



# La réduction de la prime de risque : le rôle du risque macroéconomique



**Christophe Boucher**  
ESG, CERESG  
CEPN, Université Paris 13  
[ch.boucher@tiscali.fr](mailto:ch.boucher@tiscali.fr)

## I Introduction

La prime de risque est la rentabilité supplémentaire que les investisseurs espèrent percevoir pour acheter des actions plutôt que des bons du Trésor ou des obligations d'État, pas ou faiblement risqués. Elle est la compensation attendue par un investisseur pour rémunérer le risque propre aux investissements en action. Ce risque se décompose en risque systématique (ou risque de marché) qui affecte plus ou moins toutes les actions d'un marché boursier et en risque spécifique (ou risque intrinsèque) qui caractérise le risque propre à une entreprise ou à un secteur d'activité.

La prime de risque a particulièrement troublé les économistes depuis 1985, lorsque Mehra et Prescott ont démontré, à l'examen d'un siècle de rendements, qu'elle était trop importante pour être compatible avec un degré d'aversion pour le risque des investisseurs raisonnable. Après ajustement de l'inflation, aux États-Unis, les actions présentaient des rendements réels moyens d'environ 7 % par an, contre 1 % seulement pour les bons du Trésor soit une prime de 6 %. Ainsi, se définit ce que l'on nomme « l'énigme de la prime de risque ».

La prime de risque peut être mesurée *ex-post* (prime de risque réalisée) ou *ex-ante* (prime de risque espérée). Dans le premier cas, il s'agit d'évaluer en longue période la différence entre la rentabilité d'un indice de marché et de l'actif sans risque. Dans le second, la prime de risque est obtenue par l'écart entre la rentabilité espérée – égale à la somme du rendement en dividende et du taux de croissance espéré à long terme des dividendes – et le taux sans risque. Elle mesure alors le supplément de rendement exigé par un investisseur pour investir sur le marché boursier.

Plusieurs études empiriques ont montré que la prime de risque attendue par les investisseurs se serait substantiellement

réduite aux États-Unis à partir de la fin des années 1980 (par exemple, Jagannathan *et al.*, 2001 ; Fama et French, 2002). Celle-ci se situerait autour de 1 % à la fin de la décennie 1990 avant le retournement des cours boursiers observé à partir de 2000, c'est-à-dire proche de son niveau théorique attendu.

Notre étude s'articule de la manière suivante : nous estimons, dans une seconde section, les primes de risque *ex-post* et *ex-ante* aux États-Unis et en France sur longue période et nous montrons que cette dernière s'est effectivement réduite à partir des années 1980 en raison de la diminution de la rentabilité espérée. Dans une troisième section, nous discutons des mécanismes susceptibles d'expliquer cette évolution. Nous présentons ensuite les résultats d'une analyse économétrique visant à déterminer les facteurs explicatifs de la réduction du rendement attendu par les investisseurs aux États-Unis. La section 5 conclut.

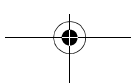
## II Les primes de risques historiques

### 1. Rentabilités historiques et primes de risque *ex-post*

Aux États-Unis, de 1802 à 2002, l'étude des rentabilités réelles moyennes révèle une relative stabilité des actions comparativement aux actifs sans risque (tableau 1)<sup>1</sup>. Si la prise en compte des corrections boursières à partir de 2000 relativise la performance du marché des actions depuis le début des années 1980, la rentabilité réelle moyenne observée depuis 1982 (9,11 %) reste cependant supérieure à la rentabilité moyenne observée depuis 1802 (6,57 %) et depuis 1951 (7,25 %).

En France, de 1913 à 2002, la performance du marché boursier apparaît au contraire particulièrement instable (tableau 2). La rentabilité réelle moyenne des actions de 1913 à 1950 apparaît même négative en raison de la très forte inflation sur cette période. Depuis 1951, la performance du

\* CEPN, Université Paris-Nord, UFR Sciences Economiques et de Gestion, 99 Avenue J. B. Clément, 93430 Villetaneuse.



marché boursier est similaire à celle observée aux États-Unis avec une rentabilité réelle moyenne de 7,51 % et une amélioration sur les deux dernières décennies (12,42 %).

La performance relativement bonne des actions au cours de la période 1982-2005 aux États-Unis et en France s'explique en grande partie par la progression des cours puisque la rentabilité réelle moyenne du marché boursier hors dividendes (évolution des cours réels) atteint 8,57 % aux États-Unis et 10,29 % en France sur cette période.

Sur longue période, les mesures *ex-post* de la prime de risque conduisent à des résultats significativement différents selon le choix de l'actif sans risque (bons du Trésor ou obligations d'État), de la période retenue et de la mesure (arithmétique ou géométrique). Sur la période 1951-2005, la prime de risque mesurée *ex-post* par rapport aux Bons du Trésor se situe autour de 7,5 % aux États-Unis et de 8,9 % en France (tableaux 3 et 4).

**Tableau 1. Rentabilités réelles annuelles moyennes (géométriques) par type d'investissement aux États-Unis, 1802-2005 (%)**

	Actions	Bons du Trésor	Obligations	Or	Inflation	Actions (hors dividendes)
1802-2005	6,57	2,31	3,67	0,45	1,17	nc
1802-1870	5,86	4,56	5,77	0,43	-0,18	nc
1871-1912	7,58	3,95	4,51	0,68	-0,89	2,34
1913-1950	5,83	-0,61	0,81	-0,45	2,28	-0,05
1951-2005	7,25	0,40	2,55	1,14	3,68	3,74
1982-2005	9,11	1,13	3,64	-2,00	3,03	8,57
1982-1999	13,78	1,46	4,07	-4,21	3,15	10,79

Sources : calculs de l'auteur d'après les données actualisées de Robert Shiller, FRED II database et Global Financial data.

**Tableau 2. Rentabilités réelles annuelles moyennes (géométriques) par type d'investissement en France, 1913-2005 (%)**

	Actions	Bons du Trésor	Obligations	Or	inflation	Actions hors dividendes
1913-2005	3,66	-3,94	-1,42	0,06	8,58	0,21
1913-1950	-2,57	-9,58	-7,50	0,37	14,05	-5,11
1951-2005	7,51	0,25	3,06	-0,14	4,88	3,87
1982-2005	12,42	3,48	5,42	-1,64	2,63	10,29
1982-1999	18,09	4,25	6,26	-5,66	2,91	14,75

Sources : Calculs de l'auteur d'après Arbulu (1998) et INSEE.

**Tableau 3. Primes de risque *ex-post* aux États-Unis, 1802-2002, (%)**

	Primes de risques avec Bons du Trésor		Primes de risque avec Obligations	
	géométrique	arithmétique	géométrique	arithmétique
1802-2005	4,27	5,48	2,91	4,12
1802-1870	1,29	2,13	0,09	0,92
1871-1912	3,62	4,56	3,06	3,07
1913-1950	6,44	8,75	5,02	7,37
1951-2005	6,85	8,34	4,69	6,20
1982-2005	7,98	9,14	5,47	6,66
1982-1999	12,32	13,07	9,71	10,40

Sources : Calculs de l'auteur d'après les données actualisées de Robert Shiller, FRED II database et Global Financial data.

**Tableau 4. Primes de risque *ex-post* en France, 1913-2002, (%)**

	Primes de risques avec Bons du Trésor		Primes de risque avec Obligations	
	géométrique	arithmétique	géométrique	arithmétique
1913-2005	7,61	9,83	5,09	7,29
1913-1950	7,01	8,82	4,93	6,71
1951-2005	7,26	10,50	4,45	7,69
1982-2005	8,95	10,67	7,00	8,27
1982-1999	13,84	16,19	11,83	13,82

Sources : Calculs de l'auteur d'après les données de Arbulu (1998) et INSEE.

## 2. La prime de risque *ex-ante*

L'observation de la prime de risque *ex-ante* nous renseigne sur l'excès de rentabilité espéré par les agents pour investir en actions plutôt que dans des actifs sans risque. Plusieurs études tendent à montrer que depuis les années 1980, cette prime de risque se serait substantiellement réduite aux États-Unis (par exemple, Fama et French, 2002). Sa réduction permettrait d'expliquer en partie la performance du marché boursier depuis deux décennies. En effet, toute variation de la prime de risque attendue s'accompagne – toutes choses égales par ailleurs – d'une évolution du prix de l'actif risqué de sens opposé.

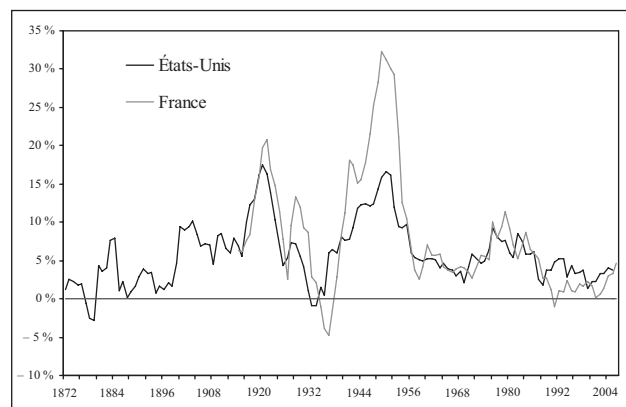
Nous estimons la prime de risque *ex-ante* aux États-Unis (1871-2005) et en France (1913-2005) à l'aide du modèle de valorisation de Gordon (1962). Ce modèle simple permet de calculer la prime de risque en fonction du rendement obligataire, du rendement en dividende et du taux de croissance espéré à long terme des dividendes. Notre métho-

dologie est similaire à celle employée par Fama et French (2002) et Jagannathan *et al.* (2001). Le modèle de Gordon est directement dérivé du modèle standard d'évaluation des actifs financiers (Williams, 1938) suivant lequel le prix des actifs boursiers est fondé sur la valeur présente des anticipations des versements des dividendes futurs. Ce modèle avance que la valeur fondamentale d'une action,  $P_t$ , dépend de la somme anticipée des flux de dividendes futurs actualisés,  $D_{t+k}$ , et de l'anticipation du prix de l'action actualisé à la fin de la période  $k$ ,  $P_{t+k}$ . Le taux d'actualisation est la somme du taux d'intérêt sans risque,  $r$ , et de la prime de risque,  $pr$ . En univers certain, si on suppose que les dividendes croissent à un rythme constant  $g$  et que  $(r + pr) > g$ , on obtient le modèle de Gordon qui exprime la relation entre le prix d'une action, le niveau des dividendes, le taux de croissance anticipé des dividendes, la prime de risque  $pr$  et le taux d'intérêt sans risque  $r$  :

$$pr = \frac{D_{t+1}}{P_t} + g - r \quad (1)$$

Nous avons retenu le taux de croissance moyen réel du PIB sur tout l'échantillon comme proxy du taux de croissance des dividendes attendu à long terme, soit 3,66 % pour les États-Unis et 2,85 % pour la France<sup>2</sup>. Le rendement de l'actif sans risque est mesuré par le taux nominal des obligations à 10 ans déflaté du taux de croissance des prix à la consommation lissé sur cinq ans. La différence entre le rendement *ex-ante* des actions et le rendement réel de l'actif sans risque représente notre estimation de la prime de risque *ex-ante*.

**Graphique 1. Estimations de la prime de risque *ex-ante* aux États-Unis (1871-2005) et en France (1913-2005)**



Les résultats de l'estimation apparaissent sur le graphique 1. La prime de risque se révèle particulièrement instable sur longue période. Le niveau de la prime de risque en 2005 est de l'ordre de 4 % aux États-Unis et en France. La légère hausse constatée de la prime espérée entre 2000 et 2005<sup>3</sup> s'explique dans les mêmes proportions par la remontée du rendement en dividende et la modération du taux d'intérêt réel.

Si ce niveau n'apparaît pas exceptionnel en 2005 sur longue période, la réduction de la prime de risque observée depuis le début des années 1980 apparaît plus originale à l'examen des évolutions du rendement espéré et du rendement de l'actif sans risque (tableaux 5 et 6). En effet, par le passé, le faible niveau de la prime de risque s'expliquait par le niveau élevé du rendement de l'actif non-risqué. Or, le

faible niveau de la prime constatée entre 1982-2005 aux États-Unis et en France a pour origine une réduction du rendement espéré c'est-à-dire du rendement en dividende<sup>4</sup>.

**Tableau 5. Prime de risque *ex-ante* estimée aux États-Unis (1871-2001)**

	Rendement en Dividende	Taux d'intérêt réel	Prime ex-ante
1871-2005	4,84	2,61	5,89
1871-1879	6,07	9,21	0,52
1880-1889	5,25	5,54	3,37
1890-1899	4,34	5,44	2,55
1900-1909	4,76	0,36	8,05
1910-1919	5,81	0,20	9,27
1920-1929	6,36	0,55	9,46
1930-1939	4,89	5,35	3,20
1940-1949	5,92	-2,02	11,60
1950-1959	6,01	0,20	9,47
1960-1969	3,47	3,07	4,05
1970-1979	4,15	1,42	6,39
1980-1989	5,05	3,36	5,35
1990-2005	2,47	2,55	3,57
1990-1999	3,02	2,86	3,82

Note : La prime de risque estimée correspond à la somme du rendement en dividende et du taux de croissance réel annuel moyen du PIB sur l'échantillon (+ 3,66%) à laquelle on retranche le taux d'intérêt réel.

Sources : calculs de l'auteur d'après les données actualisées de Robert Shiller et FRED II database.

**Tableau 6. Prime de risque *ex-ante* estimée en France (1913-2001)**

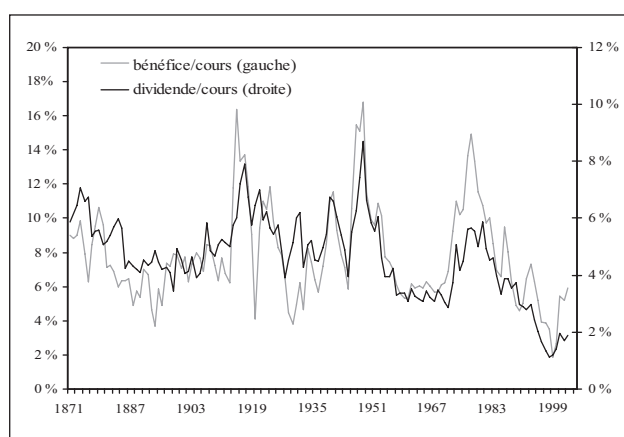
	Rendement en Dividende	Taux d'intérêt réel	Prime ex-ante
1913-2005	4,31	-1,06	8,22
1913-1919	4,04	-4,11	10,99
1920-1929	4,47	-4,52	11,84
1930-1939	4,63	4,98	2,50
1940-1949	2,54	-16,91	22,30
1950-1959	5,74	-4,16	12,80
1960-1969	3,32	1,75	4,42
1970-1979	6,19	1,91	7,13
1980-1989	5,71	3,31	5,24
1990-2005	2,90	4,13	1,62
1990-1999	3,13	4,70	1,33

Note : la prime de risque estimée correspond à la somme du rendement en dividende et du taux de croissance réel annuel moyen du PIB sur l'échantillon (+ 2,85 %) à laquelle on retranche le taux d'intérêt réel.

Sources : calculs de l'auteur d'après Arbulu (1998), INSEE et Piketty (2001).

Le rendement en dividende est parfois considéré comme un indicateur biaisé (Campbell, 2000) car il est affecté par les importants rachats d'actions constatés au cours de la décennie 1990 (Liang et Sharpe, 1999) et par le fait que les entreprises qui versent des dividendes sont de moins en moins nombreuses (Fama et French, 2001). Toutefois les évolutions des ratios dividende/cours et bénéfice/cours sont identiques depuis le début des années 1980 (graphique 2). La question fondamentale qui se pose est donc de savoir dans quelle mesure la réduction des ratios de valorisation s'explique par l'évolution de fondamentaux. Selon Campbell et Shiller (2001), le niveau de ces ratios permet d'apprécier la surévaluation/sous-évaluation du marché boursier. Leur conclusion suit une analyse historique suivant laquelle toutes les périodes, où ces ratios sont plus faibles que leur moyenne aux États-Unis, sont suivies d'un retournement qui passe par un ajustement des cours et non pas des dividendes ou des bénéfices. Cette analyse, qui suppose implicitement un taux d'actualisation invariant dans le temps, suggère ainsi que le marché boursier américain est encore, après les corrections opérées depuis 2000, sensiblement surévalué.

Graphique 2. Ratios de valorisation de l'indice S & P500 (1871-2005)



### III Une réduction de la rentabilité espérée ?

Plusieurs phénomènes sont susceptibles d'expliquer la réduction du rendement espéré et de la prime de risque : évolution de la structure démographique, réduction des coûts de transactions et des imperfections de marché, développement de la gestion collective de l'épargne et réduction du risque macroéconomique. Nous allons examiner maintenant ces évolutions avant de mener une analyse économétrique visant à déterminer les facteurs décisifs.

#### 1. Le baby-boom et la demande excessive d'actifs risqués

Une première explication renvoie aux déterminants démographiques des cours boursiers. Lors de la décennie 1990, les générations nombreuses du baby-boom ont atteint les âges de forte épargne (40-64 ans) augmentant ainsi la demande de

titres par rapport aux générations précédentes. Selon son corollaire, les cours boursiers devraient baisser durablement lorsque ces générations atteindront l'âge de la retraite et « désaccumuleront » (hypothèse dite du « meltdown »).

Plusieurs études théoriques présentent des résultats analytiques ou de simulations qui suggèrent que les facteurs démographiques exercent une influence sur les rendements d'équilibres des actifs financiers (e.g. Brooks, 2000 ; Abel, 2001) en jouant à la fois sur le montant d'épargne selon la théorie du cycle de vie et sur son allocation. Empiriquement, cependant, il semble difficile de mettre en évidence une relation robuste entre les rendements des actifs et la structure démographique (Poterba, 2001).

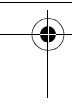
#### 2. Coûts de transactions, efficience des marchés et participation

Jagannathan *et al.* (2001) suggèrent que la diminution de la prime de risque depuis le début des années 1980 ait pour origine la diminution des coûts de transactions, une meilleure diversification et un meilleur accès à l'information pour les investisseurs qui auraient permis de réduire sensiblement les imperfections de marché. Ainsi selon cette hypothèse, un investissement en action aurait été substantiellement plus coûteux qu'un investissement obligataire. La différence entre le rendement d'un actif risqué et d'un actif non-risqué représenterait alors en partie une compensation, non pas pour le risque, mais pour les coûts de transactions additionnels.

Le modèle d'équilibre des actifs financiers utilisé par Mehra et Prescott (1985) repose sur l'hypothèse d'absence de coûts de transactions, or les individus qui veulent participer au marché boursier sont confrontés aux coûts de l'information, aux commissions de courtages, aux charges, aux taxes, etc.<sup>5</sup> Ces imperfections de marché auraient conduit à une plus faible disposition de la part des investisseurs à prendre des risques.

Toutefois la diminution du coût d'investissement en actions relativement à la diminution du coût d'investissement en obligations depuis quelques années reste modeste. Réa et Reid (1998) mesurent la diminution du coût de l'investissement en actions à travers les mutual funds à 78 points de base de 1980 à 1997. Dans une seconde analyse, Réa et Reid (1999) estiment la diminution du coût de l'investissement à travers un fonds obligataire à 38 points de base sur la même période. La réduction des coûts de transactions pour un investissement en action comparativement à un investissement en obligations n'a ainsi été que de 40 points de base sur la période 1980-1997.

Aussi, la part des ménages qui investit en action sous forme directe ou intermédiée est passée de 19 % en 1983 à 51,9 % en 2001<sup>6</sup>. De nombreuses études ont montré que l'élargissement de la population supportant le risque associé à un investissement en action entraîne théoriquement une diminution de la prime de risque d'équilibre (e.g., Basak et Cuoco, 1998). Toutefois, l'augmentation de la participation doit être extrêmement importante pour avoir un effet sur la prime de risque. Heaton et Lucas (1999) calibrent un modèle à générations imbriquées et mesurent l'impact théorique d'une plus grande participation sur la prime de risque. Lorsque la participation au marché boursier passe de 30 % à 70 %



de la population, l'effet sur la prime de risque n'est que d'environ 10 points de base. De plus, la croissance de la participation au marché boursier doit être relativisée lorsque cette participation est pondérée par le montant des investissements des nouveaux entrants qui reste assez modeste<sup>7</sup>.

### 3. *Le développement de la gestion collective de l'épargne et évolution de la structure de l'actionnariat*

La part des actions détenue directement a considérablement diminué depuis plusieurs années au profit d'une détention intermédiée via les investisseurs institutionnels<sup>8</sup>. Ce développement de la gestion collective de l'épargne a bouleversé la structure de l'actionnariat aux États-Unis. Cette transformation est susceptible d'expliquer la réduction de la prime de risque espérée pour plusieurs raisons : une diversification accrue des portefeuilles, un allongement de l'horizon de placement et un accroissement du pouvoir actionnarial.

D'une part, la concentration de la détention d'actions permet de gérer les mises en commun d'épargne des ménages sous forme de portefeuille diversifié entraînant ainsi la diminution du risque spécifique des actions. Théoriquement, il est possible de réduire presque entièrement les risques spécifiques en investissant à travers un portefeuille diversifié (Markowitz, 1952). Le cadre législatif auquel les fonds communs de placement et les fonds de pension sont soumis, garantit la diversification des portefeuilles. Les fonds communs de placements, ne peuvent investir dans une même opération plus de 5 % du total de leurs actifs et plus de 10 % du capital d'une société dans laquelle ils prennent une participation. La loi ERISA à laquelle les fonds de pension privés sont soumis et qui sert de référentiel aux fonds publics, prescrit un certain nombre de règles prudentielles qui incitent à une gestion prudente et au maintien de portefeuilles diversifiés.

D'autre part, en dépit de taux de rotation important, les investisseurs institutionnels gèrent une épargne longue et sont donc susceptibles au regard du faible risque des actions à long terme de réclamer une prime de risque plus faible. Le passif des investisseurs institutionnels est relativement stable ; plusieurs études montrent que la contrainte de liquidité pour les fonds de pension et les fonds communs de placement reste limitée (Ameriks et Zeldes, 2000 ; ICI et SIA, 1999).

Or, compte tenu de la relative stabilité du rendement des actions à long terme<sup>9</sup>, les investisseurs institutionnels sont susceptibles de payer « plus cher » les actions c'est-à-dire d'exiger une prime de risque plus modeste.

Enfin, l'évolution de la structure actionnariale aux États-Unis a été le vecteur d'un nouveau rapport de force affirmant la primauté de l'actionnaire sur le manager (La Porta *et al.*, 1998). Les actionnaires délaissent ainsi l'attitude passive qu'ils ont traditionnellement manifestée et exercent une influence croissante sur la gestion des firmes à travers un ensemble de règles et de pratiques – le gouvernement d'entreprise – qui vise à aligner l'intérêt des managers sur celui des actionnaires.

L'activisme prend différentes formes selon le type d'investisseur institutionnel, mais l'objectif poursuivi reste le même : augmenter la valeur actionnariale (Jeffers et

Plihon, 2001). Cette maximisation de la valeur actionnariale s'exprime sous la forme d'exigences de rendement des fonds propres des entreprises élevées et stables dans le temps qui reportent le risque – autrefois pris par l'actionnaire – sur l'entreprise et le salarié, la masse salariale devenant la principale variable d'ajustement (Artus et Debonneuil, 1999). Ce nouveau rapport de force est susceptible de réduire la prime de risque espérée car les actionnaires seraient assurés d'une rémunération plus élevée et plus stable que par le passé.

### 4. *La réduction du risque macroéconomique*

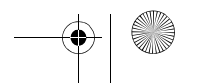
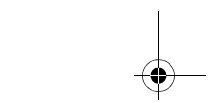
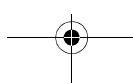
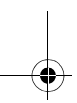
La réduction du risque macroéconomique est également susceptible d'expliquer la réduction du rendement attendu. Par « risque macroéconomique », nous entendons à la fois la volatilité de l'activité (représentée par la volatilité du PIB) et l'inflation. La modération de l'inflation et de la volatilité du PIB constatée aux États-Unis depuis le milieu des années 1980<sup>10</sup> pourrait expliquer ainsi la réduction de la prime de risque sur cette période. Ce risque macroéconomique influencerait la perception *subjective* du risque action des investisseurs. Les travaux théoriques parviennent en effet difficilement, dans l'état actuel des connaissances, à fonder de manière normative une relation entre la valorisation des actions et l'inflation d'une part, et la valorisation des actions et la volatilité macroéconomique d'autre part.

Deux vagues de publications, d'abord à la fin des années 1970 puis au début des années 2000 ont documenté une forte corrélation négative entre l'inflation et la valorisation des actions (voir *e.g.*, Boucher, 2006 et la littérature citée). Cette corrélation peut refléter : (i) une relation entre l'inflation courante et la croissance de l'activité (Fama, 1981) ; (ii) l'utilisation irrationnelle d'un taux d'intérêt nominal par les investisseurs pour actualiser les cash-flows réels futurs (Modigliani et Cohn, 1979) ; (iii) une aversion pour le risque dépendant de manière subjective de l'inflation.

Le problème avec la première explication est que si une telle relation existe, elle concerne la croissance attendue à un horizon de quelques trimestres ou de quelques années plutôt que la croissance réelle attendue à long terme des cash-flows<sup>11</sup>. En outre, une littérature maintenant abondante a documenté le faible pouvoir prédictif des ratios de valorisation sur la croissance réelle des dividendes et de l'activité (*e.g.* Campbell, 2003). Les deux dernières hypothèses comportementales offrent ainsi des explications plus convaincantes.

Aussi, une réduction de la volatilité macroéconomique qui réduit l'incertitude concernant les bénéfices et les dividendes futurs peut réduire la prime de risque sur les actions. En même temps, cette réduction de la volatilité peut réduire l'épargne de précaution des ménages et ainsi induire une hausse des taux d'intérêt et, toutes choses égales par ailleurs, une baisse du prix des actions.

Lettau, Ludvigson et Wachter (2005) calibrent un modèle rationnel d'évaluation des actifs dans une économie d'échange en équilibre général avec changement de régimes dans la moyenne et l'écart type de la croissance de la consommation. Ils supposent que les agents ne peuvent pas observer directement le régime mais le devinent à partir de l'observation des données de consommation. Le processus





d'apprentissage implique que le changement de régime de la volatilité de la croissance de la consommation entraîne une évolution de la prime de risque espérée graduelle plutôt qu'abrupte.

Le calibrage du modèle à partir de valeurs plausibles des paramètres permet d'expliquer une part importante de la baisse du niveau du ratio dividende-cours observé à la fin des années 1990 et au début des années 2000 mais le modèle ne permet cependant pas de rendre compte de l'évolution du ratio de valorisation sur la période 1975-1990. En outre, d'autres modèles s'intéressent à l'effet de la volatilité macro-économique non seulement sur le prix des actions mais également sur le taux d'intérêt sans risque. Ces travaux théoriques trouvent qu'une modération temporaire de la volatilité conduit à des taux d'intérêt plus élevés et une prime de risque plus faible, mais l'effet net sur le prix des actions dépend de la spécification retenue pour modéliser le risque des investisseurs et des préférences d'épargne (e.g., Bansal et Yaron, 2004 ; Bekaert, Engstrom et Xing, 2005).

#### IV L'analyse économétrique

Afin de tester les différentes hypothèses avancées pour expliquer la réduction de la prime de risque et de la rentabilité espérée, nous avons mené une analyse économétrique sur les déterminants du ratio bénéfice/cours de l'indice S & P 500<sup>12</sup>.

Les données sont trimestrielles et couvrent la période 1953T1-2003T2. Le choix des variables susceptibles d'expliquer le ratio bénéfice/cours est inspiré des analyses présentées dans la partie précédente. Nous avons retenu :

- la variable démographique  $age_t$  qui représente le logarithme du ratio population de 40-64 ans / population de 65 ans et plus ;
- le logarithme de la part des actions américaines détenue sous forme intermédiaire,  $inv_t$  ;
- le taux d'inflation,  $i_t$  ;
- la volatilité du PIB,  $vol_t$ , qui représente le logarithme de l'écart type glissant sur 24 trimestres du taux de croissance réel du PIB conformément à la méthode retenue par Blanchard et Simon (2001) ;
- le taux de croissance du bénéfice par action déflaté de l'indice des prix à la consommation,  $\Delta e_t$ , et le taux d'intérêt réel des billets de trésorerie à trois mois,  $r_t$ , conformément au modèle actuariel des prix d'actifs.

Les tests de racine unitaire et de stationnarité pratiqués<sup>13</sup> indiquent que le ratio bénéfice/cours,  $e_t - p_t$ , l'inflation,  $i_t$ , la volatilité du PIB,  $vol_t$ , la part des actions détenues sous forme intermédiaire,  $inv_t$ , le taux de croissance du ratio population de 40-64 ans/population de plus de 65 ans,  $\Delta age_t$  sont intégrées à l'ordre 1. Le taux de croissance du bénéfice par action,  $\Delta e_t$  et le taux d'intérêt réel (billets de trésorerie à 3 mois),  $r_t$  apparaissent stationnaires.

Nous utilisons un modèle à correction d'erreur (méthode de Johansen-Juselius, 1990) qui permet d'estimer les relations de co-intégration dans un système multivarié et qui présente l'avantage en outre d'intégrer des variables à la fois stationnaires et intégrées d'ordre 1.

Le modèle s'écrit sous la forme :

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + Bx_t + \mu + \varepsilon_t, \quad (2)$$

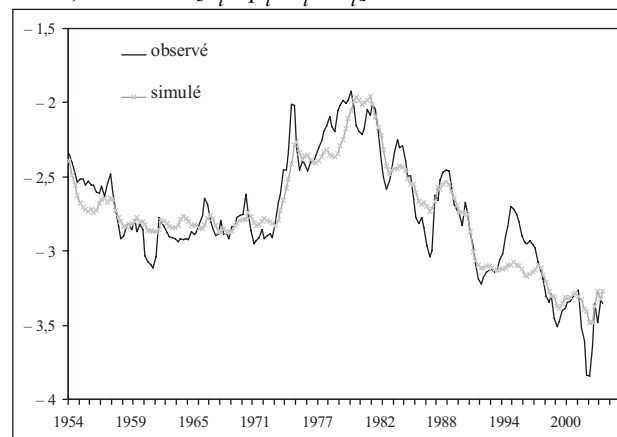
où  $Z_t$  est un vecteur contenant  $N$  variables I(1) ;  $x_t$  est un vecteur de  $s$  variables exogènes stationnaires et  $\varepsilon \sim (0, \Sigma)$ . Les matrices  $\Pi$  et  $\Gamma_i$  sont de taille  $(N \times N)$ .

S'il y a  $r$  relations de co-intégration dans le système, la matrice  $\Pi$  est de rang  $r$ . Elle peut alors s'écrire  $\Pi = \alpha\beta'$ , où  $\alpha$  et  $\beta$  sont deux matrices de dimensions  $(N \times r)$ . Ces deux matrices représentent respectivement les facteurs des termes de correction d'erreur et les combinaisons co-intégrantes. Les différentes matrices sont estimées par la méthode du maximum de vraisemblance.

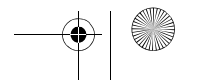
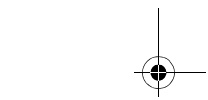
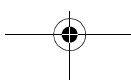
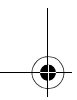
Les variables susceptibles de composer le vecteur de co-intégration sont : le ratio bénéfice/cours, l'inflation, la volatilité du PIB, la part des actions détenues sous forme intermédiaire et le taux de croissance du ratio population de 40-64 ans/population de plus de 65 ans. Le choix du nombre de retards du système a été choisi afin d'accepter l'hypothèse que le résidu est un bruit blanc.

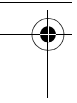
Le détail des résultats des estimations figure en Annexe. Un seul vecteur co-intégrant est identifié. Les signes obtenus lors de l'estimation sont conformes aux signes attendus pour l'inflation (+), la volatilité du PIB (+) et la variable représentant l'intermédiation financière (-)<sup>14</sup>. La variable démographique apparaît de façon surprenante liée positivement au ratio de valorisation. Les tests d'exclusion<sup>15</sup> indiquent cependant que cette variable démographique et la variable représentant l'intermédiation financière ne figurent pas dans la relation de co-intégration.

Graphique 3. Simulation du logarithme du ratio bénéfice/cours ; Modèle : [ $e_t - p_t$ ,  $i_t$ ,  $vol_t$ ]



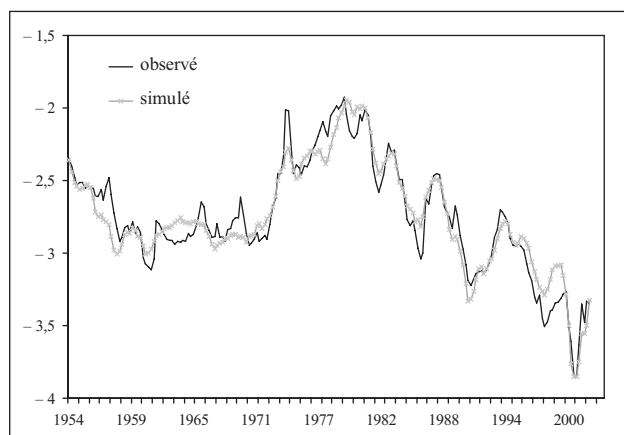
Nous avons reconduit la procédure d'estimation en excluant ces deux variables de l'espace co-intégrant. Les variables qui composent le vecteur de co-intégration sont maintenant :  $e_t - p_t$ ,  $i_t$ ,  $vol_t$ . Les tests concluent à l'existence d'une seule relation de co-intégration ce qui signifie que ces trois variables possèdent une tendance stochastique commune de long terme. Une troisième estimation est menée en introduisant le taux de croissance réel du bénéfice par action et le taux d'intérêt réel dans la spécification de court terme. Les résultats de la simulation de ces deux dernières spécifications apparaissent sur les graphiques 3 et 4. Au regard de ces simulations, nos





modèles paraissent assez robustes. On remarque une surestimation entre 1996 et 2000 qui suggère une surévaluation du marché boursier américain sur cette période.

**Graphique 4. Simulation du logarithme du ratio bénéfice/cours ; modèle :  $[e_t - p_t \quad i_t \text{ vol}_t]$  avec  $\Delta e_t$  et  $r_t$  dans la relation de court terme**



## V Conclusion

La prime de risque *ex-ante* est estimée en moyenne à 5,89 % aux États-Unis sur la période 1871-2005 et 8,22 % en

1. La description des données figure en Annexe.
2. Nous supposons que la part des bénéfices et des dividendes dans la valeur ajoutée est stable à long-terme. L'évolution des primes de risque n'est toutefois pas affectée par l'utilisation d'autres *proxies* (taux de croissance des dividendes ou des bénéfices et taux de croissance moyen historique ou glissant sur plusieurs années) pour évaluer le taux de croissance attendu à long terme des dividendes. Les résultats sont disponibles sur requête auprès de l'auteur.
3. La prime passe de 2,25 % à 3,74 % aux États-Unis et de 0,17 % à 4,60 % en France de 2000 à 2005.
4. Nous considérons que le taux de croissance des dividendes attendu à long-terme est constant et que donc seul le rendement en dividende influence le rendement espéré. D'autres études qui considèrent un taux de croissance des dividendes variable aboutissent au même résultat (voir *e.g.*, Jagannathan *et al.*, 2001).
5. Voir Treynor (1994) pour un éventail de ces coûts.
6. Selon les données du *Survey of Consumer Finance*.
7. De 1989 à 2001, plus de 80 % du patrimoine boursier (détention directe et indirecte) est encore détenu par 10 % des ménages.
8. Alors que les ménages détenaient directement 93 % des actions américaines en 1945, ils n'en détenaient plus que 34 % en 2005 selon les *Flow of Funds*. Parallèlement, la détention des investisseurs institutionnels est passée sur la même période de 3,48 % à 53,60 %. Les actions détenues par les particuliers sont désormais gérées majoritairement par ces intermédiaires financiers.
9. Siegel (1998) examine la volatilité du rendement des actions et du taux sans risque sur la période 1802-1998 et trouve que la déviation standard sur vingt ans du rendement action est de 2,76 % alors que la déviation standard sur un an est de 18,15 %. Le marché boursier est en effet connaît un phénomène de « retour à la moyenne ». Cela signifie que pour les investisseurs de long terme, le risque lié à la détention d'actions est inférieur aux inves-

France sur la période 1913-2005. Cette prime de risque apparaît particulièrement instable sur longue période en raison de l'instabilité de l'actif sans risque. En 2005, la prime de risque *ex-ante* se situe autour de 4 % aux États-Unis et en France. La réduction de la prime de risque depuis les années 1980 apparaît originale car elle s'explique par la réduction du rendement espéré des actions appréhendé par les ratios de valorisation.

Plusieurs phénomènes sont susceptibles d'expliquer la réduction du rendement espéré et de la prime de risque : l'évolution de la structure démographique, la réduction des coûts de transactions et des imperfections de marché, le développement de la gestion collective de l'épargne et la réduction du risque macroéconomique. L'analyse économétrique menée sur le marché boursier américain révèle que la réduction de l'inflation et de la volatilité du PIB permet d'expliquer la réduction des ratios de valorisation.

Nos résultats montrent également que l'évolution de la structure démographique n'influence pas le ratio bénéfice/cours aux États-Unis. Ce résultat relativise l'hypothèse dite du « meltdown » selon laquelle le vieillissement des générations nombreuses du baby-boom entraînerait dans un premier temps une hausse du marché boursier avec l'arrivée aux âges de forte épargne puis dans un second temps une baisse des cours au moment de la retraite et de la désaccumulation de ces générations.

tisseurs qui regardent la déviation annuelle standard. Les instruments à taux sans risque ne connaissent pas ce processus de retour à la moyenne. La déviation annuelle standard du rendement des bons du Trésor représente 1/3 de celle des actions, alors que la déviation annuelle du rendement des bons du Trésor sur un horizon de 20 ans est plus importante que pour les actions.

10. Des travaux récents (*e.g.*, Kim et Neslon, 1999) ont mis en évidence un déclin sensible de la volatilité du PIB aux États-Unis depuis 1984 qui s'est réduite de 50 % par rapport à la période de l'après seconde guerre mondiale. Ce phénomène ne concerne pas seulement les États-Unis, Blanchard et Simon (2001) montrent que tous les pays du G7, à l'exception du Japon, ont connu une réduction récente de la volatilité du PIB.

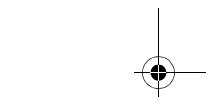
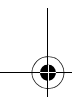
11. Les études empiriques ne parviennent pas à établir de relation évidente entre l'inflation et la croissance économique à long-terme (voir *e.g.*, Bruno and Easterly, 1998).

12. Notre estimation porte sur le ratio bénéfice/cours plutôt que sur le ratio dividende/cours, ce dernier pouvant être affecté par la politique financière des firmes et ainsi créer certaines difficultés lors des estimations empiriques (voir Campbell, 2000).

13. L'ordre d'intégration des séries a été examiné à l'aide des tests ADF et KPSS. Afin de sauvegarder de l'espace, nous ne présentons pas les résultats de ces tests ici qui sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

14. Nous n'avons pas pour le moment introduit le taux de croissance réel des bénéfices et le taux d'intérêt réel dans la spécification de court-terme (variables stationnaires) afin d'identifier dans un premier temps le(s) vecteur(s) de cointégration.

15. Le test d'exclusion permet de tester si chacune des variables I(1) appartient à l'espace de cointégration. Il consiste en un test du rapport des vraisemblances de l'hypothèse de nullité des coefficients de la variable considérée. La statistique suit un  $\chi^2$  à  $r$  degrés de liberté.



### Bibliographie

- Abel A. (2001), « Will Bequests Attenuate the Predicted Meltdown in Stock Prices When Baby Boomers Retire? », NBER Working Paper 8131.
- Ameriks J., S. Zeldes (2000), « How Do Household Portfolio Shares Vary with Age ? », TIAA-CREF Institute Working Paper, September.
- Arbulu P. (1998), *Le marché parisien des actions au XIX<sup>e</sup> siècle : performance et efficacité d'un marché émergent*, Thèse de doctorat, Université d'Orléans.
- Artus P., M. Debonneuil (1999), « Crises, recherche de rendements et comportements financiers : l'interaction des mécanismes microéconomiques et macroéconomiques », *Architecture financière internationale*, La Documentation Française, Paris.
- Bansal R., A. Yaron (2004), « Risks for the Long-Run : A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles », *Journal of Finance*, 59(4), 1481-1509.
- Basak S., D. Cuoco (1998), « An Equilibrium Model with Restricted Stock Market Participation », *Review of Financial Studies*, vol. 11, n°2, p.309-341.
- Bekaert G., E. Engstrom, Y. Xing (2005), « Risk, Uncertainty, and Asset Prices », FEDS Working Paper 2005-40, Board of Governors of the Federal Reserve System
- Blanchard O., J. Simon (2001), « The Long and Large Decline in US Output Volatility », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.1, p.135-174.
- Boucher C. (2006), « Stock Prices, Inflation and the Out-of-Sample predictability of Stock Market Returns », *Finance*, à paraître.
- Brooks R. (2000), « Life Cycle Portfolio Choice and Asset Market Effects of the Baby Boom », mimeo, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Bruno M., W. Easterly (1998), « Inflation Crises and Long-Run Growth », *Journal of Monetary Economics*, 41, 3-26.
- Campbell J.Y. (2003), « Consumption-Based Asset Pricing », Chapter 13 in G. Constantinides, M. Harris, and R. Stulz, eds., *Handbook of the Economics of Finance*, Vol. IB, North-Holland, Amsterdam, 803-887.
- Campbell J.Y. (2000), « Asset Pricing at the Millenium », *Journal of Finance*, vol. 55, n° 4, p. 1515-1568.
- Campbell J.Y., R. Shiller (2001), « Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook : An Update ». NBER Working Paper 8282.
- Fama E. (1981), « Stock returns, real activity, inflation, and money », *American Economic Review*, 71(4), September, p. 545-565.
- Fama E.F., K.R. French (2002), « The Equity Premium », *Journal of Finance*, vol. 57, p. 637-659.
- Fama E.F., K.R. French (2001), « Disappearing Dividends : Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay? », *Journal of Financial Economics*, vol. 60, p. 3-43.
- Gordon M. (1962), *The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation*, Irwin.
- Heaton J., D. Lucas (1999), « Stock Prices and Fundamentals », *NBER Macroeconomics Annual*, p. 213-262.
- ICI et SIA (1999), *Equity Ownership in American*, Fall, Washington, Investment Company Institute and the Securities Industry Association.
- Jagannathan R., E. McGrattan et A. Scherbina (2001), « The Declining U.S. Equity Premium », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall, 24(4), p.3-19.
- Jeffers E., D. Plihon (2001), « Investisseurs institutionnels et gouvernance des entreprises », *Revue d'Economie Financière*, 63.
- Johansen S., K. Juselius (1990), « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, n° 2, p. 169-210.
- Kim C., C. R. Nelson (1999), « Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n° 4, p. 608-616.
- Lettau, M., S. Ludvigson, J. Wachter (2005), « The declining premium : What role does macroeconomic risk play? », NYU working paper.
- La Porta A., F. Lopez-de-Silanes, A. Schleifer (1998), « Corporate Ownership around the World », NBER Working Paper n° 6625.
- Liang J.N., S.A. Sharpe (1999), « Share repurchases and employee stock options and their implications for S&P 500 share retirements and expected returns », Working paper, Federal Reserve Board.
- Markowitz H. (1952), « Portfolio Selection », *Journal of Finance*, vol. 7, n°1, p.77-91.
- Mehra R., E. Prescott (1985), « The Equity Risk Premium : A Puzzle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 15, p.145-161.
- Modigliani F., Cohn R. (1979), « Inflation, rational valuation and the market », *Financial Analysts Journal*, vol. 35, p. 24-44.
- Piketty T. (2001), *Les hauts revenus en France au 20<sup>ème</sup> siècle – Inégalités et redistributions, 1901-1998*, Grasset.
- Poterba J. (2001), « Population Age Structure and Asset Returns : An Empirical Investigation », *The Review of Economics & Statistics*, vol. 83, n°4, p. 565-584.
- Rea J., B. Reid (1999), « Total Shareholder Cost of Bond and Money Market Mutual Funds », *Perspective*, vol. 5, n° 3, Investment Company Institute
- Rea J., B. Reid (1998), « Trends in the Ownership Costs of Equity Mutual Funds », *Perspective*, vol. 4, n°3, Investment Company Institute.
- Siegel J. (1998), *Stocks for the Long-Run : The Definitive Guide to Financial Market Returns and Long-Term Investment Strategies*, New York : McGraw-Hill.
- Treynor J. (1994), « The Invisible Cost of Trading », *Journal of Portfolio Management*, vol. 21, Fall, p. 71-78.
- Williams J. (1938), *Theory of Investment Value*, Cambridge, Massachusetts : Harvard University Press.



## Annexe I : Résultats des estimations économétriques

Tableau 1. Détermination du nombre de vecteurs cointégrants et tests d'exclusion [ $e_t - p_t$   $i_t$   $vol_t$   $inv_t$   $\Delta age_t$ ]

Test de la trace		Valeurs critiques		k	LM(1)	LM(4)	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1				
78,70	47,55	83,93 (1 %) 75,34 (5 %)	60,42 (1 %) 53,42 (5 %)	6	29,92 (p = 0,23)	22,81 (p = 0,59)	
Test d'Exclusion	Valeur critique (5 %)	$e_t - p_t$	$i_t$	$vol_t$	$inv_t$	$\Delta age_t$	constante
	3,84	11,74	8,00	2,41	0,05	0,16	0,11

Tableau 2. Vecteur de cointégration [ $e_t - p_t$   $i_t$   $vol_t$   $inv_t$   $\Delta age_t$ ]

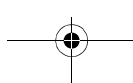
$e_t - p_t$	$i_t$	$vol_t$	$inv_t$	$\Delta age_t$	constante
- 1	51,46	0,62	- 0,03	27,51	- 0,52
Terme à correction d'erreur = - 0,099 (- 3,825)					

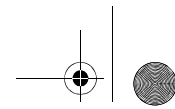
Tableau 3. Détermination du nombre de vecteurs cointégrants et tests d'exclusion [ $e_t - p_t$   $i_t$   $vol_t$ ]

Test de la trace		Valeurs critiques		k	LM(1)	LM(4)
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1			
35,71	10,54	40,84 (1%) 34,80 (5%)	24,74 (1%) 19,99 (5%)	4	8,36 (p=0,50)	8,42 (p=0,49)
Test d'Exclusion	Valeur critique (5 %)	$e_t - p_t$	$i_t$	$vol_t$	constante	
	3,84	14,41	14,79	9,36	0,11	

Tableau 4. Vecteur de cointégration [ $e_t - p_t$   $i_t$   $vol_t$ ]

$e_t - p_t$	$i_t$	$vol_t$	constante
- 1	42,06	0,586	- 0,44
Terme à correction d'erreur = - 0,128 (- 4,475)			





**Tableau 5. Détermination du nombre de vecteurs cointégrants et tests d'exclusion :  $[e_t - p_t \ i_t \ vol_t]$  avec  $\Delta e_t$  et  $r_t$  dans la relation de court terme**

Test de la trace		Valeurs critiques		k	LM(1)	LM(4)
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1			
36,44	3,61	40,84 (1 %) 34,80 (5 %)	24,74 (1 %) 19,99 (5 %)	4	13,16 (p = 0,16)	7,38 (p = 0,60)
Test d'Exclusion		Valeur critique (5 %)	$e_t - p_t$	$i_t$	$vol_t$	constante
		3,84	25,04	29,84	11,41	4,86

**Tableau 6. Vecteur de co-intégration  $[e_t - p_t \ i_t \ vol_t]$  avec  $\Delta e_t$  et  $r_t$  dans la relation de court terme**

$e_t - p_t$	$i_t$	$vol_t$	constante
- 1	50,27	0,50	0,97
Terme à correction d'erreur = - 0,139 (-5,573)			

## Annexe II : Description des données

### France :

Cours et dividende par action : données actualisées de Arbulu (1998) à partir de INSEE (Bulletin Mensuel de Statistiques).

Bons du trésor et obligations : données actualisées de Arbulu (1998) à partir de INSEE (BMS).

Rentabilité de l'or : INSEE (BMS).

Inflation : INSEE (BMS).

PIB : Piketty (2001) puis INSEE.

### États-Unis :

Cours, dividende et bénéfice par action : Global Financial Data (1802-1870), site personnel de Robert Shiller (1871-2002) < <http://www.econ.yale.edu/~shiller/>>, puis < [www.spglobal.com](http://www.spglobal.com)>

PIB réel : Bureau of Economic Analysis.

Bons du Trésor à 3 mois et Obligations à 10 ans : Board of Governors of the Federal Reserve System (FRED II database).

Part des actions détenue par les *mutual funds*, les fonds de pensions, les compagnies d'assurance : Flow of Funds, Table L.213 (lignes 8 à 18).

Inflation (CPI all urban Consumers) : Bureau of Labor Statistics.

Part des 40-64 ans dans la population : CPS Reports P25-1130 de l'U.S. Census Bureau in Poterba (2001).

