

# Valorisation du marché boursier : de l'intérêt d'une estimation de la prime de risque

Avril 2003

**Christophe Boucher**

Université Paris-Nord, CEPN  
CEPN CNRS UMR 71-15  
99 av. JB Clément  
93430 Villetaneuse  
Mail : [Cboucher75@aol.com](mailto:Cboucher75@aol.com)

## Résumé :

Cette étude se propose d'estimer la valeur fondamentale de l'indice S&P 500 à l'aide d'un modèle à correction d'erreurs pour lequel nous estimons implicitement la prime de risque dans la relation de long-terme. Les tests de stationnarité appliqués aux ratios de valorisation (PER et *dividend yield*) tendent à ne pas rejeter la présence d'une racine unitaire (Lamont, 1998 ; Balke et Wohar, 2002) ce qui signifie que leur moyenne n'est pas constante dans le temps. Ce résultat contredit l'analyse de Campbell et Shiller (2001) selon laquelle ces ratios ne peuvent s'éloigner durablement de leur moyenne historique. D'après le modèle théorique du prix des actifs boursiers (Campbell, Lo et MacKinlay, 1997), les ratios de valorisation sont déterminés par le taux d'intérêt réel, par le taux de croissance des profits ou des dividendes et par la prime de risque exigée par les investisseurs qui n'est pas observable directement. Or les séries de taux d'intérêts réels et des taux de croissance des profits et dividendes apparaissent stationnaires. Nous estimons, par la méthode de Johansen, la prime de risque dans la relation de cointégration. Notre estimation permet d'expliquer l'évolution du ratio profit-cours boursier aux Etats-Unis depuis les années 1950.

## 1. Introduction

L'indice Standard & Poor's (S&P) 500 a atteint son plus haut niveau historique le 24 mars 2000 à 1527 points. Depuis, cet indice n'a cessé de se réduire pour atteindre début janvier 2003 environ 910 points, soit une chute de 40%. Sur cette période, le profit par action des entreprises se réduit d'autant. Ainsi, le PER du S&P 500 atteint 29 à la fin de l'année 2002, ce qui équivaut à son niveau de mars 2000 de 28,32, soit presque le double de sa moyenne depuis la seconde guerre mondiale (15,72). Pourquoi les investisseurs seraient-ils prêts à payer plus cher que par le passé pour recevoir un dollar de profit sur le marché boursier ?

Il existe plusieurs explications possibles : i) la présence d'une bulle (Shiller, 2000), ii) le vieillissement des générations nombreuses du baby-boom, iii) une croissance attendue des profits futurs plus importante (Siegel, 1999), iv) une plus faible perception du risque pour la détention d'actions (Glassman et Hasset, 2000).

Selon le modèle standard d'évaluation (Campbell, Lo et MacKinlay, 1997), la valeur d'un actif boursier est déterminée par les dividendes futurs attendus et leur taux d'actualisation qui comprend le taux de rendement des actifs sans risque et une prime de risque.

Campbell et Shiller (2001) avancent que les périodes où le PER atteignait des niveaux extrêmes n'ont été que transitoires. Leur conclusion suit une analyse historique selon laquelle ces périodes sont suivies d'un retournement qui passe par un ajustement des prix et non pas des profits. Mais cette analyse suppose implicitement un taux d'actualisation invariant dans le temps. Or, les tests de stationnarité appliqués aux ratios de valorisation (Dividende/Prix et Profit/Prix<sup>1</sup> dorénavant D/P et E/P) tendent à ne pas rejeter la présence d'une racine unitaire (Lamont, 1998 ; Balke et Wohar, 2002, par exemple) ce qui signifie que leur moyenne n'est pas constante dans le temps<sup>2</sup>. Si on suppose que les taux de croissance des profits et dividendes et que les taux d'intérêts sont stationnaires<sup>3</sup>, alors la composante non-observable du modèle de prix d'actif boursier – la prime de risque – doit présenter une racine unitaire en l'absence de bulle. Le PER et les ratios de valorisation peuvent alors durablement s'éloigner de leur moyenne historique selon les mouvements de la prime de risque.

---

<sup>1</sup> L'inverse du PER.

<sup>2</sup> Une série est considérée comme stationnaire lorsque son espérance et sa variance ne se modifient pas dans le temps (Hamilton, 1994). De manière formalisée,  $y_t$  est stationnaire si :

$E(y_t) = E(y_{t+m}) = \mu \quad \forall t \text{ et } \forall m$ , la moyenne est constante et indépendante du temps ;

$\text{var}(y_t) < \infty \quad \forall t$ , la variance est finie et indépendante du temps ;

$\text{cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = 0 \quad \forall t \text{ et } \forall k$ , la covariance est nulle et indépendante du temps.

<sup>3</sup> Hypothèse vérifiée empiriquement comme nous le verrons dans la suite de cette étude.

Cette étude se propose d'estimer la valeur fondamentale du S&P500 à travers le ratio E/P à l'aide d'un modèle à correction d'erreurs qui présente l'avantage d'intégrer des variables à la fois stationnaires et intégrées d'ordre 1. Pour cela nous estimerons la prime de risque par la méthode de Johansen à partir de variables macroéconomiques et démographiques.

Le reste de notre étude est organisé de la manière suivante : dans une seconde section, nous présentons le modèle standard théorique d'évaluation des actifs boursiers sur lequel repose notre estimation. Dans une troisième section, nous pratiquons les tests de stationnarité et de racine unitaire afin de déterminer l'ordre d'intégration des séries. Dans une quatrième section, nous présentons les variables susceptibles de composer le vecteur de cointégration et nous déterminons leur ordre d'intégration. Nous estimons le ratio E/P, par la méthode de Johansen, en modélisant implicitement la prime de risque dans la relation de cointégration dans une cinquième section. Dans la section 6, nous présentons les simulations dynamiques des estimations effectuées. Nous concluons dans la section 7.

## 2. Le modèle de prix d'actifs théorique

Notre estimation repose sur le modèle standard d'évaluation des actifs (Williams, 1938). La valeur fondamentale d'une action,  $P_t$ , est déterminée par la valeur présente de ses dividendes futurs attendus,  $D_{t+i}$ , et du prix attendu à la fin de la période de détention,  $P_{t+K}$ ; où  $R$  est le taux de rendement attendu à chaque période qui correspond au taux d'actualisation.

$$(1) \quad P_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^K \left( \frac{1}{1+R_{t+i}} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[ \left( \frac{1}{1+R_{t+K}} \right)^K P_{t+K} \right]$$

En univers certain, si on suppose que les dividendes croissent à un rythme constant  $g$ , que le taux d'actualisation ne varie pas avec le temps et que  $R > g$ , on obtient le modèle de Gordon (1962) :

$$(2) \quad P_t = \frac{(1+g)D_t}{R-g},$$

Campbell et Shiller (1988a,b) proposent une approximation log-linéaire du modèle standard d'évaluation en considérant des rendements attendus non-constants :

$$(3) \quad p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[ (1-\rho) d_{t+1+j} - r_{t+1+j} \right] \right],$$

où  $p_t$  représente le log du prix de l'action,  $d_t$ , le log des dividendes et  $r_t$ , le log du taux d'actualisation qui comprend le rendement de l'actif sans risque et une prime de risque.  $\rho$  et  $k$  sont des paramètres de linéarisation définis par  $\rho = 1/(1 + \exp(d - p))$  et  $k = -\log(\rho) - (1 - \rho) \log\left(\frac{1}{\rho} - 1\right)$ .

Exprimée à partir du log du ratio dividende-prix, l'équation (3) se réécrit :

$$(4) \quad d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}) \right].$$

Si on suppose que le taux de croissance des dividendes et le taux d'actualisation suivent un processus stationnaire, les ratios de valorisation doivent également suivre un processus stationnaire. Mais si on suppose que la prime de risque exigée par les investisseurs qui n'est pas observable directement, incorporée ici dans  $r_t$ , possède une racine unitaire et donc est variable dans le temps, alors le ratio D/P ne doit plus suivre lui-même un processus stationnaire (Timmermann, 1995).

### 3. Ordre d'intégration des séries

Nous déterminons l'ordre d'intégration des séries à partir de la procédure suivante : nous utilisons dans un premier temps les tests Dickey-Fuller Augmenté (Said et Dickey, 1984) et Kwiatkowsky, Phillips, Schmidt et Shin (1992), pour détecter la présence d'une racine unitaire dans les séries<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> Contrairement au test ADF, le test KPSS considère la stationnarité sous l'hypothèse nulle et la présence de racine unitaire sous l'hypothèse alternative.

Les variables testées sont les ratios D/P et E/P de l'indice S&P 500, respectivement  $dp$  et  $ep$  ; le taux de croissance du PIB,  $gy$  ; le taux de croissance du profit par action de l'indice S&P 500,  $ge$  ; le taux de croissance des dividendes par action,  $gd$  et le taux d'intérêt réel des billets de trésorerie à 3 mois,  $rtb$ .<sup>5</sup> Toutes les variables utilisées dans cette étude sont exprimées en logarithme. Nous utilisons les données trimestrielles et annuelles qui portent sur la période allant du premier trimestre 1952 au second trimestre 2001<sup>6</sup>. L'utilisation de données annuelles est motivée par la recherche des déterminants « structurels » de la valorisation du marché boursier et par l'introduction de variables démographiques qui présentent une très forte inertie.

Tableau 1  
Tests de Racine Unitaire et de stationnarité  
des ratios E/P et D/P

Variables	ADF t-test	ADF Z-test	Retards (BIC)	KPSS eta(mu)	Conclusion
Annuelles					
$dp$	-0,09	-0,25	0	1,44	RU non rejetée
$ep$	-1,38	-4,84	0	0,86	RU non rejetée
Trimestrielles					
$dp$	-1,24	-4,34	1	3,13	RU non rejetée
$ep$	-2,29	-10,97	1	1,8	RU non rejetée

Valeurs critiques du t-test de -3,46 au seuil de 1% (\*\*\*) ; -2,88 au seuil de 5% (\*\*) ; -2,57 au seuil de 10% (\*).  
Valeurs critiques du Z-test de -20,3 au seuil de 1% (\*\*\*) ; -14,0 au seuil de 5% (\*\*) ; -11,2 au seuil de 10% (\*).  
Valeur critique du KPSS sans tendance de 0,463 au seuil de 5%(\*\*) et de 0,574 au seuil de 2,5% (\*).  
Toutes les valeurs critiques sont tirées de Hamilton (1994).

Tableau 2  
Tests de Perron (1997)

Variables	t(alpha=1)		Date de rupture		Retards		Conclusion
	constante	tendance <sup>+</sup>	constante	tendance <sup>+</sup>	constante	tendance <sup>+</sup>	
Annuelles							
$dp$	-2,12	-3,21	1972 :01	1976:01	4	11	RU non rejetée
$ep$	-3,77	-4,65	1971 :01	1972:01	0	0	RU non rejetée
Trimestrielles							
$dp$	-3,44	-3,65	1994:04	1986:03	1	1	RU non rejetée
$ep$	-4,05	-4,30	1972:03	1973:01	9	9	RU non rejetée

Pour le modèle avec rupture sur la constante : valeurs critiques de -5,41 au seuil de 1% ; -4,80 au seuil de 5% ; -4,58 au seuil de 10% pour un échantillon de taille infinie.

Pour le modèle avec rupture sur la tendance et la constante : valeurs critiques de -5,57 au seuil de 1% ; -5,08 au seuil de 5% ; -4,82 au seuil de 10% pour un échantillon de taille infinie.

<sup>+</sup> Rupture sur la constante et sur la tendance.

<sup>5</sup> L'annexe I donne une description plus détaillée des données ainsi que de leurs sources.

<sup>6</sup> Concernant les données annuelles, la dernière période retenue est 2000. Les données annuelles représentent les moyennes des quatre trimestres.

Les résultats des tests ADF et KPSS sur les ratios E/P et D/P apparaissent dans le tableau 1. Ces tests ne permettent pas de rejeter la présence d'une racine unitaire. Les tests de Perron (1997) qui testent la stationnarité d'une série avec rupture de la constante et/ou de la tendance. aboutissent aux mêmes résultats (tableau 2).

Or, le taux d'intérêt, le taux de croissance des dividendes, le taux de croissance des profits et le taux de croissance du PIB se révèlent stationnaires (tableau 3). Aussi, les tests pratiqués permettent de conclure à la stationnarité des ratios E/P et D/P en différence première.

Les ratios E/P et D/P sont donc intégrés à l'ordre 1 alors que le taux d'intérêt et les taux de croissance des profits et du PIB ressortent stationnaires au regard des tests de racine unitaire et de stationnarité pratiqués. Ces résultats suggèrent, en supposant l'absence de bulle, que la composante non-observable – la prime de risque – du modèle de prix d'actif retenu soit intégrée à l'ordre 1.

Tableau 3  
Tests ADF et KPSS

Variabes	ADF t-test	ADF Z-test	Retards (BIC)	KPSS $\eta(\mu)$	Conclusion
Annuelles					
$\Delta dp$	-6,24***	-43,61***	0	0,29**	I(0)
$\Delta ep$	-6,19***	-43,63***	0	0,13**	I(0)
$gy$	-6,67***	-47,15***	0	0,07**	I(0)
$gd$	-4,26***	-44,23***	1	0,15**	I(0)
$ge$	-6,39***	-45,07***	0	0,06**	I(0)
$rtb$	-2,83*	-13,88**	0	0,39** (avec $l = 1$ )	I(0)
Trimestrielles					
$\Delta dp$	-9,61***	-126,60***	0	0,25**	I(0)
$\Delta ep$	-8,15***	-99,91***	0	0,15**	I(0)
$gy$	-9,76***	-130,03***	0	0,12**	I(0)
$gd$	-6,05***	-78,68***	1	0,31**	I(0)
$ge$	-4,78***	-134,89***	4	0,04**	I(0)
$rtb$	-3,36**	-31,10***	5	0,48*	I(0)

Nous utiliserons donc un modèle à correction d'erreur pour notre estimation qui permet d'utiliser des séries d'ordres d'intégration différents. Nous estimons, par la méthode de Johansen, la prime de risque implicite du modèle dans la relation de cointégration, à partir de variables susceptibles de déterminer cette prime de risque exigée par les investisseurs.

#### 4. Les déterminants de la prime de risque

Nous recherchons dans un premier temps l'ordre d'intégration des variables susceptibles de composer le vecteur cointégrant. Nous déterminerons, dans la section suivante, le vecteur de cointégration à partir des variables présentant le même ordre d'intégration que les ratios D/P et E/P. Le vecteur de cointégration estimé représentera en quelque sorte une « proxy » de la prime de risque exigée par les investisseurs.

Nous retenons différents types de variables susceptibles de composer le vecteur de cointégration :

- Les variables démographiques : *age1*, *age2* et *age3* qui représentent respectivement la part des 40-64 ans dans la population totale américaine, l'âge moyen de la population américaine de plus de 19 ans et le ratio population de 40-64 ans / population de 65 ans et plus. Sur un plan théorique, les facteurs démographiques exercent une influence sur les rendements d'équilibres des actifs financiers (Yoo, 1994 ; Brooks, 2000 ; Abel, 1999 et 2000) en jouant à la fois sur le montant d'épargne selon la théorie du cycle de vie (Brumberg et Modigliani, 1954 ; Ando et Modigliani, 1963) et sur son allocation.
- L'inflation, *cpi*, qui semble exercer une influence négative sur la valorisation des actions et la prime de risque (par exemple, Sharpe, 2000 ; Blanchard, 1993).
- La part des actions américaines détenue sous forme intermédiée<sup>7</sup>, *inv*. Les investisseurs institutionnels ont remplacé progressivement les épargnants individuels comme « actionnaires » des entreprises cotées aux Etats-Unis. Ces investisseurs qui gèrent une épargne longue et stable (Choi, Laibson et Metrick, 2000 ; Ameriks et Zeldes, 2000) sous forme de portefeuilles diversifiés sont susceptibles de présenter une aversion pour le risque plus modeste que les ménages qui investissent directement sur le marché boursier.
- La volatilité du PIB, *voly*, selon la méthodologie retenue par Blanchard et Simon (2001), qui représente un risque macroéconomique susceptible d'influencer le risque de marché<sup>8</sup>.

---

<sup>7</sup> Alors que les ménages détenaient directement 93% des actions américaines en 1945, ils n'en détenaient plus que 41% en 2000 selon les *Flow of Funds*. Parallèlement, la détention des investisseurs institutionnels est passée sur la même période de 3,48% à 45,42% du marché boursier américain. Les actions détenues par les particuliers sont désormais gérées majoritairement par ces intermédiaires financiers. Les investisseurs institutionnels sont des institutions qui gèrent ou font gérer professionnellement les fonds dont ils disposent. Ces organismes regroupent les fonds de pension publics et privés, les fonds communs de placement et les compagnies d'assurance.

<sup>8</sup> Le risque qui affecte les actifs boursiers 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 est indépendant des phénomènes affectant l'ensemble des titres et qui caractérise le risque propre à une entreprise ou à un secteur d'activité.

Nous utilisons la même procédure que dans la section précédente pour déterminer l'ordre d'intégration des séries. Les tests de racine unitaire et de stationnarité apparaissent dans les tableaux 4 et 5. La variable *age3* ressort intégrée à l'ordre 2 et les variables *age1* et *age2* stationnaires. Les variables *inv*, *voly*, *cpi* sont intégrées à l'ordre 1.

Tableau 4  
Tests ADF et KPSS

Variables	ADF t-test	ADF Z-test	Retards (BIC) <sup>+</sup>	KPSS eta(mu)	Conclusion
Annuelles					
<i>age1</i>	-1,92	-13,27*	2	0,34**	I(0)
<i>age2</i>	-1,55	-13,82***	2	0,43**	I(0)
<i>age3</i>	-1,99	-9,50	1	2,22	RU non rejetée
<i>inv</i>	-1,93	-1,79	0	4,38	RU non rejetée
<i>voly</i>	-1,59	-5,70	1	1,50	RU non rejetée
<i>cpi</i>	-1,81	-6,92	2	0,55 (avec l=1)	RU non rejetée
$\Delta age3$	-0,13	-0,27	0	2,55	RU non rejetée
$\Delta inv$	-7,24***	-51,08***	0	0,28**	I(0)
$\Delta voly$	-4,94***	-33,32***	0	0,09**	I(0)
$\Delta cpi$	-6,95***	-103,34***	1	0,06**	I(0)
$\Delta^2 age3$	-7,08***	-51,08***	0	0,24**	I(0)
Trimestrielles					
<i>inv</i>	-2,19	--2,17	0	17,77	RU non rejetée
<i>voly</i>	-1,39	-3,64	1	5,78	RU non rejetée
<i>cpi</i>	-2,40	-12,20*	4	0,81	RU non rejetée
$\Delta inv$	-14,76***	-207,93***	0	0,40**	I(0)
$\Delta voly$	-11,86***	-165,99***	0	0,09**	I(0)
$\Delta cpi$	-6,93***	-192,38***	3	0,06***	I(0)

<sup>+</sup> Le nombre maximal de retards est fixé à 3 pour les données annuelles et à 12 pour les données trimestrielles.

Tableau 5  
Tests de Perron (1997)

Variables	t(alpha=1)		Date de rupture		Retards <sup>+</sup>		Conclusion
	constante	tendance	constante	tendance	constante	tendance	
Annuelles							
<i>age3</i>	-2,83	-4,65	1992:01	1987:01	3	2	RU non rejetée
$\Delta age3$	-3,38	-4,35	1968:01	1968:01	0	0	RU non rejetée

<sup>+</sup> Le nombre maximal de retards est de 3 pour les données annuelles et de 12 pour les données trimestrielles.

## 5. Estimations par la méthode de Johansen

Nous estimons le ratio E/P<sup>9</sup> en utilisant la méthode de Johansen sur données annuelles et trimestrielles. Les variables susceptibles de composer le vecteur de cointégration sont donc *in fine* le ratio E/P, *ep*, l'inflation, *cpi*, la volatilité du PIB, *voly*, la part des actions détenues sous

<sup>9</sup> Nous estimons le MCE à partir du ratio E/P qui présente une plus grande inertie que le ratio D/P.

forme intermédiaire sur le marché boursier américain,  $inv$ , le taux de croissance du ratio population de 40-64 ans/population de plus de 65 ans,  $\Delta age3$ . La méthode de Johansen permet d'estimer les relations de cointégration dans un système multivarié. Cette approche a été choisie car le nombre de relations de cointégration entre les variables retenues est inconnu.

### *Estimations sur données annuelles*

Le choix du nombre de retards du système a été choisi afin d'accepter l'hypothèse que le résidu est un bruit blanc et d'obtenir des relations de long terme interprétables. Nous avons introduit, conformément au modèle théorique (4), le taux de croissance des profits et le taux d'intérêt dans la relation de court terme avant d'identifier les vecteurs cointégrants. La spécification à court terme retenue est :  $ge_{t-1}$ ,  $rtb$ ,  $rtb_{t-1}$ ,  $rtb_{t-2}$ ,  $rtb_{t-3}$ .<sup>10</sup> Ces variables sont stationnaires selon les tests pratiqués précédemment. L'estimation porte pour le moment sur données annuelles (variables démographiques disponibles) et sur la période 1952-2000.

Le nombre de retards retenu est de deux dans une écriture auto-régressive (un dans une écriture à correction d'erreurs). Le test de la trace indique l'existence d'une seule relation de cointégration (tableau 6). Nous n'avons pas inclus de tendance linéaire dans le modèle mais nous avons contraint le terme constant à ne figurer que dans la relation de cointégration.

L'estimation du vecteur de cointégration apparaît dans le tableau 7 (modèle 1). Le vecteur a été normalisé par le ratio de valorisation ( $ep$ ) et multiplié par  $-1$  pour faire apparaître le signe des coefficients avec  $ep$  comme unique membre à gauche de l'égalité. Au regard des signes des coefficients, l'inflation et la volatilité du PIB seraient positivement liées au ratio de valorisation ; la variable d'intermédiation financière jouerait négativement et la variable démographique apparaît liée positivement – de façon surprenante – au ratio de valorisation. La force de rappel vers la cible de long terme est de  $-0,153$  et apparaît significative.

Les tests d'exclusion et de stationnarité apparaissent dans le tableau 8. Les tests de stationnarité confirment que les variables sont intégrées à l'ordre 1. Les tests d'exclusion montrent cependant que la variable démographique,  $\Delta age3$ , la variable d'intermédiation financière,  $inv$ , et la constante n'interviennent pas dans la relation de cointégration.

---

<sup>10</sup> Les autres retards n'apparaissent pas significatifs dans les différentes estimations pratiquées.

Tableau 6  
Estimation du nombre de vecteurs cointégrants (1952:01-2000:01)  
VAR(2), constante restreinte aux relations de cointégration  
modèle 1 : [*epm cpi voly inv Δage3*]

Valeurs propres	H0	Test de la Trace		
		Statistique	Valeurs critiques	
			5%	1%
0,5565	0	88,45	75,737	83,930
<b>0,4102</b>	<b>1</b>	<b>52,67</b>	<b>53,423</b>	<b>60,422</b>
0,3031	2	29,44	34,795	40,837
0,2002	3	13,55	19,993	24,735
0,0812	4	3,72	9,133	12,731

Tableau 7  
vecteur de cointégration  
modèle 1

<i>ep</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	<i>inv</i>	<i>Δage3</i>	constante
-1	12,711	0,679	-0,009	2,125	-1,173
Force de rappel : $\alpha = -0,153 (-2,100)$					

Tableau 8  
Tests d'exclusion et de stationnarité (1952:01-2000:01)  
VAR(2), constante restreinte à la relation de cointégration, 1 relation de cointégration  
modèle 1

	Valeur critique (5%)	<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	<i>inv</i>	<i>Δage3</i>	constante
Exclusion	3,84	8,09	6,75	4,81	<b>0,00</b>	<b>0,02</b>	<b>0,63</b>
Stationnarité	11,07	21,86	28,83	21,30	21,74	27,76	

Nous reconduisons la procédure d'estimation du nombre de vecteurs cointégrants en excluant la variable démographique de la relation de cointégration<sup>11</sup>. Nous retenons la même

<sup>11</sup> Nous avons également procédé à l'estimation des vecteurs de cointégration en retenant la variable démographique en niveau, *age3*, bien que cette variable soit intégrée à l'ordre 2 (modèle 1bis). Les résultats de cette estimation figurent en annexe. Les tests d'exclusion indiquent que les variables *age3*, *inv* et la constante n'interviennent pas dans la relation de cointégration. Le terme à correction d'erreur n'apparaît pas de plus significatif.

spécification à court terme que précédemment. Les variables susceptibles de composer le vecteur de cointégration sont maintenant : *ep*, *cpi*, *voly*, *inv*. Le nombre de retards retenu est de 4 dans une écriture auto-régressive. La constante est toujours contrainte à l'espace de cointégration. Au seuil de 1%, le test de la trace indique l'existence d'une seule relation de cointégration (tableau 9).

Tableau 9  
Estimation du nombre de vecteurs cointégrants (1952:01-2000:01)  
VAR(4), constante restreinte aux relations de cointégration  
modèle 2 : [*epm cpi voly inv*]

Valeurs propres	H0	Test de la Trace		
		Statistique	Valeurs critiques	
			5%	1%
0,6543	0	79,72	53,423	60,422
<b>0,4242</b>	<b>1</b>	<b>35,12</b>	<b>34,795</b>	<b>40,837</b>
0,1546	2	11,93	19,993	24,735
0,1096	3	4,88	9,133	12,731

Le vecteur cointégrant identifié apparaît dans le tableau 10 (modèle 2). Les coefficients ont les signes attendus. La force de rappel vers la cible de long terme apparaît élevée (-0,638) et très significative ( $t = -8,136$ ). Les tests d'exclusion montrent, au seuil de 5%, que toutes les variables interviennent dans l'espace de cointégration<sup>12</sup> (tableau 11).

Les deux tests multivariés du multiplicateur de Lagrange (à l'ordre 1 et 4) témoignent de l'absence de corrélation temporelle des résidus. Ces résidus apparaissent homoscedastiques au regard du test ARCH. Le  $R^2$  est de 0,93.  $LM(4) = 13,57$  ( $p = 0,63$ ) ;  $LM(1) = 8,85$  ( $p = 0,92$ ) ;  $ARCH(4) = 4,529$  ( $p = 0,34$ ).

Tableau 10  
vecteur de cointégration  
modèle 2

<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	<i>inv</i>	constante
-1	16,114	0,309	-0,197	-2,648
Force de rappel : $\alpha = -0,638$ (-8,136)				

<sup>12</sup> Au seuil de 2,5%, la variable *inv* peut être exclue (valeur critique = 5,02).

Tableau 11  
 Tests d'exclusion et de stationnarité (1952:01-2000:01)  
 VAR(4), constante restreinte à la relation de cointégration, 1 relation de cointégration  
 modèle 2

	Valeur critique (5%)	<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	<i>inv</i>	constante
Exclusion	3,84	20,23	19,44	4,17	3,92	12,14
Stationnarité	9,49	37,52	37,98	37,92	37,64	

Nous avons également estimé le modèle à correction d'erreur en ne retenant dans l'espace de cointégration que les trois variables *ep*, *cpi*, *voly*, afin de considérer l'influence des deux variables macroéconomiques (modèle 3). Le détail des résultats de cette estimation apparaît en annexe. Le test de la trace indique un seul vecteur de cointégration. La force de rappel vers la cible de long terme apparaît élevée (-0,648).

Nous avons mené une dernière estimation sur données annuelles en reprenant la même spécification que dans le modèle 2 (*ep*, *cpi*, *voly*, *inv*) mais en intégrant à court terme la variable démographique *age2*<sup>13</sup> qui est stationnaire. Le détail des résultats figure en annexe. Le test de la trace indique un vecteur de cointégration unique. Le coefficient de la variable démographique apparaît négatif (-8,395) et fortement significatif (t=-10,379), ce qui correspond à nos *à-priori* théoriques. Cette spécification (modèle 4) permet de plus d'augmenter la force de rappel vers la cible de long terme (-0,917 avec t=-10,362). Nous utiliserons ces différents modèles lors des simulations dynamiques à des fins comparatives.

#### *Estimation sur données trimestrielles.*

Sur données trimestrielles, le nombre de retards retenu est de 6 dans une écriture auto-régressive. La spécification à court terme est :  $ge_{t-1}$ ,  $rtb$ ,  $rtb_{t-1}$ ,  $rtb_{t-2}$ . Le test de la trace indique l'existence d'une seule relation de cointégration au seuil de 1% (tableau 12). Nous avons contraint le terme constant à ne figurer que dans la relation de cointégration.

L'estimation du vecteur de cointégration apparaît dans le tableau 13. Les signes des coefficients apparaissent identiques à ceux estimés sur données annuelles (modèle 2). La force de rappel vers la cible de long terme est de -0,058 et apparaît significative (t=-3,818). Le R<sup>2</sup> est de 0,532. Les deux tests multivariés du multiplicateur de Lagrange conduisent au rejet de

<sup>13</sup> Nous avons également procédé aux estimations en retenant les variables *age1* et  $\Delta^2age3$ , les coefficients apparaissaient toujours négatifs. La variable, *age2*, retenue présentait une plus grande significativité.

l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus. Ces résidus sont homoscedastiques au regard du test ARCH. LM(4) = 23,51 (p =0,10) ; LM(1) = 14,32 (p=0,57) ; ARCH(6) = 4,563 (p = 0,601).

Tableau 12  
Estimation du nombre de vecteurs cointégrants (1952:01-2001:02)  
VAR(6), constante restreinte aux relations de cointégration  
modèle trimestriel : [*epm cpi voly inv*]

Valeurs propres	H0	Test de la Trace		
		Statistique	Valeurs critiques	
			5%	1%
0,1522	0	57,86	53,423	60,422
<b>0,0807</b>	<b>1</b>	<b>26,49</b>	<b>34,795</b>	<b>40,837</b>
0,0481	2	10,49	19,993	24,735
0,0059	3	1,12	9,133	12,731

Tableau 13  
vecteur de cointégration  
modèle trimestriel

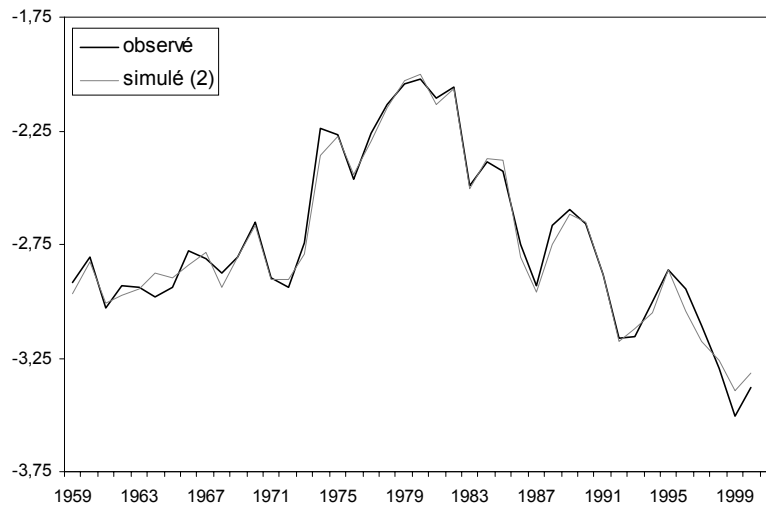
<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	<i>inv</i>	constante
-1	20,758	0,094	-0,400	-3,920
Force de rappel : $\alpha = -0,058 (-3,818)$				

## 6. Simulations dynamiques

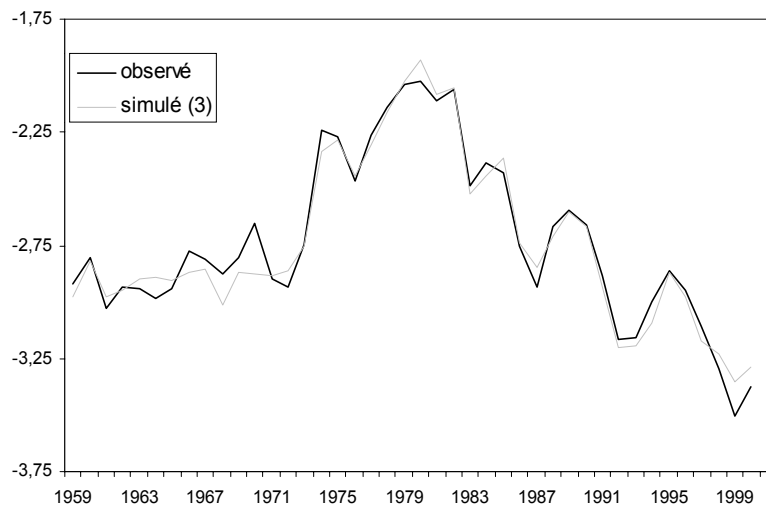
Nous procédons enfin à des simulations dynamiques des modèles à correction d'erreurs. Ces simulations nous permettent d'appréhender le ratio de valorisation, *ep*, en niveau. Les simulations ont été menées sur les modèles 2,3 et 4 en données annuelles sur l'ensemble de la période (graphiques 1,2,3). La simulation en données trimestrielles a été effectuée sur la période 1971:01-2001:02 (graphique 4). Au regard des simulations, nos estimations paraissent assez robustes. On remarque une sur-estimation en fin de période (1996-2000) mais qui peut être compatible avec une surévaluation du marché boursier américain sur cette période.

L'ampleur de la sur-estimation apparaît cependant différente selon les modèles retenus. Le modèle 3 qui intègre la variable démographique, *age2*, à court terme, semble plus proche du ratio de valorisation observé, *ep*, sur cette fin de période.

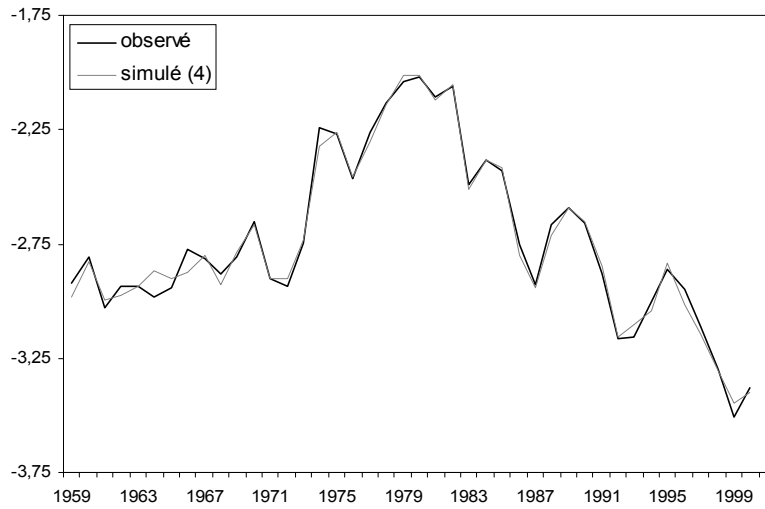
Graphique 1  
Modèle 2 : [*ep cpi voly inv*]



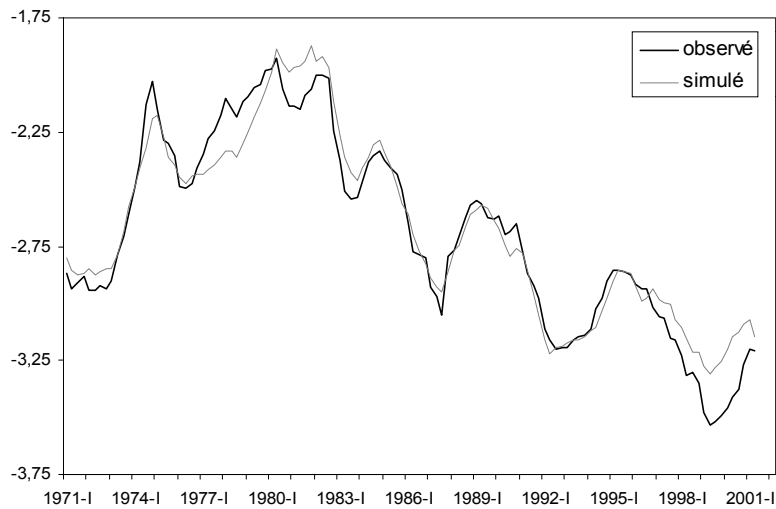
Graphique 2  
Modèle 3 : [*ep cpi voly*]



Graphique 3  
 Modèle 4 : [*ep cpi voly inv*]  
 avec *age2* à court terme



Graphique 4  
 Modèle 5 : [*ep cpi voly inv*]  
 données trimestrielles



## 7. Conclusion

Au regard des tests de stationnarité et de racine unitaire pratiqués, les ratios D/P et E/P sont intégrés d'ordre 1 sur la période 1952-2001. Ces ratios ne présentent donc pas de moyenne constante dans le temps. Ce résultat contredit l'analyse de Campbell et Shiller (2001) selon laquelle les ratio D/P et E/P ne peuvent s'éloigner durablement de leur moyenne historique.

Selon le modèle théorique du prix des actifs boursiers, ces ratios sont déterminés par le taux d'intérêt réel, par le taux de croissance des profits ou des dividendes et par la prime de risque exigée par les investisseurs qui n'est pas observable directement. Or les séries des taux d'intérêts réels et des taux de croissance des profits et dividendes apparaissent stationnaires, ce qui signifie, dans l'hypothèse d'absence de bulle, que la prime de risque possède une racine unitaire.

Nous avons donc estimé implicitement la prime de risque pour expliquer le ratio E/P par l'intermédiaire des tests de cointégration. La réduction du ratio profit-cours boursier depuis la décennie 1980 s'explique essentiellement par la réduction de l'inflation et la réduction de la volatilité du PIB.

Des travaux récents ont mis en évidence un déclin sensible de la volatilité du PIB aux Etats-Unis depuis 1984 qui s'est réduite de 50% par rapport à la période de l'après seconde guerre mondiale. Trois types d'hypothèses sont avancés pour expliquer ce phénomène : i) la chance ; ii) de bonnes politiques économiques ; iii) un changement structurel. Les avocats de la première explication avancent que le déclin de la volatilité résulte d'une réduction des chocs qui touchent l'économie (par exemple Ahmed, Levin, and Wilson, 2000). Cela signifie que la volatilité peut augmenter à tout moment. Les avocats de l'hypothèse des « bonnes politiques économiques » avancent que c'est la conduite de la politique monétaire par une meilleure stabilisation de l'économie qui explique la réduction de la volatilité (par exemple Clarida, Galí, et Gertler, 2000). Enfin, pour certains auteurs, la réduction de la volatilité du PIB serait structurelle car elle apparaît dans plusieurs secteurs de l'économie<sup>14</sup> (par exemple Kim, Nelson et Piger, 2001). Si ces deux dernières hypothèses sont justes, la réduction de la volatilité du PIB serait permanente<sup>15</sup>.

Aussi, la faible inflation de la décennie 1990 s'est révélée comme l'une des caractéristiques du dernier cycle de croissance. Il existe plusieurs explications à ce faible niveau de l'inflation. Une première explication voit dans la globalisation et l'intensification de la concurrence, une force qui tend à limiter les hausses de prix (par exemple, Brayton, Roberts et Williams, 1999). Aussi, la crédibilité de la politique de la Réserve Fédérale de lutte contre l'inflation réduirait l'inflation anticipée et limiterait l'augmentation des prix par les

---

<sup>14</sup> Kahn, McConnell and Perez-Quiros (2002) avancent que le développement des Technologies de l'Information et de la gestion des stocks est une des principales causes de la réduction de la volatilité. Leur analyse se fonde sur le fait que la volatilité de la production s'est réduite relativement à la volatilité des ventes.

<sup>15</sup> L'évolution récente du PIB suggère une récession assez peu marquée puisque la baisse cumulée du PIB sur les trois premiers trimestres 2001 apparaît plus faible que celle observée en moyenne lors des récessions précédentes (Note de conjoncture internationale de l'INSEE, Direction de la Prévision, Octobre 2002). Après ces trois trimestres de récession, l'économie américaine a enregistré une forte croissance au dernier trimestre 2001 (2,7% en r.a) et sur les trois premiers trimestres de 2002 (5,0% ; 1,3% ; 4,0% en r.a) selon le BEA.

producteurs. La faible inflation de la décennie 1990 s'expliquerait également par une réduction du NAIRU (Katz et Krueher, 1999). La réduction du taux de chômage non-inflationniste s'expliquerait par l'évolution de la population active (vieillesse, augmentation de la population carcérale) et la fragilisation de la position des salariés en raison de la réforme de l'assurance-chômage, du développement du temps partiel et du pouvoir de négociation déclinant des syndicats. Enfin, certains avancent que l'économie américaine a eu de la « chance » en bénéficiant de la réduction des prix de l'énergie et de l'amélioration des termes de l'échange avec un dollar fort sur cette période (par exemple, Gordon, 1998).

Si la présence de l'inflation dans les déterminants de la valorisation des actions est largement documentée dans la littérature empirique, l'explication théorique demeure fragile. Cette relation reflète en premier lieu une prime de risque contre l'inflation pour les actions. Aussi, Fama (1981) avance qu'une inflation importante induit une plus faible activité économique réelle attendue et/ou une incertitude sur la conduite future des politiques monétaire et budgétaire qui conduit les investisseurs à réclamer une prime de risque plus importante. Modigliani et Cohn (1979) suggèrent que les investisseurs souffrent d'une « illusion monétaire ». Les investisseurs, d'une part, utiliseraient le taux d'intérêt nominal lorsqu'ils actualisent les dividendes réels futurs et, d'autre part, sous-évalueraient les dividendes futurs en omettant de corriger la baisse de la valeur réelle de la dette des entreprises. Nous suggérons également que l'inflation joue dans une certaine mesure sur les anticipations de la conduite de la politique monétaire et donc sur le taux sans risque.

Nos résultats montrent également que l'évolution de la structure démographique influence le rendement des actions aux Etats-Unis à court-terme. L'influence des variables démographiques apparaît cependant modeste comparativement à l'influence du risque macro-économique identifié (volatilité du PIB et inflation). Ce résultat relativise l'hypothèse dite du « meltdown »<sup>16</sup> 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 réduction des cours boursiers au moment de la retraite et de la désaccumulation.

---

<sup>16</sup> Voir Poterba (2001) pour une revue de la littérature théorique sur le sujet.

## Références Bibliographiques

Abel A. (1999), « The Effects of a Baby Boom on Stock Prices and Capital Accumulation in the Presence of Social Security », mimeo, Wharton School, University of Pennsylvania.

Abel A. (2001), « Will Bequests Attenuate the Predicted Meltdown in Stock Prices When Baby Boomers Retire ? », NBER Working Paper 8131, February.

Ahmed S., Levin A. and Wilson B. (2001), « Recent U.S. Macroeconomic Stability : Good Luck, Good Policies, or Good Practices ? », The Board of Governors of the Federal Reserve System, January.

Ameriks J., Zeldes S. (2000), « How Do Household Portfolio Shares Vary with Age ? », TIAA-CREF Institute Working Paper, September.

Ando A., Modigliani F. (1963), « The “Life Cycle” Hypothesis of Saving : Aggregate Implications and Tests », *American Economic Review*, 53.

Asness C. (2000), « Stock versus Bonds : Explaining the Equity Risk Premium », *Financial Analysts Journal*, 56(2), p. 96-113.

Balke N., Wohar M. (2002), « Low Frequency Movements in Stock Prices: A State-Space Decomposition », *Review of Economics and Statistics*, 84(4), August.

Blanchard O. (1993), « Movements in the equity premium », *Brookings Papers on Economic Activity*.

Blanchard O., Simon J. (2001), « The Long and Large Decline in US Output Volatility », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.1, p.135-174.

Brayton F., Roberts J. and Williams J. (1999), « What's Happened to the Phillips Curve ? », The Board of Governors of the Federal Reserve System, FEDS Paper 1999-49.

Brooks R. (2000), « Life Cycle Portfolio Choice and Asset Market Effects of the Baby Boom », mimeo, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Brumberg R., Modigliani F. (1954), « Utility Analysis and The Consumption Function : An Interpretation of Cross-Section Data », in Kurihara, *Postkeynesian Economics*, Rutgers University Press.

Campbell J., Shiller R. (2001), « Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook : An Update », NBER Working Paper 8282.

Campbell J., Shiller R (1988a), « The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors », *Review of Financial Studies*, vol.1, p. 195-227.

Campbell J., Shiller R (1988b), "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends", *Journal of Finance* 43, 661 – 76.

Campbell J., Andrew Y., Lo W. and MacKinlay G. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton, N. J. : Princeton University Press.

Choi J., Laibson D., Metrick A. (2000), « Does the Internet Increase Trading ? Evidence from Investor Behavior in 401(k) Plans », NBER Working Paper 7878.

Clarida R., Gali J. and Gertler M. (2000), « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability : Evidence and Some Theory », *Quarterly Journal of Economics*, n° 115, p. 147-180.

Danthine J-P., Donaldson J. (1986), « Inflation and Asset Prices in an Exchange Economy », *Econometrica*, 54(3), p. 585-605

Engle R., Granger C. (1987), « Co-integration and error correction : Representation, estimation, and testing », *Econometrica*, 55(2), March, p. 251-276.

Fama E. (1981), « Stock returns, real activity, inflation, and money », *American Economic Review*, 71(4), September, p. 545-565.

Federal Reserve Board of Governors (1946-2000), « Flow of Funds Accounts of the United States », Statistical release, Washington, D.C. : Board of Governors of the Federal Reserve System.

Glassman J., Hassett K. (1999), *Dow 36 000*, New York : Times Business.

Gordon R. (1998), « Foundations of the Goldilocks Economy : Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.2, p. 297-333.

Katz L., Krueger A. (1999), « The High-Pressure U.S. Labour Market of the 1990s », *Brookings Papers on Economic Activity*, no 1, p. 1-65.

Hamilton J. (1994), *Time series Analysis*, Princeton, NJ : Princeton University Press.

Hansen B. (1992), « Testing for Parameter Instability in Linear Models », *Journal of Policy Modeling*, 14(4), p. 517-533.

Kahn J., McConnell M. and Perez-Quiros G. (2000), « Inventories and the Information Revolution : Implications for Output Volatility », Federal Reserve Bank of New York, December.

Kim C., Nelson C. (1999), « Has the U.S. Economy Become More Stable ? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle », *Review of Economics and Statistics*, 81(4), November, p. 608-616.

Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P. and Shin Y. (1992), « Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root », *Journal of Econometrics*, 54(1-3), October-December, p. 159-178.

Lamont O. (1998), « Earnings and Expected Returns », *Journal of Finance*, vol.53, p. 1563-1587.

- McConnell M., Perez-Quiros G. (2000), « Output Fluctuations in the United States : What has Changed Since the Early 1980s ? », *American Economic Review*, 90(5), December, p. 1464-1476.
- Modigliani, F., Cohn R. (1979), « Inflation, rational valuation and the market », *Financial Analysts Journal*, p. 24–44, March-April.
- Perron P. (1997), « Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables », *Journal of Econometrics*, vol.80, p. 355-385.
- Phillips and Perron P. (1988), « Testing for a Unit Root in Time Series Regressions », *Biometrika*, vol.75, p. 335-346.
- Poterba J. (2001), « Population Age Structure and Asset Returns: An Empirical Investigation », *The Review of Economics & Statistics*, 83(4), p. 565-584.
- Said S., Dickey D. (1984), « Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order », *Biometrika*, vol.71, p. 599-607.
- 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, N.J.: Princeton University Press.
- Shiller R. (1981), « Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends ? », *American Economic Review*, vol.71, p. 421-436.
- Siegel J. (1999), «The Shrinking Equity Premium», *Journal of Portfolio Management*, Fall.
- Timmermann A. (1995), « Cointegration Tests of Present Value Models with a Time-Varying Discount Factor », *Journal of Applied Econometrics*, vol.10, p. 17-31.
- Williams J. (1938), *Theory of Investment Value*, Cambridge, Massachusetts : Harvard University Press.
- Yoo P. (1994), « Age Dependent Portfolio Selection », Working Paper 94-003A, Federal Reserve Bank of St. Louis.

## Annexe 1 : estimations alternatives

Modèle 1bis : [*ep cpi voly inv age3*]

Estimation du nombre de vecteurs cointégrants (1952:01-2000:01)  
VAR(2), constante restreinte aux relations de cointégration

Valeurs propres	H0	Test de la Trace		
		Statistique	Valeurs critiques	
			5%	1%
0,5321	0	85,62	75,737	83,930
<b>0,3861</b>	<b>1</b>	<b>52,20</b>	<b>53,423</b>	<b>60,422</b>
0,3123	2	30,73	34,795	40,837
0,1753	3	14,26	19,993	24,735
0,1232	4	5,79	9,133	12,731

vecteur de cointégration

<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	<i>inv</i>	<i>age3</i>	constante
-1	14,943	1,238	-0,381	-1,917	2,050
force de rappel : $\alpha = -0,052 (-0,821)$					

Tests d'exclusion et de stationnarité (1952:01-2000:01)  
VAR(2), constante restreinte à la relation de cointégration, 1 relation de cointégration  
(*epm, cpi, voly, inv,  $\Delta$ age3*)

	Valeur critique	<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	<i>inv</i>	<i>age3</i>	constante
Exclusion	3,84	3,91	5,26	10,80	<b>1,61</b>	<b>1,75</b>	<b>1,87</b>
Stationnarité	11,07	24,23	28,68	23,72	21,88	22,91	

Modèle 3: [epm, cpi, voly]

Estimation du nombre de vecteurs cointégrants (1952:01-2000:01)  
 VAR(4), constante restreinte aux relations de cointégration

Valeurs propres	H0	Test de la Trace		
		Statistique	Valeurs critiques	
			5%	1%
0,4772	0	42,37	34,795	40,837
<b>0,1838</b>	<b>1</b>	<b>15,13</b>	<b>19,993</b>	<b>24,735</b>
0,1454	2	6,60	9,133	12,731

vecteur de cointégration

<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	constante
-1	12,325	0,492	-1,624
Force de rappel : $\alpha = -0,648 (-5,797)$			

Tests d'exclusion et de stationnarité (1952:01-2000:01)  
 VAR(2), constante restreinte à la relation de cointégration, 1 relation de cointégration  
 (*epm, cpi, voly, inv*)

	Valeur critique (5%)	<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	constante
Exclusion	3,84	17,11	18,16	18,09	10,53
Stationnarité	7,81	19,32	21,97	20,03	

$$R^2 = 0,871$$

$$LM(4) = 6,59 \text{ (p-value = 0,68)}$$

$$LM(1) = 2,43 \text{ (p-value = 0,98)}$$

$$ARCH(4) = 3,867 \text{ (p-value = 0,42)}$$

Modèle 4 : [*epm cpi voly inv*] + *age2* à court terme

Estimation du nombre de vecteurs cointégrants (1952:01-2000:01)  
VAR(4), constante restreinte aux relations de cointégration

Valeurs propres	H0	Test de la Trace		
		Statistique	Valeurs critiques	
			5%	1%
0,7437	0	87,92	53,423	60,422
<b>0,4195</b>	<b>1</b>	<b>30,75</b>	<b>34,795</b>	<b>40,837</b>
0,1310	2	7,91	19,993	24,735
0,0468	3	2,01	9,133	12,731

vecteur de cointégration

<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	<i>inv</i>	constante
-1	9,781	0,171	-0.104	-9,953
Force de rappel : $\alpha = -0,917$ (-10,362)				

Tests d'exclusion et de stationnarité (1952:01-2000:01)  
VAR(4), constante restreinte à la relation de cointégration, 1 relation de cointégration

	Valeur critique (5%)	<i>epm</i>	<i>cpi</i>	<i>voly</i>	<i>inv</i>	constante
Exclusion	3,84 <sup>+</sup>	33,11	27,59	4,27	3,59	17,33
Stationnarité	9,49	52,28	47,10	45,91	52,01	

<sup>+</sup> valeur critique à 10% = 2,71.

Coefficient *age2* = -8,395 (-10.379)

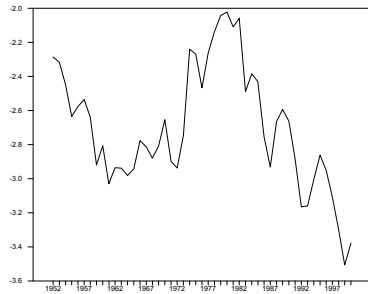
$R^2 = 0,95$

LM(4)=15,28 (p-value =0,50)

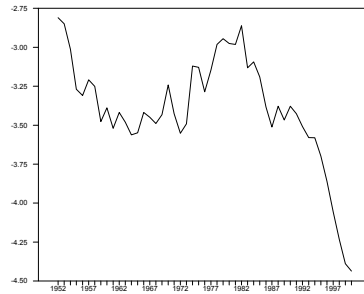
LM(1) = 10,13 (p-value = 0,86)

ARCH(4) = 8,633 (p-value = 0,07)

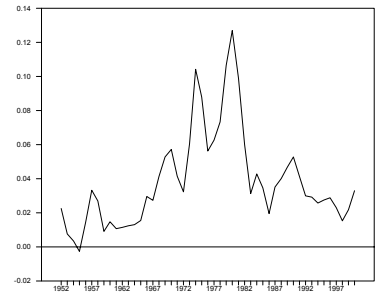
## Annexe 2 : variables



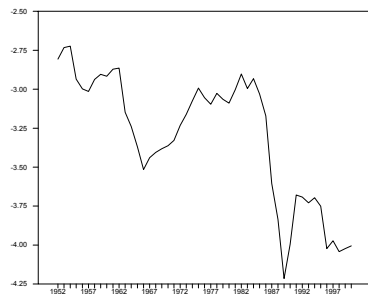
*ep*



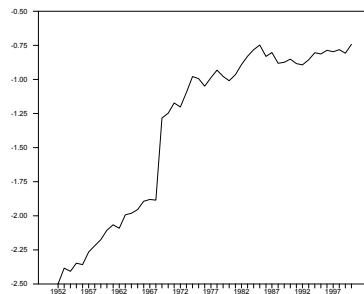
*dp*



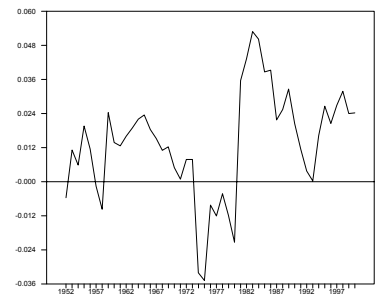
*cpi*



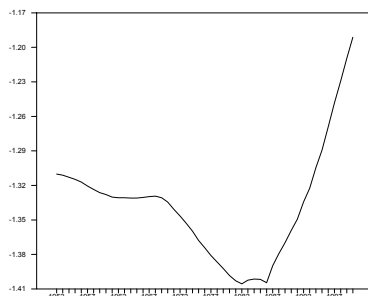
*voly*



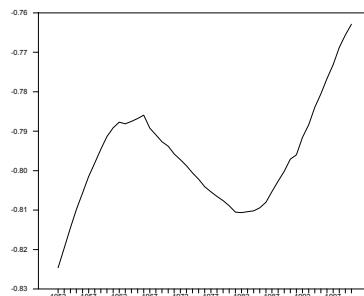
*inv*



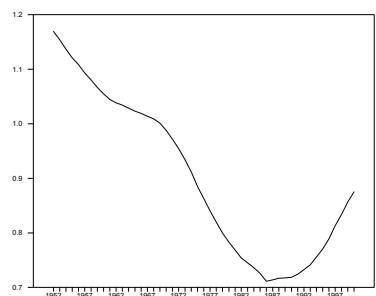
*rtb*



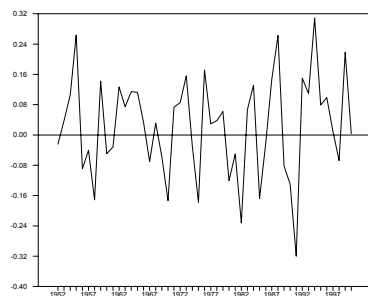
*age1*



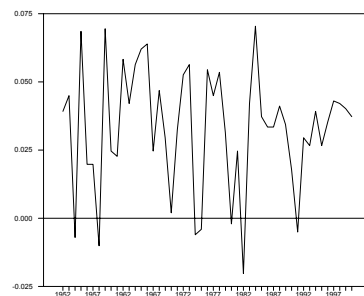
*age2*



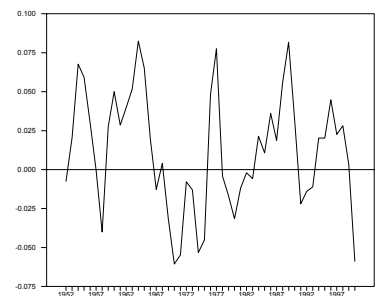
*age3*



*ge*



*gy*



*gd*

### Annexe 3 : Description des données

Variables en logarithme	Description	Source
<i>dp ; ep</i>	Moyenne des ratios mensuels D/P et E/P. D et E sont les moyennes trimestrielles des dividendes et profits sur un an.	Données disponibles sur le site personnel de Robert Shiller : <a href="http://www.econ.yale.edu/~shiller/">http://www.econ.yale.edu/~shiller/</a>
<i>gy</i>	taux de croissance du PIB réel annualisé	BEA
<i>ge, gd</i>	taux de croissance annualisé du profit et du dividende par action de l'indice S&P 500	Shiller
<i>rtb</i>	Taux des billets de trésorerie à 3 mois déflaté de l'inflation annualisée	Board of Governors of the Federal Reserve System
<i>volsp</i>	Ecart-type moyen du rendement ex-post mensuel du S&P500 sur période glissante de 20 ans	Calculs de l'auteur à partir des données de Shiller et de la méthodologie de Asness (2000)
<i>inv</i>	Part des actions détenue par les mutual funds, les fonds de pensions, les compagnies d'assurance et autres	Flow of Funds Table L.213 (lignes 8 à 18)
<i>cpi</i>	Taux d'inflation annualisé (CPI all urban Consumers)	BLS
<i>age1 ; age2 ; age3</i>	Part des 40-64 ans dans la population ; Age moyen des plus de 19 ans ; Ratio 40-64 ans / plus de 64 ans	CPS Reports P25-1130 de l'U.S. Census Bureau in Poterba (2001).