

ALAIN ABOU

GEORGES PRAT

**Formation des anticipations boursières, « consensus
» versus opinions individuelles**

Journal de la société statistique de Paris, tome 138, n° 2 (1997),
p. 13-22

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1997__138_2_13_0

© Société de statistique de Paris, 1997, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques

<http://www.numdam.org/>

I
ARTICLES
FORMATION DES
ANTICIPATIONS BOURSIÈRES

“consensus” versus opinions individuelles

Alain ABOU et Georges PRAT¹

CNRS, MODEM et Université Paris X-Nanterre

Résumé

L'article montre qu'un modèle mixte, le MILERA, représentant une moyenne pondérée des trois processus anticipatifs traditionnels (extrapolatif, régressif et adaptatif), fournit une explication satisfaisante des prévisions boursières (indice S&P industriel) du panel d'experts de l'enquête Livingston sur la période 1952 à 1989. Ce résultat est obtenu à la fois sur la chronique du “consensus” (moyenne des prévisions) et sur l'empilement de l'ensemble des réponses individuelles. En outre, une nette dominance des processus régressif et adaptatif par rapport au processus extrapolatif est mise en évidence : les anticipations de “l'expert représentatif” paraissent ainsi globalement stabilisantes pour le marché des actions.

Abstract

ON STOCK PRICE EXPECTATIONS FORMATION :

“CONSENSUS” VERSUS MICRODATA

Using econometric methods appropriate with time varying microdata provided since 1952 by Joseph LIVINGSTON's survey, this paper aims to analyse the expectational process for stock prices at the NYSE (Standard and Poor's Industrial Index). We show that the experts who answer to this survey use a weighted average of the three traditional expectational processes (that is the ERAMLI : Extrapolative, Regressive and Adaptive Model with Limited Information). This result prevails whatever we use, “consensus” data or pooled microdata. As regressive and adaptive processes appear to be the dominant ones, we conclude that expectations play a stabilizing role for the stock market.

Classification JEL : C5, D84, E44, G12.

N.D.R.C. :

Georges PRAT est un ancien Président de la Société de Statistique de Paris.

1. CNRS, MODEM et Univ. Paris X-Nanterre, Bât. G, 200, av. de la République, 92001 Nanterre cedex. Les auteurs remercient vivement le rapporteur anonyme du JSSP pour ses critiques constructives sur une première version de l'article, ce dernier ayant par ailleurs fait l'objet d'une communication aux 13^{èmes} Journées de Microéconomie Appliquée (Liège, Juin 1996).

INTRODUCTION

Puisque le modèle standard d'évaluation des actions fait dépendre le prix de marché du prix anticipé, la réponse à la question de savoir comment se forment les anticipations du prix des actions revêt un intérêt essentiel pour la théorie financière. Les travaux antérieurs sur cette question montrent que :

1 – l'hypothèse d'anticipations rationnelles est drastiquement rejetée, que l'analyse porte sur l'ensemble des experts, les groupes d'experts ou les experts eux-mêmes (ABOU et PRAT [1995]) ;

2 – les estimations effectuées sur la chronique du "consensus" (moyenne des prévisions) conduisent au rejet des processus traditionnels (adaptatif, extrapolatif et régressif) lorsqu'ils sont considérés isolément (voir PRAT [1994] pour les enquêtes de LIVINGSTON portant sur l'indice S&P ; MACDONALD et MARSH [1993] pour l'indice CAC des actions sur le marché parisien) ;

3 – par contre, en utilisant le "consensus" de LIVINGSTON, PRAT [1994] a validé l'hypothèse d'une forme mixte pondérant les trois processus élémentaires dans le cadre d'un Modèle à Information Limitée, Extrapolatif, Régressif et Adaptatif (le MILERA).

Le rejet de l'hypothèse d'anticipations rationnelles invite donc à rechercher les processus anticipatifs « effectifs ». A cet égard, il convient de souligner le fait qu'il n'existe pas d'estimation des processus anticipatifs traditionnels sur données individuelles², qu'ils soient pris isolément ou simultanément. Cet article s'attache à la question de savoir si l'estimation d'un MILERA sur l'ensemble des prévisions individuelles du panel de LIVINGSTON confirme ou non le résultat obtenu par PRAT [1994] avec le « consensus ». La réponse à cette question permet de mesurer l'importance des biais d'agrégation en comparant le processus moyen déduit des anticipations individuelles au processus déduit de la moyenne des anticipations. En outre, le nombre important d'observations rend possible une évaluation de la robustesse des estimations par un découpage de la période étudiée (décembre 1952 à juin 1989) en deux sous-périodes.

A cette fin, la première partie de l'article présente les données utilisées ainsi que la spécification retenue, tandis que les résultats obtenus font l'objet de la seconde partie.

2. A l'exception de l'étude de DOKKO et EDELSTEIN [1989], très critiquable en raison de la méthode retenue pour mesurer les variations anticipées (voir PRAT [1994]).

LES DONNÉES DISPONIBLES ET LE MODÈLE RETENU

Les valeurs anticipées de l'indice Standard and Poor's des actions industrielles (400 actions, marché au comptant) sont déduites de sondages d'opinion menés par Livingston depuis 1952 auprès de 50 à 70 experts (hommes d'affaires, économistes professionnels, banquiers, universitaires et autres) considérés comme des «spécialistes» de l'économie. En juin et décembre, ces experts révèlent leur opinion sur la valeur future de l'indice du cours des actions au terme des 6 et 12 mois suivant l'enquête³.

On pose :

${}^iSPI\tau(t)$: indice du cours des actions anticipé au mois t par l'individu i pour le mois $t + \tau$;

$SPI(t)$: indice du cours des actions observé (moyenne mensuelle des cours journaliers correspondant au mois t , "Standard and Poor's 400 Industrial Index") ;

avec : t : mois de l'enquête (juin, décembre) ;

τ : horizon de l'anticipation (6 mois ou 12 mois).

Les réponses se présentent sous la forme d'indices anticipés à un horizon de τ mois. Les taux de variation prévus en t sur les τ prochains mois sont estimés en rapportant l'indice anticipé à un indice de base ${}^iSPI(t)$. Ce dernier correspond au cours observé au moment où l'expert effectue sa prévision. Il y a donc en principe autant de bases qu'il y a d'agents, mais ces bases ne sont pas directement observables. En effet, pour une enquête donnée, on ne connaît pas le jour auquel chaque expert répond. Puisque les questionnaires sont adressés environ un mois avant le début du mois t de l'enquête, il est vraisemblable que certains individus répondent effectivement avant le mois t ou tout au début de ce mois, même s'ils transmettent leurs réponses plus tardivement. C'est pourquoi, afin de minimiser les biais de mesure sur les taux anticipés, la base retenue, $\overline{SPI}(t)$, est définie par une moyenne géométrique pondérée des cours journaliers observés pendant le mois de l'enquête et pendant le mois précédent :

$$\overline{SPI}(t) = SPI(t)^{1-\alpha} SPI(t-1)^\alpha \text{ avec } 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (1)$$

$$\Leftrightarrow \ln(\overline{SPI}(t)) = \ln(SPI(t)) - \alpha \ln(SPI(t)/SPI(t-1)) \quad (2)$$

Cette formulation revient implicitement à dater la base entre la mi-mai et la mi-juin (enquête de juin) ou entre la mi-novembre et la mi-décembre (enquête de décembre), ce qui est très conforme aux dates d'envoi et de retour des

3. Les questionnaires sont envoyés début mai et début novembre. Les réponses doivent en principe parvenir respectivement pour la mi-juin et la mi-décembre. En pratique, certaines réponses parviennent jusqu'à la fin du mois.

FORMATION DES ANTICIPATIONS BOURSIÈRES

questionnaires. Le taux de variation du cours des actions anticipé en t sur la période $(t, t + 6$ mois) est ainsi défini selon la formule suivante, où i désigne un expert :

$${}^i PT 6(t) = \ln ({}^i SPI 6(t) / \overline{SPI}(t)) \quad (3)$$

Les estimations présentées ci-après conduisent à retenir les prévisions des seuls agents ayant répondu pour les horizons de six et douze mois. En outre, afin d'éliminer une partie du bruit statistique qui affecte très généralement les données d'enquêtes (erreurs de compréhension et de saisie notamment), les 2 % de réponses auxquels sont associées les erreurs de prévision les plus grandes en valeur absolue ont été éliminées. Sur l'ensemble de la période étudiée, il reste ainsi les prévisions de quelques 162 experts, ce qui se traduit par 2108 données individuelles réparties sur 35 années (de décembre 1952 à juin 1989).

La question examinée ici est de savoir si un modèle à information limitée faisant intervenir simultanément les processus adaptatif, extrapolatif et régressif (le MILERA) peut fournir une base robuste pour rendre compte des anticipations boursières révélées par les enquêtes de LIVINGSTON. Deux remarques liminaires doivent être faites :

1 - le MILERA est par construction une spécification générale qui permet de tester différentes restrictions sur les paramètres, en particulier celles qui correspondent à toute combinaison des trois processus élémentaires; c'est pourquoi il est inutile de confronter chaque processus simple aux données de l'observation ;

2 - PRAT [1994] avait validé une première spécification du MILERA avec le "consensus" des prévisions à 12 mois. Depuis, PRAT et UCTUM [1995] ont réussi à "emboîter" les anticipations à 6 et 12 mois à partir d'une variante appliquée avec succès aux anticipations de change . La version du MILERA proposée ici affine cette seconde spécification.

Ce travail ne s'intéressant qu'à la modélisation des anticipations à 6 mois⁴, les processus extrapolatif (EXT), régressif (REG) et adaptatif (ADA) s'écrivent pour chaque individu i :

Les trois processus simples

$${}^i EXT : \quad {}^i PT 6(t) = \gamma \ln (\overline{SPI}(t) / SPI(t - 6)) + {}^i \varepsilon^E(t) \quad (4)$$

$$\begin{aligned} {}^i REG : \quad {}^i PT 6(t) = & \mu [\ln (\lambda {}^i SPI 12(t - 6) - \ln ({}^i SPI 6(t - 6)))] \\ & + \mu' [\ln (\lambda {}^i SPI 12(t) - \ln (\lambda {}^i SPI 12(t - 6)))] \quad (5) \\ & + [\ln ({}^i SPI 6(t - 6) - \ln \overline{SPI}(t))] + {}^i \varepsilon^R(t) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} {}^i ADA : \quad {}^i PT 6(t) = & (1 - \beta) [\ln ({}^i SPI 6(t - 6) - \ln \overline{SPI}(t))] + {}^i \varepsilon^A(t) \quad (6) \\ & \gamma \geq 0; \mu \geq 0; \mu' \leq 1; \lambda > 0; 0 \leq \beta \leq 1 \end{aligned}$$

4. Les anticipations à 12 mois seront traitées ultérieurement

FORMATION DES ANTICIPATIONS BOURSIÈRES

Le processus extrapolatif (4) signifie que le taux de variation anticipé pour les six prochains mois est proportionnel au taux de variation observé au cours des six derniers mois, durée correspondant au temps séparant deux enquêtes successives.

Le processus régressif (5) est représenté par un modèle à correction d'erreur simple (MCE) qui traduit l'hypothèse suivant laquelle l'indice anticipé à six mois s'ajuste progressivement sur la "cible" de long terme. Cette dernière est représentée, au facteur λ près, par l'indice anticipé à douze mois⁵. Il est facile de montrer que l'expression traditionnelle du processus régressif peut être regardée comme un cas polaire de la relation (5). Par contre, et contrairement au cas général, le modèle adaptatif ne peut être envisagé ici comme un cas particulier du MCE : les deux processus ne sont donc pas redondants.

Enfin, le processus adaptatif (6) correspond à la formulation traditionnelle de ce modèle⁶.

L'hypothèse d'un MILERA, suivant laquelle le taux de variation anticipé du cours des actions est une moyenne pondérée des trois processus simples, s'écrit :

$${}^iPT6 = a {}^iEXT + b {}^iREG + c {}^iADA \quad (7)$$

$$a + b + c = 1 \text{ et } a \geq 0; b \geq 0; \text{ et } c \geq 0$$

Les relations (2) à (7) permettent de déduire la forme réduite estimable suivante⁷ :

$${}^iPT6'(t) = \underset{>0}{A} EXT'(t) + \underset{>0}{B1} {}^iREG1(t) + \underset{>0}{B2} {}^iREG2(t) + \underset{>0}{C} {}^iADA'(t) + \underset{<0}{D} BASE(t) + \underset{?}{CTE} + \eta_i(t) \quad (8)$$

avec

$${}^iPT6'(t) = \ln ({}^iSPI6(t) / SPI(t))$$

$$[A] EXT'(t) = [a\gamma] \ln (SPI(t) / SPI(t-6))$$

$$[B1] {}^iREG1(t) = [b\mu] \ln ({}^iSPI12(t-6) / {}^iSPI6(t-6))$$

$$[B2] {}^iREG2(t) = [b\mu'] \ln ({}^iSPI12(t) / {}^iSPI12(t-6))$$

$$[C] {}^iADA'(t) = [b+c(1-\beta)] \ln ({}^iSPI6(t-1) / SPI(t))$$

$$[D] BASE(t) = -[\alpha(1+b+c+a\gamma-c\beta)] \ln (SPI(t) / SPI(t-1))$$

$$[CTE] = [b\mu \ln \lambda]$$

5. Ce MCE s'écrit classiquement :

$$\ln {}^iSPI6(t) - \ln {}^iSPI6(t-6) = \mu [\ln(\lambda {}^iSPI12(t-6)) - \ln ({}^iSPI6(t-6))] + \mu' [\ln(\lambda {}^iSPI12(t)) - \ln(\lambda {}^iSPI12(t-6))]$$

On en déduit la relation (5) qui est formellement équivalente.

6. Rappelons l'écriture standard du processus adaptatif :

$$\ln {}^iSPI6(t) - \ln {}^iSPI6(t-6) = \beta [\ln \bar{SPI}(t) - \ln {}^iSPI6(t-6)] + {}^i\varepsilon^A(t)$$

Cette relation est formellement équivalente à (6).

7. Le symbole associé à certaines grandeurs traduit grâce à la relation (2) la substitution de $SPI(t)$ à la base $\bar{SPI}(t)$.

On doit souligner ici les quatre points suivants :

1 – Les paramètres composites A , $B1$, $B2$ et C sont exprimés en fonction des paramètres structurels qui caractérisent les processus et leurs pondérations. Les signes attendus de ces paramètres étant connus, on en déduit que le signe attendu des quatre paramètres composites est positif. Quant au paramètre D , son signe attendu est négatif puisque l'on a $\alpha \geq 0$ et $1+b+c+a\gamma > c\beta$. Enfin, le signe de la constante de calage CTE correspond au signe de $\ln \lambda$ puisque b et μ sont positifs ; il en résulte que le signe de CTE reste indéterminé car l'indice anticipé à douze mois peut être un indicateur par excès ($\ln \lambda < 0$) ou par défaut ($\ln \lambda > 0$) de la cible. Remarquons bien que les paramètres D et CTE peuvent prendre des valeurs nulles sans pour autant infirmer l'un des processus intervenant dans le MILERA. Un tel résultat signifierait simplement que l'indice de base servant au calcul du taux anticipé est celui correspondant à la moyenne du mois de l'enquête ($\alpha = 0$) et que la cible de long terme peut être représentée sans biais par l'indice anticipé à 12 mois ($\ln \lambda = 0$)

2 – Dans la présentation qui a été faite, les processus sous-jacents au MILERA sont supposés être du premier ordre. Cela peut être facilement généralisé à l'ordre $n > 1$. Il suffit de considérer les valeurs retardées jusqu'à n périodes des termes de droite des équations (4), (5) et (6). Bien que par souci de simplicité la spécification (8) se limite à des processus du premier ordre, les hypothèses correspondant à $n > 1$ ont été testées économétriquement. En fait, on a systématiquement identifié un processus du premier ordre.

3 – Les trois processus simples ne comportent pas en principe de constante de calage. On peut néanmoins leur adjoindre une telle constante afin de traduire des caractéristiques individuelles spécifiques, comme par exemple le degré d'optimisme et les erreurs de mesure systématiques. Comme le MILERA incorpore par construction une constante de calage qui rend compte d'un biais sur la cible de long terme, l'introduction d'une constante dans chaque processus élémentaire ne change donc rien aux estimations économétriques : seule l'interprétation de la valeur estimée du terme de calage CTE serait modifiée.

4 – Dans l'équation (8), à la fois la variable endogène ${}^iPT6'$ et les variables exogènes EXT' , ADA' et $BASE$ contiennent le cours observé $SPI(t)$, ce qui représente une source de corrélation artificielle. C'est pourquoi chaque estimation de (8) a été systématiquement "doublée" par un ajustement dans lequel l'endogène devient le niveau anticipé du cours ($\ln {}^iSPI6(t)$), le cours observé $\ln SPI(t)$ figurant désormais dans la liste des variables exogènes. Cet ajustement évite toute possibilité de corrélation nécessaire et permet en outre de tester l'hypothèse d'égalité à l'unité du coefficient de régression associé à la variable $\ln SPI(t)$: le rejet de cette hypothèse impliquerait un défaut de spécification du MILERA. De fait, les estimations révèlent que ce coefficient est toujours non significativement différent de l'unité. Ceci montre que les résultats obtenus avec l'équation (8) ne doivent rien à un éventuel artefact statistique et que la spécification retenue est admissible.

RÉSULTATS ECONOMETRIQUES

L'hypothèse sous-jacente est que tous les individus utilisent le même modèle. On cherche alors à estimer les paramètres $A, B1, B2, C, D$ et CTE ajustant au mieux l'ensemble des réponses individuelles. Le tableau 1 donne les résultats obtenus sur la période allant de décembre 1952 à juin 1989, ainsi que pour une partition en deux sous-périodes comprenant le même nombre d'observations : de décembre 1952 à juin 1968 et de décembre 1968 à juin 1989.

Tableau 1

Anticipations à 6 mois suivant le MILERA :
"Empilement général"

EXT' (A)	iREG1 (B1)	iREG2 (B2)	${}^iADA'$ (C)	BASE (D)	(CTE)	\bar{R}^2 (RMSE)
1952.12/1989.06 (N=2108)						
0.132 (7.7)	0.490 (30.0)	0.556 (47.1)	0.660 (45.0)	-0.335 (8.6)	-0.0050 (4.4)	0.647 (0,047)
1952.12/1968.06 (N=1054)						
0.227 (8.0)	0.462 (20.0)	0.507 (30.5)	0.628 (29.4)	-0.429 (8.2)	-0.0033 (2.1)	0.616 (0,047)
1968.12/1989.06 (N=1054)						
0.098 (4,6)	0.527 (20.9)	0.616 (36.6)	0.731 (35.5)	-0.258 (4.4)	-0.0104 (5.8)	0.686 (0,046)

NB : (.) t de Student

Qu'il s'agisse de l'ensemble de la période ou des deux sous-périodes, on constate que les paramètres estimés sont tous statistiquement significatifs avec le signe attendu⁸. Bien que le processus extrapolatif ne puisse être

8. La matrice des coefficients de détermination entre les variables exogènes est la suivante (r^2 sur l'ensemble de la période) :

	EXT'	iREG1	iREG2	${}^iADA'$	BASE
EXT'	1	0,01	0,42	0,62	0,31
iREG1		1	0,01	0,00	0,00
iREG2			1	0,53	0,09
${}^iADA'$				1	0,25
BASE					1

On constate que sur les dix coefficients, cinq sont nuls ou très faibles (< 0.1), et que seulement deux dépassent la valeur de 0.5. Cela suggère qu'il n'y a pas de problèmes de colinéarité entre les variables.

FORMATION DES ANTICIPATIONS BOURSIÈRES

négligé, les deux éléments du processus régressif et le processus adaptatif semblent dominants dans l'explication des anticipations à six mois⁹. Ces résultats valident donc le MILERA pour traduire les anticipations de "l'expert représentatif". En fait, puisque les corrélations simples entre le taux anticipé à six mois et les variables exogènes sont voisines de zéro¹⁰, l'explication des anticipations est donnée non pas par chacun des processus élémentaires, mais par la structure même du modèle. Quant au coefficient D , sa valeur estimée significativement négative confirme qu'il est pertinent de tenir compte de l'indice boursier du mois précédent celui de l'enquête, au même titre que l'indice du mois de l'enquête. Enfin, la valeur négative de la constante de calage CTE indique que l'indice anticipé à 12 mois figurant dans le processus régressif est en moyenne un indicateur par excès de la cible de long terme.

Par ailleurs, compte tenu du fait que chacune des deux sous-périodes fait intervenir les anticipations de plus de 80 experts distincts, il paraît raisonnable de supposer que les disparités inter-individuelles tendent à se compenser à l'intérieur de chaque sous-période, de sorte que les glissements observés relèvent plus de la dimension temporelle que de la dimension individuelle.¹¹ Afin d'analyser la stabilité temporelle du MILERA sur la période d'estimation, nous avons appliqué un test de CHOW : le résultat conduit à rejeter sans ambiguïté l'hypothèse d'un même modèle pour les deux sous-périodes. Il semble donc intéressant d'approfondir à l'avenir l'hypothèse d'une variabilité temporelle des paramètres.

Sur un plan méthodologique, il est intéressant de comparer les estimations issues de l'empilement général des réponses individuelles sur l'ensemble de la période, avec celles déduites de la chronique des "consensus" calculés pour chaque enquête. Deux types de consensus peuvent être distingués. Le premier consensus correspond à la moyenne des taux de variation anticipés individuels ("vrai consensus") :

$$\overline{PT6'}(t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N {}^i PT6'(t)$$

9. Bien que l'approche retenue ne permette pas d'identifier les valeurs des paramètres structurels des trois processus et le poids relatif de ces derniers dans le MILERA, les paramètres composites estimés révèlent l'importance de chaque élément dans l'explication des anticipations boursières.

10. Les r^2 entre ${}^i PT6'$ et les variables exogènes (ensemble de la période) sont les suivants :

$({}^i PT6', EXT') = 0,01$; $({}^i PT6', REG1) = 0,07$; $({}^i PT6', REG2) = 0,03$;
 $({}^i PT6', ADA') = 0,09$; $({}^i PT6', BASE) = 0,03$.

11. En principe, seule une économie sur données de panel "cylindrées" permettrait de conclure rigoureusement sur ce point. Malheureusement, le caractère volontaire des réponses des experts aux enquêtes de LIVINGSTON rend problématique une telle démarche.

FORMATION DES ANTICIPATIONS BOURSIÈRES

Le second consensus, le seul utilisé jusqu'ici dans la littérature, consiste à calculer un taux de variation anticipé collectif, directement à partir de la moyenne $\overline{SPI6}$ des réponses indicielles ("pseudo-consensus") :

$$\overline{PT6''}(t) = \ln \frac{\overline{SPI6}(t)}{\overline{SPI}(t)} \text{ avec } \overline{SPI6}(t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N {}^i SPI 6(t)$$

Le tableau 2 permet de comparer les résultats concernant les deux "consensus" avec ceux obtenus sur l'empilement général des données individuelles.

Les estimations obtenues avec les deux "consensus" sont toutes significatives et très voisines : les biais introduits en partant directement des niveaux et non des taux sont donc négligeables. Il apparaît également que les paramètres estimés sur l'empilement général et sur le "consensus" prennent le plus souvent des valeurs significativement différentes mais de même signe. Bien qu'affectées par des biais, les estimations fondées sur le "consensus" permettent ainsi d'identifier une spécification robuste du modèle : le processus moyen estimé sur les opinions individuelles est proche du processus estimé sur la moyenne des anticipations.

Tableau 2

Anticipations à 6 mois suivant le MILERA :
Comparaison entre le consensus et l'empilement général
 décembre 1952 à juin 1989 : 2108 réponses sur 74 semestres

<i>EXT'</i> (A)	<i>REG1</i> (B1)	<i>REG2</i> (B2)	<i>ADA'</i> (C)	<i>BASE</i> (D)	<i>CTE</i>	\overline{R}^2 (RMSE)
<i>Empilement général (N=2108)</i>						
0.132 (7.7)	0.490 (30.0)	0.556 (47.1)	0.660 (45.0)	-0.335 (8.6)	-0.0050 (4.4)	0.647 (0,047)
<i>Vrai "Consensus" (N=74)</i>						
0.172 (3.5)	0.260 (3.5)	0.770 (14.0)	0.890 (16.0)	-0.222 (2.6)	-0.0052 (1.9)	0.885 (0,018)
<i>Pseudo "Consensus" (N=74)</i>						
0.176 (3,3)	0.282 (3.7)	0.782 (14.7)	0.896 (16.6)	-0.176 (1.9)	-0.0075 (2.7)	0.876 (0,019)

CONCLUSION

Dans l'ensemble, le MILERA (Modèle à Information Limitée, Extrapolatif, Régressif, Adaptatif) fournit une base analytique solide pour rendre compte des anticipations "effectives" des experts en ce qui concerne les cours boursiers. Ce résultat prévaut à la fois sur la chronique du consensus des réponses et sur l'empilement général des opinions individuelles.

Les estimations révèlent une nette dominance des processus régressif et adaptatif par rapport au processus extrapolatif : les anticipations de l'agent représentatif paraissent donc globalement stabilisantes.

Il convient à présent d'explorer des niveaux d'analyse plus fins, en recherchant d'éventuelles hétérogénéités entre les comportements anticipatifs des experts selon leur appartenance institutionnelle, et entre les experts eux-mêmes pris individuellement. Les paramètres dépendent alors du groupe ou de l'individu. Tel sera l'objet de futurs travaux.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABOU A. et PRAT G. (1995) *A propos de la rationalité des anticipations boursières : quel niveau d'agrégation des opinions ?*, 12^{ème} Journée de Microéconomie Appliquée, Clermont-Ferrand, 1-2 Juin 1995, à paraître dans la *Revue d'Economie Politique* en 1997.
- DOKKO Y. et EDELSTEIN R.H. (1989) "How well do economists forecast stock market prices? A study of the Livingston surveys", *American Economic Review*, septembre 1995, pp. 865-871.
- LAKONISHOK J. (1980) "Stock market expectations : some general properties", *The Journal of Finance*, septembre 1980.
- MACDONALD R. et MARSH I.W. (1992) *The efficiency of spot and futures stock indexes : a survey based perspective*, Department of Economics and Management, Dundee University, septembre.
- PEARCE D.K. (1984) "An empirical analysis of expected stock price movements", *Journal of Money, Credit and Banking*, 16 (3), pp.317-327.
- PRAT G. (1988) *Analyse des anticipations des ménages*, Economica.
- PRAT G. (1994) "La formation des anticipations boursières", *Economie et Prévision*, n° 112, pp. 101-125.
- PRAT G. (1995) "La formation des anticipations et l'hypothèse d'un agent représentatif ; quelques enseignements issus de simulations stochastiques", *Revue d'Economie Politique*, n° 2, pp.197-222.
- PRAT G. et UCTUM R. (1995) *Analyse de l'hypothèse de changements endogènes du processus anticipatif au cours du temps : l'exemple des anticipations de change*, Colloque sur la Formation des Anticipations Economiques, Paris-Sorbonne, 12-13 Juin 1995.