédant la date où le niveau critique est dépassé. La date « plancher » correspond au mois où l'indice atteint son niveau minimal durant la crise. La date de « recouvrement » est définie par le mois où l'indice retrouve son niveau maximal atteint avant le krach. L'« amplitude » correspond à la perte maximale constatée au cours de la crise c'est-à-dire la variation de l'indice entre le « sommet » et le « plancher ».

Nous utilisons le *Cowles Index* de 1896 à 1925 et ensuite l'indice *Standard and Poor's 500* (S&P 500) jusqu'en décembre 2002. Les données sont mensuelles (moyenne des cours de clôture journaliers). L'indice S&P 500 représente environ 75% de toutes les actions cotées aux Etats-Unis. Il est pondéré selon la capitalisation boursière de chaque firme. Les firmes qui composent cet indice sont celles qui présentent la plus importante capitalisation boursière.

---

<sup>2</sup> Patel et Sarkar (1998) retiennent initialement un niveau critique pour le ratio égal à deux fois l'écart type en dessous de sa moyenne et une fenêtre de 24 mois sur un échantillon de 27 ans (1970-1997). La taille de notre échantillon nous permet d'utiliser une fenêtre plus large. Nous retenons également une valeur critique plus modeste, ce qui nous permet de mettre en évidence un nombre plus important de crise.

La valeur critique du ratio  $CMAX_t$  varie sensiblement selon la période retenue. La valeur critique est calculée depuis janvier 1896, en excluant la période 1930-1949 qui présente une très forte instabilité. Elle correspond à une chute de l'indice de 20,71% pour le S&P 500<sup>3</sup>. La méthode des fenêtres appliquée par Mishkin et White (2002) donne donc des résultats relativement équivalents à la méthode CMAX pour l'indice S&P 500.

Nous identifions dix-sept crises pour le S&P500 depuis 1896 (tableau 1). Pour chaque crise, nous indiquons la date du sommet atteint par l'indice avant le krach, l'amplitude de la crise, la durée du krach et enfin la durée de recouvrement. Lorsque la durée de recouvrement est inconnue, nous indiquons le pourcentage de la baisse totale rattrapée en mars 2003.

La crise la plus importante aux Etats-Unis fut la crise de 1929 avec une chute des cours de 84,76% en trente-trois mois. Le niveau des cours atteint avant le krach ne sera de nouveau atteint que vingt-cinq ans plus tard. La crise du début des années 2000 semble plus proche des crises de 1916, 1937 ou 1973 en terme d'amplitude. Cette crise qui débute en août 2000 atteint un premier plancher treize mois plus tard en septembre 2001. Après un modeste rebond, les cours chutent de nouveau à partir de mars 2002 de 25,93% pendant 7 mois. Au total, la baisse des cours atteint 42,53% en vingt-six mois. En mars 2003, le S&P500 avait rattrapé 17,78% de cette baisse.

### **3. Le coût des crises**

Quelle que soit l'origine de la crise – déclin des fondamentaux ou explosion d'une bulle spéculative – une réduction importante et/ou durable de la valeur des actifs boursiers exerce une influence certaine sur l'activité économique. Le choc peut être transmis à la consommation par le canal des effets de richesse (Boone et *al.*, 1998 ; Lettau, Ludvigson et Steindel, 2001), à l'investissement par le  $q$  de Tobin et le canal du crédit (Bernanke et Gertler, 1989 ; Kiyotaki et Moore, 1997) et n'est pas sans conséquence pour la stabilité financière (Mishkin et White, 2002). Enfin, l'évolution du marché boursier affecte plus généralement la confiance des ménages et des entrepreneurs (Carroll et *al.* 1994 ; Poterba, 2000).

---

<sup>3</sup> Calculée sur l'échantillon complet, la valeur critique est de 35,76%.

Afin d'évaluer le coût des crises boursières aux Etats-Unis, nous suivons la méthodologie traditionnelle des « *events* » (par exemple, Frankel et Rose, 1996). Plusieurs variables macroéconomiques et financières sont considérées : la production industrielle, l'inflation, le PIB réel, la consommation privée réelle, l'investissement non-résidentiel réel et le spread entre le rendement des obligations privées Moody notées Baa et Aaa. Nous comparons systématiquement le taux de croissance annualisé avant et après le début de la crise (date du sommet identifié dans la section précédente) sur des fenêtres de un, deux et trois ans. En raison de la disponibilité des données, les comparaisons sont effectuées pour les crises détectées après 1919. Les données relatives à la consommation, l'investissement et le PIB ne sont disponible qu'à partir de 1947.

Les résultats de ces comparaisons pour les variables représentant l'activité réelle apparaissent dans le tableau 2. Seules les crises de 1946 et de 2002 ne sont pas associées à une baisse de l'activité. La réduction relative de l'activité dure plusieurs années pour de nombreuses crises : 1929, 1937, 1941, 1968, 1973, 1987, 2000. Seules les crises de 1934, 1939 et 1962 sont suivies par un rebond relativement rapide de l'activité. Le coût en terme d'activité ne semble pas corrélé avec l'amplitude de la crise. La baisse du PIB associée aux crises apparaît relativement important pour plusieurs crises : 1962, 1968, 1973, 2000. L'investissement apparaît beaucoup plus sensible que la consommation à la baisse des cours.

Selon la datation des cycles du NBER, seule la crise de 1929 se déroule en période d'inflexion conjoncturelle. Le point haut du cycle économique est atteint en août 1929 et le point bas en mars 1933. Pour plusieurs crises, le krach est suivi quelques mois plus tard par une récession : février 1937 (point haut du cycle en mai 1937), juin 1973 (point haut en novembre 1973) et août 2000 (point haut en mars 2001). Les autres crises ne sont pas associées à une phase de ralentissement conjoncturel.

L'évolution de l'inflation lors des crises boursières dépend de la période considérée. Des tendances désinflationnistes voire déflationnistes sont constatées pour les crises de 1929 à 1937 puis de 1987 à 2000. Au contraire, les crises de 1939 à 1973 sont plutôt inflationnistes.

Le tableau 3 montre l'évolution du spread de défaut avant et après les crises selon deux indicateurs. Le premier représente la différence entre les spread moyens constatés sur les fenêtres encadrant la crise. Le second représente la différence entre le spread maximal constaté sur la fenêtre qui suit la crise et le spread moyen sur la fenêtre précédant la crise. De nombreuses crises n'apparaissent pas liées à une hausse de l'instabilité financière : 1934, 1939, 1941, 1946, 1962 et 1987. La crise de 1973 n'est pas suivie par une hausse durable du spread mais par une hausse de 25 points de base au cours du troisième trimestre 1973. Le

spread suit un trend décroissant depuis 1971 jusqu'à avril 1974, ensuite il augmente de 140 points de base en 10 mois. Les crises de 1968 et 2000 connaissent une hausse du spread assez modérée. Trois crises sont suivies par une hausse importante du spread : 1929, 1937 et 2002.

Il ressort de ces analyses que le coût en terme d'activité n'apparaît pas corrélé avec l'augmentation de l'instabilité financière mesurée par l'évolution du spread de défaut. En revanche, l'évolution du spread après les crises semble associé à l'amplitude de la crise. Si les deux crises du début des années 2000 sont considérées comme deux phases d'une seule crise, les crises qui connaissent les plus fortes baisses des cours sont celles qui connaissent également une hausse importante du spread (1929, 1937, 1973, 2002).

#### **4. La prévision des crises boursières : méthodologie et variables explicatives retenues**

Notre approche s'inspire des modèles de prévisions des crises de changes et bancaires (par exemple, Frankel et Rose, 1996 ; Dermirgüç-Kunt et Detragiache, 2000). La méthode dite des « *early warning signals* » repose sur l'estimation de la probabilité de crise à partir de modèles probit ou logit. La variable dépendante est une variable binaire prenant pour valeur 1 lors d'une crise et 0 sinon. Cette littérature a permis de cerner les variables pertinentes déterminant les crises de changes et les crises bancaires (surévaluation du change, croissance du crédit, croissance de M1 et M2, dépôts bancaires, etc.).

Les crises de change sont généralement identifiées à l'aide d'un indicateur de pression de marché (EMP), celui-ci introduit par Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996) est défini comme une somme pondérée des variations du taux de change nominal ou réel, des variations du taux d'intérêt et des réserves<sup>4</sup>. La variable binaire de crise prend pour valeur 1 si  $EMP_t$  dépasse un seuil critique défini comme étant égal à 2 fois l'écart type autour de sa moyenne. Les crises bancaires ne sont pas définies de façon aussi formalisée mais plutôt grâce à des indicateurs de santé du système bancaire (Caprio et Klingebiel, 1996) ou par un événement singulier indiquant par exemple une faillite bancaire (Kaminsky et Reinhart, 1999).

Nous utilisons les dates de crises déterminées précédemment. L'estimation porte sur données trimestrielles. La variable binaire *crise* prend la valeur 1 pour le trimestre

---

<sup>4</sup> Selon les définitions, on intègre ou non la variation des taux d'intérêt et on prend pour référence les variations du niveau des réserves des Etats-Unis. Par ailleurs, on peut aussi définir les crises de change par des variations anormalement élevées au regard de l'histoire monétaire du pays. Frankel et Rose (1996) définissent la crise une dépréciation d'au moins 25% du taux de change nominal qui est au moins supérieure de 10% à l'année précédente.

correspondant au sommet de chacune des crises préalablement identifiées. L'estimation du modèle probit est réalisée à partir de la spécification suivante :

$$(1) \Pr(\text{crise}_i = 1 | x_i, \mathbf{b}) = 1 - \mathbf{f}(-x_i' \mathbf{b}) = \mathbf{f}(x_i' \mathbf{b}),$$

où  $\mathbf{f}$  désigne la fonction de distribution cumulée de la loi normale standard, et  $x_i$  désigne le vecteur des variables explicatives retenues. La qualité de la spécification se mesure à l'aide du tableau de prédiction suivant :

		Prédiction du modèle	
		Pas de Signal	Signal
Crises effectives	crise = 0	Annonce de non-crise correcte	Erreur de Type 2 : Fausse alerte
	crise = 1	Erreur de Type 1 : Signal manquant	Annonce de crise correcte

Il convient de minimiser les erreurs de type 1 et 2 ce qui équivaut à maximiser les annonces correctes. Les résultats de ce tableau dépendent du seuil critique choisi pour discriminer les prédictions de crises des prédictions de non-crisis à partir de la probabilité de crise estimée par le modèle. Généralement, le seuil prend une valeur comprise entre 10% et 50%. Plus la valeur du seuil est faible et plus le nombre de crises prédites sera important, néanmoins, le nombre d'erreurs de type 2 augmentera. Par conséquent, la valeur retenue dépend en premier lieu du degré d'aversion au risque du décideur ou de l'investisseur utilisant ce type de modèles (Bussière et Fratzscher, 2002). Nous choisissons de donner les résultats de nos estimations pour des seuils de 10%, 25% et 50%.

#### *Les variables explicatives retenues*

Notre démarche consiste à estimer un indicateur avancé de crise boursière à partir d'indicateurs multiples de déséquilibres et non pas en se focalisant uniquement sur les prix d'actifs. Afin de prévoir les crises boursières aux Etats-Unis, nous avons retenu : (i) des indicateurs avancés de crise (accélération des cours, déviation des cours de leur valeur fondamentale) ; (ii) des variables susceptibles d'expliquer la formation de bulles (croissance de la productivité) ; (iii) des indicateurs de déséquilibres financiers et d'instabilité financière

(croissance du crédit, spread de défaut) ; et (iv) des variables monétaires (inflation, dynamique de la volatilité de l'inflation).

Nous utilisons le *taux de croissance trimestriel du S&P 500* comme indicateur de l'accélération des cours boursiers<sup>5</sup>. Nous avons également retenu le *price earning ratio* (PER) qui est un indicateur souvent utilisé pour juger de la déviation des cours par rapport à leur valeur fondamentale. Campbell et Shiller (2001) montrent que le PER aide à prévoir l'évolution future des cours boursiers. Les périodes où ces ratios ont atteint des niveaux extrêmes n'ont été que transitoires. Leur conclusion suit une analyse historique selon laquelle les périodes où ce ratio a atteint un niveau élevé sont suivies d'un retournement des cours et non pas des profits. Cependant, se focaliser sur le PER comme indicateur de la surévaluation du marché boursier suppose implicitement un taux d'actualisation invariant dans le temps.

De nombreuses études empiriques ont mis en évidence que l'inflation attendue, non-attendue ou réalisée était négativement liée à la valorisation du marché boursier et à la prime de risque (Nelson, 1976 ; Fama et Schwert, 1977 ; Blanchard, 1993). En conséquence, nous utilisons également le résidu de la relation de cointégration entre les cours du S&P500, le profit par action du S&P500 et l'inflation. Les tests de cointégration de Engle et Granger (1987)<sup>6</sup> et Johansen (1996) indiquent que ces trois variables sont cointégrées sur la période estimée (1926T1-2002T4) et qu'il existe une seule relation de cointégration (tableau 4). D'après la méthodologie de Engle et Granger, la relation d'équilibre de long-terme est la suivante :

$$(2) \quad p_t = 1,12 e_t + 4,44 cpi_t + 2,62 + \hat{m}_t$$

(73,56)      (-9,44)      (88,82)

où  $p$  représente le logarithme de l'indice S&P500,  $e$ , le logarithme du profit par action du S&P 500 et  $cpi$ , le taux de croissance annuel de l'indice des prix à la consommation. Il existe donc une relation de long-terme entre les cours, le profit par action et l'inflation, et toute déviation des cours par rapport à cette relation de long-terme sera corrigée dans le futur. L'estimation du vecteur cointégrant montre également que l'élasticité des cours au profit est supérieure à un<sup>7</sup> indiquant que le PER aurait un comportement procyclique. Le résidu,  $\hat{m}$ , constitue ainsi un indicateur plus précis du degré de surévaluation du marché boursier.

<sup>5</sup> Le détail des données figure en Annexe.

<sup>6</sup> La valeur du test ADF (un retard) sur le résidu de la relation de cointégration est égale à -4,06 pour une valeur critique de -3,77 à 5%.

<sup>7</sup> Un test de Wald confirme que l'élasticité unitaire des cours au profit par action peut être rejetée.

Afin de prévoir les crises boursières, nous retenons également le *taux de croissance de la productivité du secteur marchand*. L'utilisation des gains de productivité pour expliquer la formation de bulles spéculatives est inspirée du modèle d' « overshooting » des prix d'actifs de Zeira (1999). Dans ce modèle, un phénomène d' « overshooting informationnel » apparaît en cas d'expansion d'un marché (augmentation de la productivité et arrivée de nouveaux investisseurs par exemple), l'ordre de grandeur des nouvelles capacités restant inconnue jusqu'à ce quelles soient effectives. Ainsi, si les fondamentaux changent à une date inconnue, les cours connaissent une rapide croissance qui se termine par un krach en raison de la dynamique informationnelle. Aussi, l'histoire financière nous enseigne que les innovations technologiques sont souvent associées aux bulles spéculatives (Chancellor, 1999).

Nous utilisons le *taux de croissance du crédit domestique* et le *spread de défaut* comme indicateurs de déséquilibres financiers. Nous retenons aussi des variables monétaires : *l'inflation*, *la volatilité des prix* et le *taux de croissance annuel de la volatilité des prix*. Borio et Lowe (2002) suggèrent que dans une économie où l'inflation est durablement maîtrisée (modifications dans le processus de formation des salaires, crédibilité de la banque centrale, chocs d'offre, etc.) les tensions ne se manifestent pas dans les chiffres de l'inflation ou ses indicateurs avancés traditionnels mais plutôt par les prix d'actifs et une fragilité financière. Bordo et Wheelock (1998) analysent l'histoire financière des Etats-Unis depuis 1789 et montrent que les crises bancaires les plus graves ont eu lieu dans les périodes de forte instabilité de l'inflation, vérifiant ainsi la vision traditionnelle d'une relation positive entre la stabilité monétaire et la stabilité des prix (Schwartz, 2002). Les auteurs révèlent toutefois que certaines paniques bancaires de la fin du 19<sup>ème</sup> siècle et du début du 20<sup>ème</sup> siècle ont eu lieu au cours de période de relative stabilité des prix<sup>8</sup>.

Nous avons retenu enfin le *taux d'escompte* de la Réserve Fédérale. McGrattan et Prescott (2003) suggèrent, en effet, que le marché boursier en 1929 n'était pas surévalué et que la politique monétaire très restrictive de la Réserve Fédérale a provoqué la crise.

## 5. Résultats des estimations

---

<sup>8</sup> Voir Mésonnier (2004) pour une revue de la littérature théorique et empirique de la relation entre stabilité monétaire et financière.

Les estimations du modèle ont d'abord été réalisées sur l'échantillon complet de 1928T1 à 2002T4. Un second modèle, plus riche, a ensuite été estimé, sur le sous-échantillon 1948T1-2002T4, en raison de la disponibilité des variables explicatives. L'échantillon complet comporte 12 crises pour 298 observations. Le sous-échantillon comprend 6 crises pour 220 observations. Toutes les variables explicatives sont décalées d'au moins une période car nous recherchons à réaliser des prévisions susceptibles d'être réalisées par un décideur ou un investisseur à partir d'informations disponibles *ex ante*. Nous intégrons une variable indicatrice pour la crise du quatrième trimestre 1939 qui correspond au trimestre suivant l'invasion de la Pologne par l'Allemagne et les déclarations de guerre britannique et française en septembre 1939. Les résultats des différentes spécifications sur les deux échantillons apparaissent dans le tableau 5.

Sur l'échantillon 1928T1-2002T4, toutes les variables retenues apparaissent significatives au seuil de 5% excepté le taux d'escompte. Plusieurs variables augmentent la probabilité de crise : les variables d'accélération et de déviation des cours, le spread retardé d'une période et le taux de croissance annuel de la volatilité de l'inflation. L'inflation, la volatilité de l'inflation et le spread retardé de deux périodes sont, au contraire, négativement liés à la probabilité de crise. Le modèle (2) apparaît relativement robuste. Le  $R^2$  de McFadden est élevé et le test du maximum de vraisemblance, qui teste l'hypothèse de nullité jointe de tous les coefficients exceptée la constante, confirme que l'ajustement global est bon. La qualité de la spécification est confirmée par ses performances en termes de prédiction. Le modèle (2) permet de prédire correctement 25%, 50% et 83% des crises respectivement au seuil critique de 50%, 25% et 10%. Par ailleurs, le taux d'erreurs de type 2 (fausses alertes) est relativement faible dans tous les cas. La probabilité de crise estimée du modèle (2) apparaît sur le graphique 1.

La qualité de prédiction du modèle s'améliore en suivant deux règles : i) lorsque la probabilité de crise estimée dépasse la valeur critique retenue, nous ouvrons une fenêtre de huit trimestres pendant laquelle une crise peut se manifester ; ii) lorsqu'une crise se manifeste, une fenêtre de quatre trimestres est ouverte pendant laquelle nous ne tenons plus compte des prédictions de crise du modèle. Ainsi, en se fixant une valeur critique de 10%, le modèle (2) prédit les 12 crises de l'échantillon sans aucune erreur de type 2<sup>9</sup>.

Les estimations sur le sous-échantillon 1948T1-2002T4 permettent d'intégrer le taux de croissance nominal du crédit domestique et la croissance de la productivité du secteur

---

<sup>9</sup> Les crises de 1973 et 2000 sont prédites huit trimestres avant leur manifestation.

marchand. L'introduction de ces variables élimine la volatilité de l'inflation et les spread de défaut qui n'apparaissent plus significativement différents de zéro. Les variables qui augmentent la probabilité de crise sont les suivantes : les variables d'accélération et de déviation des cours, le taux de croissance annuel de la volatilité de l'inflation, le taux de croissance du crédit domestique et le taux de croissance de la productivité retardée de trois trimestres. Les taux de croissance de la productivité retardée de un et deux trimestres sont négativement liés à la probabilité de crise. Ce résultat suggère que des phénomènes de *boom and bust* de la productivité soient à l'origine des crises boursières.

Les estimations sur cet échantillon sont de bien meilleure qualité. Le  $R^2$  de Mc Fadden est de 80% pour le modèle (7) qui intègre la variable  $\hat{m}_t$ . Le test du maximum de vraisemblance confirme que l'ajustement global est bon et que l'hypothèse de nullité jointe de tous les coefficients exceptée la constante est rejetée. La qualité de la spécification est confirmée par les très bonnes performances en termes de prédiction. Dans le cas du modèle (7), avec un seuil critique de probabilité égal à 10%, toutes les crises sont prédites (aucune erreur de type 1). Le taux d'erreurs de type 2 apparaît extrêmement faible de l'ordre de 2%. Ces erreurs correspondent à des signaux avancés de crises (graphique 2)<sup>10</sup>.

Les estimations sur ce second échantillon confirment que le PER n'est pas un indicateur assez précis de déviation des cours. La qualité de l'estimation est réduite lorsque l'on remplace le résidu de la relation de cointégration,  $\hat{m}_t$ , par le PER. Le taux d'erreurs de type 2 est également plus élevé. Comparé au modèle (7) qui intègre la variable  $\hat{m}_t$ , le modèle (6) avec PER surévalue la probabilité de crise (graphique 3). Plusieurs raisons peuvent expliquer la relative imprécision du PER<sup>11</sup>. D'une part, l'utilisation de ce ratio comme indicateur de la surévaluation du marché boursier suppose un taux d'actualisation constant. D'autre part, les résultats de l'estimation du vecteur cointégrant ont montré que l'élasticité des cours aux profits est supérieure à un, c'est à dire que le PER aurait un comportement procyclique.

---

<sup>10</sup> La crise de 1962 est prévue cinq puis deux trimestres à l'avance ; la crise de 1968 est prévue un trimestre à l'avance ; la crise de 1973, 7 trimestres à l'avance et la crise de 2000 est prévue deux trimestres à l'avance.

<sup>11</sup> Il serait possible également que la qualité de prévision du résidu de la relation de cointégration soit fallacieuse et souffre d'un « look-ahead bias ». En effet, l'estimation des paramètres de la relation de cointégration est réalisée sur tout l'échantillon. Cependant, la qualité des prévisions hors-échantillons à partir d'une estimation récursive du résidu indique que le pouvoir de prévision du résidu n'est pas fallacieux. Par ailleurs, l'utilisation du résidu de la relation de cointégration entre les cours, les profits et un trend temporel ne permet pas d'obtenir des prévisions satisfaisantes des crises. Enfin, lorsque le modèle est estimé avec les deux résidus, seul  $\hat{m}_t$  apparaît significativement différent de zéro. La qualité de prévision de la variable  $\hat{m}_t$  n'est donc pas fallacieuse. Nous renvoyons le lecteur à Brennan et Xia (2002) et Lettau et Ludvigson (2002) concernant la controverse autour de l'utilisation d'un résidu d'une relation de cointégration à des fins de prévisions.

Les modèles (5) et (8) qui ne comprennent que les variables d'accélération et de déviation des cours fournissent des résultats peu satisfaisants à la fois en terme de qualité de la régression et de qualité des prévisions. Ces résultats confirment l'intérêt d'une approche multivariée n'intégrant pas seulement les prix d'actifs pour prévoir les crises boursières (Borio et Lowe, 2002).

L'interprétation des variables monétaires apparaît délicate. La volatilité des prix et l'inflation semble négativement liées à la probabilité de crise sur le premier échantillon suggérant que la stabilité monétaire augmente la probabilité d'occurrence d'une crise boursière. Toutefois, la croissance annuelle de la volatilité des prix apparaît positivement liée à la probabilité de crise sur les deux échantillons. Ces résultats confirmeraient l'analyse de Borio et Lowe (2002) selon laquelle, en période d'inflation maîtrisée, les tensions se manifestent plutôt par une fragilité financière et la croissance des prix d'actifs. Chaque crise boursière semble en effet précédée d'abord d'une phase de stabilisation des prix et ensuite d'une accélération de la volatilité des prix (graphique 4).

Nous réalisons maintenant des prévisions hors-échantillon de nos modèles de prévision des crises boursières. Nous estimons le modèle (7) sur la période 1948T1-1979T4. Ce modèle est simulé ensuite de 1980T1 à 2002T4. La variable  $\hat{m}_t$  utilisée lors de la simulation est obtenue de façon récursive en estimant à chaque période la relation de cointégration. Nous utilisons donc uniquement des variables disponibles au moment de la prévision du modèle. Le résultat de la simulation apparaît sur le graphique 5. Aucune erreur de type 1 n'apparaît, les crises de 1987, 2000 et 2002 sont prévues. En revanche, le modèle prédit une crise de 1992T2 à 1994T2 et prédit la crise de 2000 dès 1998T3.

Du point de vue d'un investisseur, les modèles de prévision ne sont pas nécessairement rentables sur le marché (Leitch and Tanner, 1991). Nous pouvons tester « l'efficience faible » du marché boursier en évaluant dans quelle mesure la qualité de prévision des crises boursières de notre modèle peut générer des rendements plus importants en moyenne et moins volatils qu'une stratégie de détention passive (*buy and hold strategy*). Nous nous situons du point de vue d'un agent qui investit de 1980T1 à 2002T4 sur les marchés financiers américains. A chaque fin de période, il a le choix entre investir sur le S&P 500 ou investir en billets de trésorerie à 3 mois selon le signal fournit par le modèle simulé hors-échantillon sur la période. En suivant une stratégie simple d'arbitrage, nous calculons la valeur du portefeuille d'un investisseur qui pour chaque signal de crise liquiderait son portefeuille pour passer en billets de trésorerie et ensuite revenir sur le S&P500 lorsque le

signal disparaît. La stratégie suivie dépend de l'aversion au risque de l'investisseur et donc du seuil critique de probabilité de crise.

Le Tableau 6 et le graphique 6 montrent les résultats des différentes stratégies suivies en supposant l'absence de coût de transaction. Quel que soit le seuil critique retenu, la stratégie de détention passive est inférieure selon tous les critères : rendement moyen, risque, rendement ajusté du risque.

## 6. Conclusion

L'analyse des crises boursières aux Etats-Unis montre que si elles ne sont pas toujours associées à une augmentation de l'instabilité financière, elles sont presque toujours associées à une réduction de l'activité.

La prévision des crises boursières à partir d'indicateurs de surévaluation et d'accélération des cours ne sont pas suffisants pour expliquer la probabilité d'occurrence des crises. En revanche une approche multivariée prenant en compte des variables monétaires et financières donne des résultats satisfaisants. L'horizon de prévision des crises apparaît toutefois relativement court, limitant ainsi la possibilité d'action *ex ante* de la banque centrale. En outre, le PER ne semble pas être un indicateur assez précis de la déviation des cours de leur valeur fondamentale.

Nos résultats indiquent également qu'une stratégie d'arbitrage fondée sur l'indicateur de crise prévu hors-échantillon permet de « battre le marché » sur la période 1980-2002, remettant en cause « l'efficience faible » du marché boursier.

## Bibliographie

- Atkeson A., Kehoe P. (2001), « The Advantage of Transparent Instruments of Monetary Policy? », NBER Working Paper, n° 8681, décembre.
- Bernanke B., Gertler M. (2001), « Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? », *American Economic Review*, May.
- Bernanke B., Gertler M. (1999), « Monetary Policy and Asset Price Volatility », in *New Challenges for Monetary Policy: A Symposium, Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1999, pp. 77-128.
- Bernanke B., Gertler M. (1989), « Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations », *American Economic Review*, 79, pp. 14-31.
- Blanchard O. (1993), « Movements in the equity premium », *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Blanchard O. J., Watson M. W. (1982), « Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets », in Paul Wachtel (Ed.), *Crisis in the Economic and Financial Structure*, Lexington, Mass. : Lexington Books.
- Bohl M., Siklos P. (2004), « The Present Value of US Stock Prices Redux: An Alternative Testing Strategy and Some Evidence », *Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, forthcoming.
- Boone L., Giorno C., Richardson P. (1998), « Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: some sectoral estimates », OECD, Economics Department, Working Paper, n. 208.
- Brennan M. and Xia Y. (2002), « tay's as good as cay », unpublished paper, Anderson School Business, University of California, Los Angeles.
- Borio C., Lowe P. (2002), « Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus », BIS Working Paper No. 114, July 2002.
- Bordo M., Wheelock D. (1998), « Price stability and financial stability: The historical record », *Federal Reserve Bank of St.Louis Review*, Sep/Oct., 41-62
- Boone L., Giorno C., Richardson P. (1998), « Stock market fluctuations and consumption behaviour : some recent evidence », *Economics Department Working Paper*, OCDE, n° 208, décembre.
- Bussière M., Fratzscher M. (2002), « Towards a new early warning system of financial crises », Working Paper n°145, European Central Bank.
- Campbell J., Shiller R. (2001), « Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook : An Update », NBER Working Paper 8282.

- Caprio G., Klingebiel D. (1996), « Bank Insolvencies : Cross-country Experience », *Policy Research Working Paper 1620*, Washington DC : The World Bank, July.
- Carroll C., Fuhrer J., Wilcox D. (1994), « Does consumer sentiment forecast household Spending ? If so, why ? », *American Economic Review*, 84, p.1397-1408.
- Cecchetti S., Genberg H., Wadhvani S., “Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework,” in William C. Hunter, George G. Kaufman and Michael Pomerleano, editors, *Asset Price Bubbles: Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies*”, Cambridge, Mass.: MIT Press, 2002, 427-444.
- Cecchetti S., Genberg H., Lipsky J., Wadhvani S. (2000), « Asset Prices and Central Bank Policy. Geneva Reports on the World Economy », No. 2, International Center for Monetary and Banking Studies and Centre for Economic Policy Research, July .
- Chancellor E. (1999), *Devil Take the Hindmost : A History of Financial Speculation*, Farrar, Straus and Giroux, New York.
- Dermirgüç-Kunt A., Detragiache E. (2000), « Monitoring banking sector fragility: a multivariate logit approach », *World Bank Economic Review*, 14(2), 287–307. Fund, Washington, D.C.
- Eichengreen B., Rose A.K., Wyplosz C. (1996), « Contagious currency crises », *Scandinavian Journal of Economics*, 98(4), 463–484.
- Engle R., Granger C. (1987) « Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, 55, March, 251-76.
- Evans G. (1991), « Pitfalls in testing for explosive Bubbles in Asset Prices », *American Economic Review*, 81, 922-30.
- Fama E. (1981), « Stock returns, real activity, inflation, and money », *American Economic Review*, 71(4), September, p. 545-565.
- Frankel J.A., Rose A.K. (1996) : « Currency Crashes in Emerging Markets : An Empirical Treatment », *Journal of International Economics*, v. 41, n° 3-4, November, pp. 351-366.
- Kaminsky G., Reinhart M. (1999), « The Twin Crises : The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems », *American Economic Review*, 89, pp 473-500.
- Modigliani, F., Cohn R. (1979), « Inflation, rational valuation and the market », *Financial Analysts Journal*, p. 24–44, March-April.
- Fama E., Schwert G. (1977), « Asset Returns and Inflation », *Journal of Financial Economics*, 5, November, 115–46.
- Froot, K. A., Obstfeld M. (1991), « Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices », *American Economic Review*, 81, 1189-1214.

- Johansen S. (1996), « *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models* », Oxford: Oxford University Press.
- Kiyotaki N., Moore J. (1997), « Credit Cycles », *Journal of Political Economy*, 105, pp. 211-48.
- Lettau M., Ludvigson S. (2001), « Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns », *Journal of Finance*, 56(3), 815-849
- Lettau M., Ludvigson S. (2002), « tay's as good as cay: Reply », Unpublished Working Paper, Department of Economics, New York University.
- McGrattan E., Prescott E. (2003), « Testing for Stock Market Overvaluation / Undervaluation », in W. C. Hunter, G. G. Kaufman, and M. Pomerleano, eds., *Asset Price Bubbles*, 271-76, Cambridge: MIT Press.
- Mésonnier J.S. (2004), « Le « paradoxe de la crédibilité » en question », Bulletin de la Banque de France, n° 122, février.
- Mishkin F. (2001) : « The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy », *NBER Working Paper*, n° 8617, décembre.
- Mishkin F. (1999) : « International Experiences With Different Monetary Policy Regimes », *Journal of Monetary Economics*, vol. 43, n° 3, pp. 579-606.
- Mishkin F., White E. (2002), « U.S. Stock Market Crashes and Their Aftermath: Implications for Monetary Policy », *NBER Working Papers 8992*, National Bureau of Economic Research.
- Nelson C. (1976), « Inflation and Rates of Return on Common Stock », *The Journal of Finance*, 31, May, 471-83.
- Patel S., Sarkar, A (1998), « Crises in Developed and Emerging Stock Markets », *Financial Analysts Journal*, vol. 54, no. 6, November/December, p.50-59.
- Poterba J. (2000), « Stock market wealth and consumption, » *Journal of Economic Perspectives*, 14, p. 99-118.
- Schwartz A. (2002), « Asset Price Inflation and Monetary Policy », NBER Working Paper No. 9321.
- Sharpe, S. (2001), « Reexamining stock valuation and inflation: The implications of analysts earnings forecasts », Finance and Economics Discussion Series from Board of Governors of the Federal Reserve System, No 2001-32.
- Shiller R. (2000), *Irrational Exuberance*, Princeton University Press.

Tableau 1. Crises identifiées pour le S&P 500 par la méthode CMAX

Date du sommet	Amplitude (%)	Durée du krach	Durée de recouvrement
Septembre 1902	-29,27	13 mois	2 ans et 6 mois
Septembre 1906	-37,69	14 mois	2 ans et 11 mois
Septembre 1912	-25,46	27 mois	4 ans et 1 mois
Novembre 1916	-43,40	13 mois	8 ans et 2 mois
Octobre 1919	-31,89	22 mois	3 ans et 5 mois
Septembre 1929	-84,76	33 mois	25 ans
Février 1934	-25,70	13 mois	18 mois
Février 1937	-45,39	14 mois	9 ans et 2 mois
Octobre 1939	-25,04	8 mois	4 ans et 9 mois
Septembre 1941	-23,44	7 mois	17 mois
Mai 1946	-21,44	6 mois	4 ans et 1 mois
Décembre 1961	-22,46	6 mois	21 mois
Décembre 1968	-29,02	18 mois	3 ans et 3 mois
Janvier 1973	-43,35	23 mois	7 ans et 6 mois
Août 1987	-26,84	4 mois	23 mois
Août 2000	-27,52	13 mois	26 mois [+17,78%]
Mars 2002	-25,93	7 mois	

Tableau 2. Le coût des crises

crise	amplitude de la crise	activité <sup>2</sup>			Inflation		Consommation			Investissement		
		1an	2 ans	3 ans	1an	2 ans	1an	2 ans	3ans	1an	2 ans	3 ans
Septembre 1929	-84,76	-35,33	-30,26	-24,66	-4,05	-6,88						
Février 1934	-25,70	-18,41	0,65	17,12	-1,72	4,74						
Février 1937	-45,39	-55,57	-24,02	-15,19	-2,17	-2,16						
Octobre 1939	-25,04	-16,13	10,66	13,71	0,00	6,62				nc		
Septembre 1941	-23,44	-12,27	-0,97	-7,50	1,41	3,86						
Mai 1946	-21,44	48,86	30,74	15,25	15,03	10,84						
Mars 1962	-22,46	-3,93 (-8,60)	1,78 (2,29)	1,24 (3,50)	0,32	0,14	-0,97	1,70	1,91	-22,80	6,19	3,45
Décembre 1968	-29,02	-4,18 (-2,78)	-2,54 (-5,11)	-1,45 (-3,91)	1,48	2,01	-2,57	-2,24	-0,71	-15,34	-5,06	1,14
Janvier 1973	-43,35	-7,00 (-6,75)	-6,34 (-11,44)	-3,16 (-6,10)	5,74	7,13	-8,63	-6,58	-3,35	-17,39	-24,21	-13,83
Août 1987	-26,84	-0,82 (-1,81)	-0,50 (-1,20)	-1,51 (-0,28)	-0,26	1,44	1,66	-0,20	-1,46	-12,79	-3,19	-5,06
Août 2000	-27,52	-3,54 (-8,07)	-2,50 (-5,78)	-1,71 (-6,60)	-0,69	-0,58	-2,49	-1,92	-1,71	-15,51	-11,10	-8,81
Mars 2002	-25,93	0,95 (2,89)	nc	nc	1,54	nc	-1,26	nc	nc	11,38	nc	nc

\* Production industrielle de 1929 à 1946. PIB réel à partir de 1949 (production industrielle entre parenthèses)

Note : le coût de la crise affiché dans le tableau est égal au taux de croissance annualisé sur la fenêtre qui suit la crise auquel on soustrait le taux de croissance annualisé sur la fenêtre qui précède la crise.

Exemple : le taux de croissance de la production industrielle un an avant la crise de 1929 était de 11,53% et le taux de croissance de la production industrielle l'année qui a suivi la crise était de -23,79% soit un coût de 35,33%.

Tableau 3. crises boursières et instabilité financière

	amplitude de la crise	Spread moyen			Spread max		
		1an	2 ans	3 ans	1an	2 ans	3 ans
Septembre 1929	-84,76	0,15	0,83	1,69	0,27	2,54	4,66
Février 1934	-25,70	-0,90	-1,51	-1,58	-0,58	-1,07	-0,91
Février 1937	-45,39	0,49	0,44	0,18	1,26	1,36	1,21
Octobre 1939	-25,04	-0,10	-0,59	-0,40	0,11	-0,20	0,08
Septembre 1941	-23,44	-0,15	-0,41	-0,65	-0,05	-0,20	-0,30
Mai 1946	-21,44	0,00	-0,08	-0,19	0,07	0,01	-0,05
Mars 1962	-22,46	0,00	-0,12	-0,17	0,04	0,00	0,02
Décembre 1968	-29,02	0,03	0,18	0,35	0,17	0,74	0,82
Janvier 1973	-43,35	-0,15	-0,14	0,14	0,06	0,92	0,97
Août 1987	-26,84	-0,14	-0,28	-0,33	-0,07	-0,11	-0,11
Août 2000	-27,52	0,07	0,21	nc	0,13	0,59	nc
Mars 2002	-25,93	0,34	nc	nc	0,45	nc	nc

Note : Les colonnes *spread moyen* montrent la différence entre le spread moyen constaté après la crise et le spread moyen constaté avant la crise sur différentes fenêtres.

Les colonnes *spread max* montrent la différence entre le spread *maximal* constaté après la crise et le spread moyen constaté avant la crise sur différentes fenêtres

Tableau 4. Détermination du nombre r de relations de co-intégration (période 1926T1-2002T4) : constante uniquement dans la relation de cointégration (1 retard)

Valeurs propres	H0 : r =	Test de la Trace	
		Statistique	Valeurs critiques (1%)
0,0877	0	52,65	41,07
<b>0,0657</b>	<b>1</b>	<b>24,55</b>	<b>24,60</b>
0,0219	2	3,75	12,97

Tableau 5. résultats des estimations

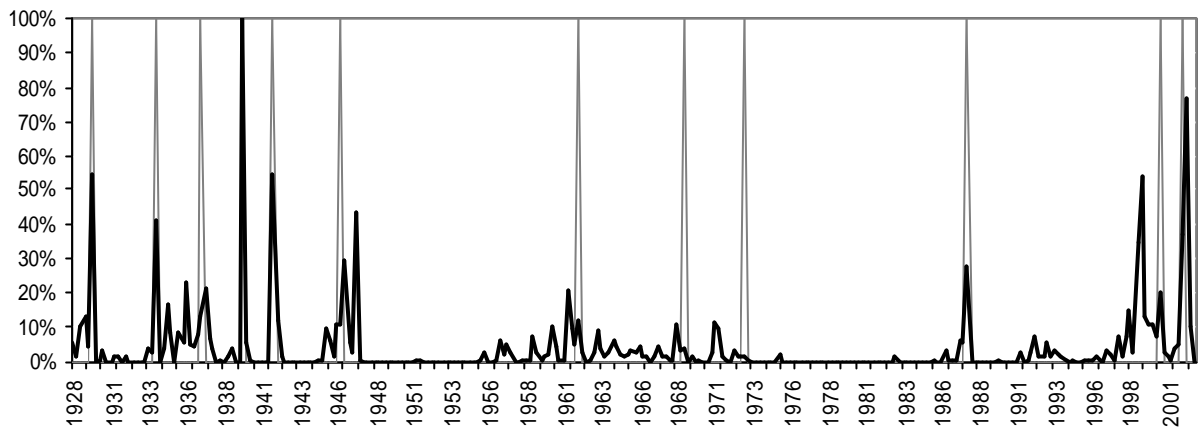
Modèle Période d'estimation	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	1928T1-2002T4					1948T1-2002T4		
taux de croissances des cours(-1)	7,85 (0,001)	8,73 (0,000)	8,19 (0,000)	8,94 (0,000)	3,04 (0,067)	37,22 (0,001)	69,53 (0,000)	6,66 (0,015)
PER(-1)	0,069 (0,009)					0,38 (0,002)		
$\hat{m}_t$ (-1)		2,70 (0,000)	2,93 (0,000)	2,54 (0,00)	1,95 (0,00)		34,37 (0,001)	3,09 (0,000)
spread(-1)	2,54 (0,005)	3,16 (0,003)	3,02 (0,004)	2,74 (0,002)				
spread(-2)	-2,35 (0,007)	-2,91 (0,004)	-2,68 (0,007)	-2,89 (0,002)				
inflation(-1)				-7,81 (0,051)				
volatilité des prix (-1)	-36,28 (0,057)	-57,81 (0,02)	-62,98 (0,023)					
$\Delta$ volatilité des prix sur 12 mois (-1)	0,43 (0,001)	0,49 (0,002)	0,53 (0,001)	0,30 (0,02)		1,30 (0,007)	4,36 (0,001)	
taux d'escompte (-1)			0,08 (0,495)					
crédit (-1)						213,34 (0,002)	437,97 (0,000)	
productivité(-1)						-0,80 (0,024)	-1,82 (0,024)	
productivité(-2)						-1,35 (0,002)	-3,42 (0,002)	
productivité(-3)						1,63 (0,004)	3,83 (0,000)	
constante	-3,38 (0,000)	-2,56 (0,000)	-2,94 (0,000)	-2,44 (0,000)	-2,22 (0,000)	-14,76 (0,001)	-23,46 (0,000)	-2,75 (0,000)
<i>Dummy1939</i>	10,14 (0,000)	10,47 (0,000)	10,64 (0,000)	10,21 (0,000)	9,59 (0,000)			
R <sup>2</sup> McFadden	0,32	0,41	0,41	0,37	0,23	0,59	0,80	0,28
LR stat ( <i>p-value</i> )	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Erreurs de prévision (%)								
Seuil de 50%								
Type 1	83,33	75	75	83,33	91,67	83,33	50	100
Type 2	0,7	0,7	0,7	0,7	0	0,47	0,47	0,47
Seuil de 25%								
Type 1	58,33	50	50	66,67	83,33	16,67	16,67	83,33
Type 2	1,05	1,75	1,40	2,10	1,05	2,80	1,40	0,93
Seuil de 10%								
Type 1	41,67	16,67	25	25	66,67	16,67	0	66,67
Type 2	5,94	7,34	7,69	6,99	7,67	5,14	2,34	5,61
Total Obs : 298 (286/12)					Total Obs : 220 (214/6)			

Note : *p-value* entre parenthèses.

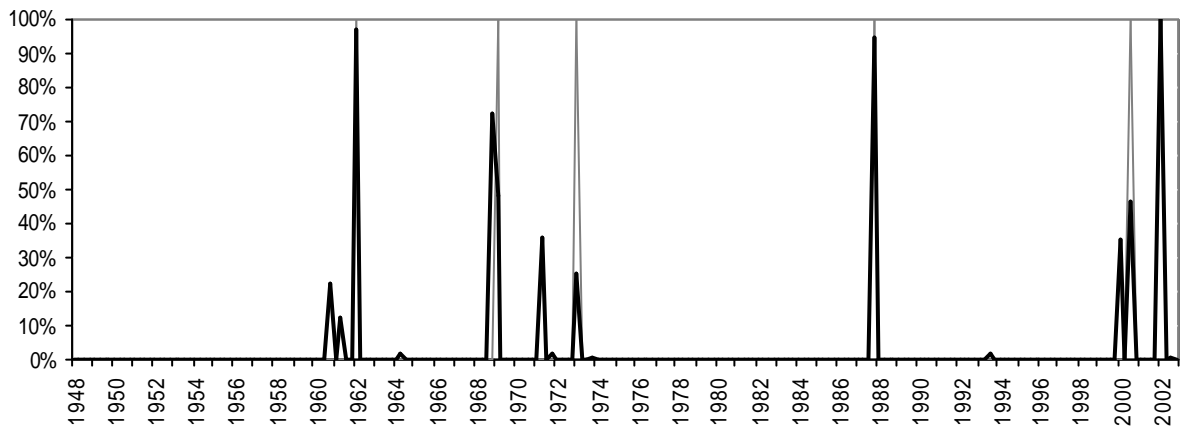
Tableau 6. Rendement et risque des différentes stratégies suivies (1980T1-2002T4)

	<i>Buy and hold</i>	Seuils		
		10%	50%	100%
Moyenne	23,48%	26,56%	26,35%	25,21%
Ecart-type	7,82%	6,60%	6,75%	7,28%
Moyenne/ écart-type	3,00	4,02	3,90	3,46

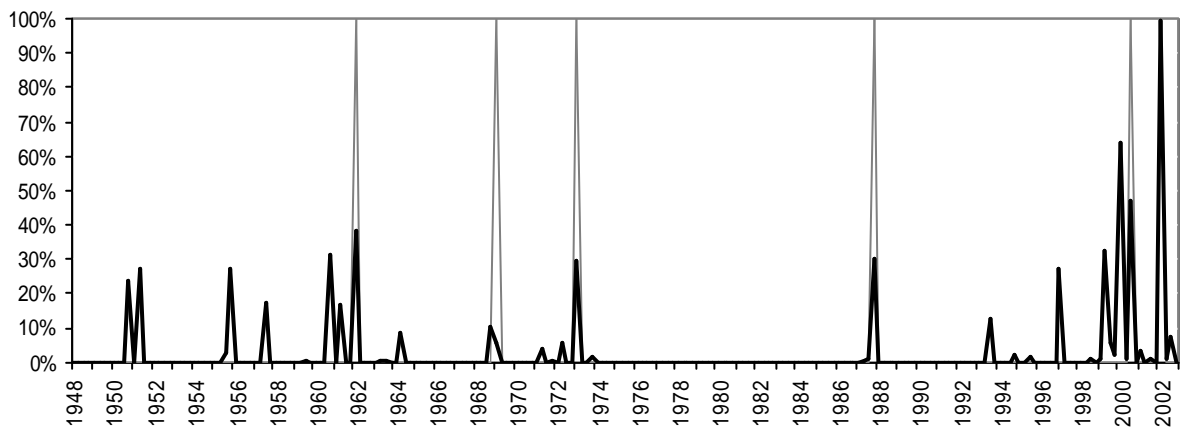
Graphique 1. Signal de crise prédit par le modèle (2)



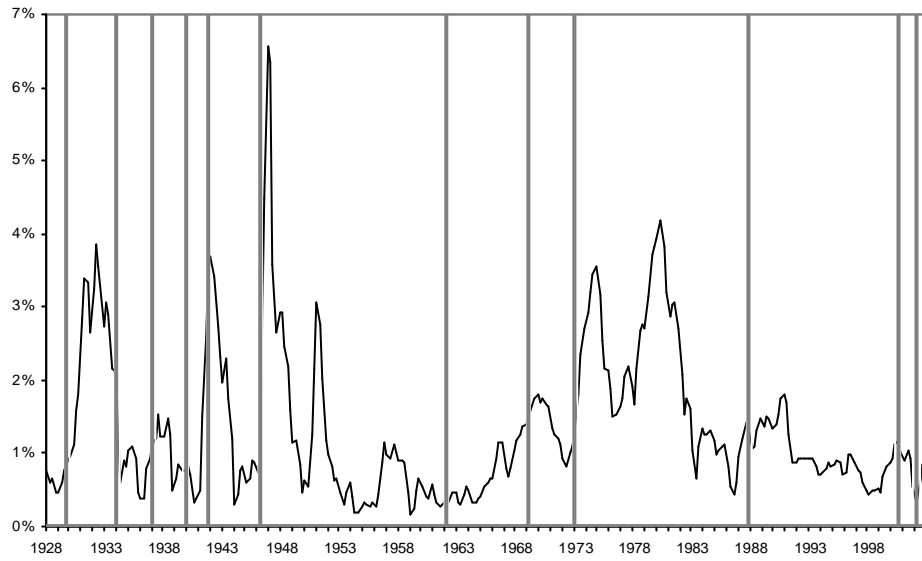
Graphique 2. Signal de crise prédit par le modèle (7)



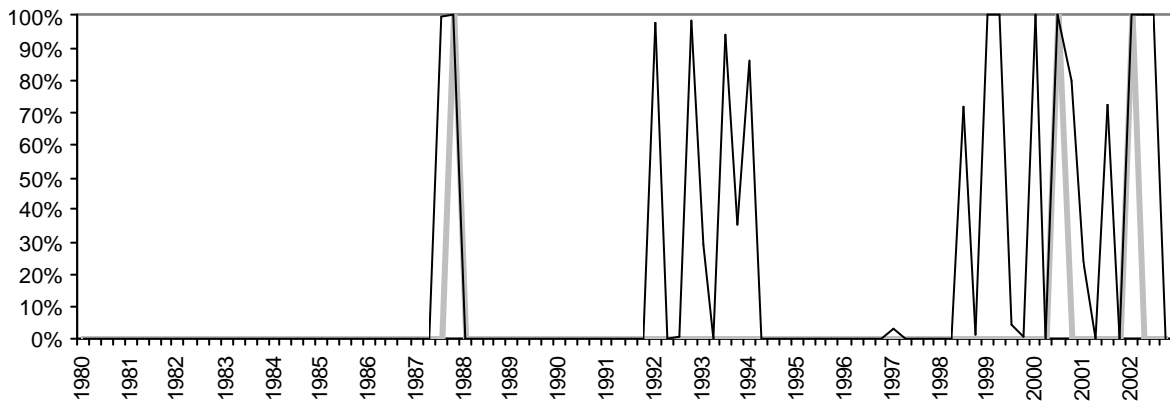
Graphique 3. Signal de crise prédit par le modèle (6)



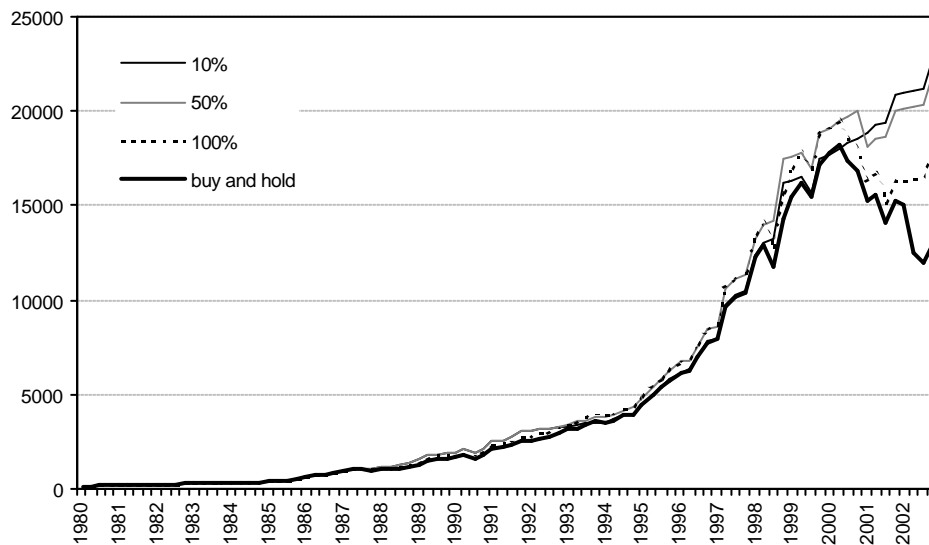
Graphique 4. Volatilité des prix et crises boursières



Graphique 5. Prévisions hors-échantillon du modèle (7) sur la période 1980T1-2002T4



Graphique 6. Valeur des différents portefeuilles



## Annexe : Les données

Les données du S&P 500 (cours et profit par action) sont actualisées de Shiller (2000) à partir du site web du Standard and Poor's <[www.spglobal.com](http://www.spglobal.com)>. Les données sont trimestrielles et disponibles depuis 1926T1. La série des cours représente la moyenne trimestrielle des cours de clôture moyens mensuels.

L'indicateur des gains de productivité retenu est le taux de croissance trimestriel de la productivité du secteur marchand (*Output per hour : business sector*) fourni par le *Bureau of Labor Statistics* (BLS) depuis 1947T1.

L'inflation représente le logarithme du ratio indice des prix trimestriel à la consommation en  $t$  sur indice des prix trimestriel à la consommation en  $t-4$ . L'indice des prix à la consommation trimestriel est égal à la moyenne de l'indice mensuel (*Consumer Price Index-All Urban Consumers*) publié par le BLS depuis 1913. La volatilité des prix est mesurée à partir de l'écart type glissant sur douze mois du logarithme de l'indice des prix à la consommation (valeur fin de trimestre). La croissance de la volatilité des prix représente le taux de croissance annuel de la série de volatilité des prix.

La série des taux d'escompte représente la moyenne trimestrielle du taux d'escompte de la Réserve fédérale relevés en fin de mois (*interest rate charged to commercial banks and other depository institutions on loans*). La série est disponible depuis novembre 1914 auprès de la Réserve Fédérale.

La série de spread correspond à la différence entre les rendements des obligations de long terme Moody notées baa et aaa (source : Réserve fédérale).

La croissance du crédit représente la moyenne trimestrielle du taux de croissance mensuel du crédit domestique bancaire disponible depuis janvier 1943.

Les données de PIB, de consommation et d'investissement proviennent du *Bureau of Economic Analysis*. Les données sont calculées en dollar de 2000 et corrigées des variations saisonnières.

L'indice de production industrielle est mensuel et disponible depuis 1919 (source : Réserve Fédérale).