



HAL
open science

**LES PUBLICATIONS DES RESULTATS
COMPTABLES ANNUELS REDUISENT-ELLES
L'HETEROGENEITE DES ANTICIPATIONS DES
INVESTISSEURS BOURSIERS? Une analyse de
l'évolution des positions de vente à terme**

Caty Camion, Michel Levasseur

► **To cite this version:**

Caty Camion, Michel Levasseur. LES PUBLICATIONS DES RESULTATS COMPTABLES ANNUELS REDUISENT-ELLES L'HETEROGENEITE DES ANTICIPATIONS DES INVESTISSEURS BOURSIERS? Une analyse de l'évolution des positions de vente à terme. La modélisation comptable, May 1985, France. pp.cd-rom. hal-00823809

HAL Id: hal-00823809

<https://hal.science/hal-00823809>

Submitted on 1 Jul 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

LES PUBLICATIONS DES RESULTATS COMPTABLES ANNUELS
REDUISENT-ELLES L'HETEROGENEITE DES
ANTICIPATIONS DES INVESTISSEURS BOURSIERS ?

Une analyse de l'évolution des positions de vente à terme

par

Caty CAMION

Maître-assistante Université de Valenciennes

et

Michel LEVASSEUR

Professeur Université de Paris-Dauphine

La théorie financière nous a appris que dans un marché des capitaux à concurrence pure et parfaite où les agents disposent de la même information du fait de sa gratuité, il est optimal de détenir deux portefeuilles, l'un à risque nul et l'autre appelé portefeuille de marché où figurent tous les actifs traités. Dans ce cadre, il n'y a aucune raison pour que certains investisseurs choisissent d'ouvrir des positions de vente ou d'achat à terme sur quelques titres.

Par contre, l'opinion courante affirme que les opérations à terme sont souvent initiées dans un but de spéculation. On peut appeler spéculative une position ouverte par un agent non pour répondre à des besoins liés à ses consommations immédiates ou futures, mais pour tenter de tirer avantage d'une prévision particulière concernant l'évolution à court terme d'un cours.

Dans le cadre de cet article, nous considérerons qu'il existe sur un marché au moins deux classes d'investisseurs ; les uns possèdent une information supérieure à celle détenue par les autres sur le devenir d'un titre. Nous ne chercherons pas à justifier la raison de cette situation. Nous pouvons admettre que les coûts d'accès à l'information sont différents d'un agent à l'autre ou encore que les expertises sont différentes. Nous supposerons également qu'il n'est pas possible pour un agent d'identifier

les motifs des transactions initiées par d'autres. Par exemple, un investisseur mal informé ne peut pas apprendre par l'observation du marché si un investisseur informé achète ou vend pour des raisons de spéculation ou de consommation. Nous supposons également qu'un investisseur ne sait pas a priori s'il est mieux ou moins bien informé que les autres. Il observe donc les prix et à partir de l'information dont il dispose, il construit un portefeuille qui maximise l'espérance d'utilité de sa richesse future à un horizon donné.

Nous éliminons donc la possibilité mentionnée par GROSSMAN et STIGLITZ (1976) d'une information parfaite de tous les agents par la simple observation des cours proposés. Nous supposons que le problème de tout investisseur se résume en un choix de portefeuille géré avec un horizon précis. Il cherche à maximiser l'utilité dérivée de sa richesse à cette date. Mais, il peut engager des transactions à la bourse avant cette date suivant ses anticipations. Ainsi, ex post, il apparaîtra qu'un agent mieux informé aura accru sa participation dans un titre et l'aura réduite après, une fois cette information connue d'un grand nombre. De ce point de vue, il aura réussi une spéculation avantageuse.

Dans un tel cadre, on peut comprendre pourquoi des agents avec des anticipations très différentes peuvent les uns ouvrir des positions d'achat à terme et les autres des positions de vente. La publication d'une information commune devrait réduire l'hétérogénéité des anticipations des divers agents. Ce devrait être le cas des publications comptables, si elles ont un réel contenu informatif. Suivant une telle hypothèse, on devrait observer une réduction des positions à terme postérieurement à l'arrivée de ces informations.

L'objectif de cet article est d'explorer la validité théorique de cet argument et de fournir un test empirique préliminaire de cette hypothèse à partir de l'analyse de données recueillies sur le marché de Paris.

I - LA REVISION DES ANTICIPATIONS ET L'EVOLUTION DES POSITIONS
A TERME

Dans un premier temps, nous allons développer un modèle de détermination des prix des actifs financiers et des positions détenues par chaque investisseur. Nous procéderons ensuite à quelques simulations en utilisant un exemple simplifié qui nous permettra de mettre en évidence quelques évolutions caractéristiques des positions à terme suivant les révisions des anticipations des investisseurs.

1, Anticipations hétérogènes, demandes des investisseurs et coût des opérations de vente à terme.

Nous supposons dans ce qui suit que les prix futurs des actifs risqués présents dans l'économie suivent des distributions normales et que les fonctions d'utilité de tous les investisseurs sont exponentielles. Nous désignons par E_k le vecteur des espérances de prix futurs pour chaque actif risqué déterminées par l'investisseur k , V_k la matrice de variance covariance des prix futurs et A_k le coefficient d'aversion au risque. Chaque investisseur cherche à maximiser l'espérance d'utilité dérivée de sa richesse future en choisissant un portefeuille composé d'actifs risqués (N_k est le vecteur des nombres de titres détenus par k) et d'un actif sans risque (S_k est la valeur finale de ce placement). Le problème de l'investisseur k est donc :

$$\begin{aligned} \text{Max}_{N_k, S_k} & (N_k' E_k + S_k - \frac{A_k}{2} N_k' V_k N_k - N_k' P h + D_k' P h) \quad (1) \\ \text{avec } W_k &= N_k' P + S_k / (1+r) \end{aligned}$$

$$N_k \leq D_k$$

$$D_k \geq 0$$

où P désigne le vecteur des prix actuels des actifs risqués.

h est le coût proportionnel lié aux ventes à terme

W_k est la richesse initiale de l'investisseur k

r est le taux sans risque

$D_k(j)$ est une variable de suppression du coût h quand $N_k(j)$ est positif.

O est le vecteur nul

La résolution du problème (1) permet de déterminer la fonction de demande de l'investisseur k :

$$N_k = \frac{1}{A_k} \left[V_k^{-1} (E_k - P \cdot (1+r)) \right] + \frac{1}{A_k} \left[V_k^{-1} (-1_k - P \cdot h) \right] \quad (2)$$

avec $-1_k(j) - P(j) \cdot h = 0$ et $N_k(j) \geq 0$
 $-1_k(j) - P(j) \cdot h = -P(j) \cdot h$ et $N_k(j) < 0$

Les prix P sont donc ceux qui équilibrent les demandes cumulées et l'offre totale de titres. Ils sont en particulier affectés par le coût éventuel des opérations de vente à terme. Ce résultat reprend celui de JARROW (1980). Il est clair également que la demande de chaque investisseur est influencée par ses anticipations, ses besoins de diversification et les coûts du terme (2^o élément de la partie droite de (2)).

1₂ - L'estimation des prix dans une économie à 2 actifs risqués et 2 catégories d'investisseurs

Pour simplifier l'analyse, nous retiendrons le cas d'une économie où il n'existe que 2 types d'investisseurs et où ne sont échangés que 3 actifs dont un sans risque. Nous supposons également que les 2 investisseurs considérés ont la même aversion pour le risque ($A_1 = A_2$). Par contre, ils forment des anticipations hétérogènes (E_1 et E_2 sont différents, de même que V_1 et V_2). Pour traiter les coûts liés à la présence d'éventuelles positions de vente à terme, nous introduisons la matrice :

$$B_k = \begin{pmatrix} I & -1_k(1)/P(1)-h & 0 & I \\ I & & & I \\ I & 0 & -1_k(2)/P(2)-h & I \end{pmatrix}$$

En désignant par U la matrice unitaire et I le vecteur unitaire, on obtient :

$$F = [V_1^{-1}(U*(1+r)+B_1)+V_2^{-1}(U*(1+r)+B_2)]^{-1} * [V_1^{-1}E_1+V_2^{-1}E_2-A*I] \quad (3)$$

En introduisant (3) dans (2), on obtient N_k en fonction de E , V , A , h et r . N_k est une fonction linéaire de E_1 et E_2 , de même que p .

Il est possible que la solution donnée par (3) génère des valeurs de N_k incohérentes avec la forme supposée de B_k . Ceci correspond au cas où par exemple si on ignore les coûts de vente à terme il est optimal de vendre, mais si on les prend en compte alors il vaut mieux ne plus vendre. Dans ce cas, la position optimale de l'un des agents est de ne pas détenir l'un des actifs. Ces proportions étant connues, il est alors possible d'utiliser les équations (2) pour déterminer le système de prix acheteur et vendeur propre à l'un des agents.

1.3 - Résultats d'une simulation

Les investisseurs 1 et 2 effectuent chacun une prévision concernant les prix futurs des actifs A et B. Chacun a une supériorité sur l'autre pour l'étude d'un des 2 actifs. Nous supposons que 1 est expert pour suivre l'évolution de A et 2 pour celle de B.

Les espérances des prix futurs retenues par chacun des investisseurs pour chaque actif sont notées EA_1 , EB_1 , EA_2 et EB_2 . L'aléa qui caractérise chacune des prévisions peut être décomposé en deux parties, un élément commun et un propre à chaque agent. Dans l'exemple numérique que nous avons retenu, la variance commune de chaque actif est supposée égale à 0.004 et la covariance commune à 0.001. Les quatre termes de bruit (1 pour chaque prévision de chaque investisseur) sont supposés indépendants entre eux et différentes variances ont été testées. Par exemple, dans certains cas, la prévision de l'expert est supposée plus précise. Elle contient un bruit plus faible.

Les résultats obtenus à partir des simulations sont de deux types. Dans certains cas, le modèle fait apparaître un prix d'équilibre pour chaque actif et les proportions des actifs risqués détenus dans chaque portefeuille. Dans d'autres, l'optimum du fait

des frais liés aux opérations de vente à terme contient une proportion nulle dans un ou deux portefeuilles. Dans ce cas, le modèle indique les cours acheteurs et vendeurs pour chaque opérateur. Les tables 1 et 2 illustrent ces résultats.

TABLE N°1

	ACTIF A	ACTIF B
* PRIX D'EQUILIBRE	0.867	0.901
* PORTEFEUILLE 1	-0.073	0.201
* PORTEFEUILLE 2	1.073	0.799

Note: EA1=0.91 EB1=1 EA2=1 EB2=1 A1= A2= 5
 * Variances des 4 bruits SA1= SB2=0.0016 SB1= SA2=0.0081
 * Taux sans risque: 10% Coût de vente à terme: 5% de la position*

TABLE N°2

	ACTIF A	ACTIF B
* PRIX ACHETEUR POUR 1	0.872	0.894
* PRIX VENDEUR POUR 1	0.872	0.894
* PRIX ACHETEUR POUR 2	0.872	0.872
* PRIX VENDEUR POUR 2	0.872	0.914
* PORTEFEUILLE 1	-1.410	1.000
* PORTEFEUILLE 2	2.410	0.000

Note: EA1=0.91 EB1=1 EA2=1 EB2=0.96 A1= A2= 2
 * Variances des 4 bruits SA1= SB2=0.0016 SB1= SA2=0.0081
 * Taux sans risque: 10% Coût de vente à terme: 5% de la position*

Le graphe n° 1 a été construit en procédant à plusieurs simulations. L'aversion au risque des 2 agents n'a pas été supposée forte. Leurs prévisions contiennent la même incertitude. Par contre, les espérances mathématiques sont différentes. La droite en trait plein représente le cas où il n'y a aucun coût associé avec les ventes à terme. Il est facile de constater que la composition des portefeuilles est très sensible aux divergences d'opinion. Très rapidement, il est optimal de vendre à terme. Par contre, si on tient compte de frais significatifs, le fait que l'un des agents anticipe immédiatement une baisse de la valeur future, n'entraîne pas une vente à découvert de la part du mieux informé (voir la courbe en pointillés).

Si l'aversion au risque des agents est forte, les résultats sont sensiblement modifiés. Le graphe n° 2 montre que la pente de la droite en trait plein, figurant le cas sans frais de vente à terme, est plus faible. La réponse à l'accroissement des divergences d'anticipations est moins prononcée. La remarque vaut également quand les ventes à terme sont coûteuses.

Ces remarques doivent être complétées par l'observation du fait que les prévisions des agents n'ont pas la même précision. Logiquement, l'anticipation de l'expert est moins incertaine que l'autre. Les graphes n° 3 et n°4 montrent que les ventes à terme sont sensiblement réduites quand les risques anticipés sont différents. L'accroissement du risque perçu du deuxième actif entraîne une demande supplémentaire du premier à des fins de diversification. Ainsi, même s'il attend un prix futur plus faible, un investisseur peut être amené à renoncer à une vente à terme pour gagner quelques avantages de diversification.

Ce dernier résultat est repris dans les graphes n°5 et n° 6 qui illustrent l'effet de l'hétérogénéité des bruits. Plus le bruit est élevé sur la prévision la moins experte, plus la position à terme est faible. Elle disparaît même rapidement dans le cas où les opérations de vente à terme sont coûteuses.

Quand l'aversion au risque n'est pas forte, l'influence des frais d'opération est élevée. Les gains marginaux de diversification sont relativement plus faibles et il faut de grandes différences dans les espérances pour induire une position à terme.

Au total, on peut relever qu'une anticipation plus pessimiste ne génère pas nécessairement une position de vente à terme. L'existence de frais, des anticipations hétérogènes en matière de risque, une aversion plus ou moins forte vis à vis du risque, sont autant de freins qui dissuadent un investisseur de se porter vendeur à terme. A contrario, si un investisseur juge optimal de vendre à terme, c'est qu'il formule une anticipation de prix très pessimiste par rapport au reste du marché. Une nouvelle information susceptible de communiquer au marché cette prévision privée ou à l'inverse de l'infirmier aura pour effet d'inciter cet opérateur à réduire sa position à terme ou à la faire disparaître. Il faut cependant noter qu'une information concernant un autre titre peut affecter la position à terme détenue. La réduction du bruit sur une autre prévision modifie l'importance des besoins de diversification. Cependant, certains tests dont un résultat est présenté à la table n° 3 laissent penser, du moins dans l'exemple simplifié traité, que ce dernier effet serait modeste.

TABLE N°3

```

*****
* ACTIF A * SE1= 0.0081 * SB1 = 0.0016 *
*****
* PRIX D'EQUILIBRE * 0.867 * 0.867 *
*****
* PORTEFEUILLE 1 * -0.073 * -0.079 *
*****
* PORTEFEUILLE 2 * 1.073 * 1.079 *
*****
* Note: EA1=0.91 EB1=1 EA2=1 EB2=1 A1= A2= 5 *
* Variances des 3 autres bruits SA1 = SB2 = 0.0016 SA2 = 0.0081 *
* Taux sans risque: 10% Coût de vente à terme: 5% de la position*
*****

```

En conclusion, il est intéressant de vérifier à la suite des travaux de MORSE (1984) sur les marchés américains, s'il existe une réduc-

tion significative des positions des vendeurs à terme après la publication des états comptables. Cette hypothèse suppose (1) qu'il existe préalablement de fortes hétérogénéités dans les anticipations (2) que les documents publiés ont un contenu réellement informatif (3) qu'aucun autre facteur n'a pu simultanément affecter les positions à terme. Nous pouvons remarquer que tester cette hypothèse sur le marché de Paris présente quelques avantages. Les opérations à terme procèdent d'une technique bien institutionnalisée et d'un coût raisonnable. Les marchés d'options sont pratiquement inexistantes en France. Il n'y a donc pas de substituts pratiques à la vente à découvert pour un investisseur.

II - EVOLUTION DES POSITIONS DE VENTE A TERME SUR LE MARCHE DE PARIS A L'ANNONCE DES RESULTATS COMPTABLES

L'analyse empirique porte sur 53 entreprises observées pendant une période de 75 mois.

II₁ - Présentation des données

Un échantillon de 55 entreprises a été retenu. Elles sont toutes (ou ont été) cotées sur l'ancien marché à terme ou sur l'actuel règlement mensuel. Elles appartiennent aux groupes des 100 plus importantes capitalisations boursières et des 100 plus importants volumes de transaction. Les entreprises nationalisées, les entreprises financières et les entreprises étrangères ont été éliminées de l'échantillon. Ceci a permis d'éviter les perturbations nées des projets puis de la loi de nationalisation de 1981. La politique d'information des entreprises étrangères est peut-être différente des françaises, étant données les exigences d'autres pays en cette matière. La spécificité des entreprises financières a suffi à nos yeux pour ne pas les prendre en compte.

La période d'étude s'étend d'octobre 1978 à décembre 1984. Il faut remarquer que l'échantillon n'est pas constant. Certaines sociétés apparaissent sur le marché à terme, d'autres en sortent.

Les données ont été recueillies dans les bulletins mensuels publiés par la Chambre Syndicale des Agents de Change. Par ailleurs, toutes les périodes d'au moins 4 mois consécutifs sans position de vente à terme pour un titre considéré ont été éliminées de l'étude.

Les événements étudiés sont composés des publications provisoires des comptes et résultats du dernier exercice dans le B.A.L.O. par les entreprises. Cette publication intervient généralement dans l'échantillon étudié 3 à 6 semaines avant la réunion de l'assemblée générale des actionnaires. Cette information a paru suffisamment précoce. Elle est très largement reprise par la presse financière. Elle constitue une référence homogène pour toutes les entreprises. Cependant, on ne peut pas éliminer l'hypothèse suivant laquelle l'information serait rendue publique préalablement suivant d'autres canaux.

Il est intéressant de relever à ce niveau la régularité des entreprises dans ces publications et leur forte concentration autour des mois d'avril et mai.

TABLE N° 4

MOIS	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11
1979	1	2	4	19	20	1	1		1	2
1980	2		5	34	5	1	1		1	1
1981	1	3	23	19	2		1		1	1
1982	1	1	32	12	3		1		2	
1983	2	1	35	9	3		1		2	
1984	1	1	26	17	2	2	2		1	1
Total	8	8	125	110	35	4	7		8	5

Nous pouvons également constater un avancement d'environ un mois dans les dates de publication autour des années 1979 - 1981 pour la plus grande part des entreprises.

II₂ - Les mesures de l'importance relative des positions de vente à terme

A la suite de l'étude de MORSE (1984), nous avons retenu 4 mesures de l'importance des positions vendeurs :

- a) la position centrée réduite, en prenant en compte une estimation de la moyenne et une estimation de l'écart-type propre à chaque année étudiée pour chaque titre.
- b) une mesure proportionnelle (position divisée par le nombre de titres émis) centrée réduite de la même manière.
- c) une mesure de la position ajustée de l'évolution de la position totale de l'échantillon (à partir d'une régression linéaire). Les résidus sont normés par leur écart-type estimé sur la période d'étude.
- d) La position proportionnelle ajustée, centrée et normée d'une manière équivalente.

Le graphe n° 7 montre que les positions de vente à terme ont beaucoup fluctué sur la période d'étude. Elles ont augmenté en moyenne au cours des dernières années et connaissent une forte évolution saisonnière, avec un sommet autour des mois de mars, avril et mai. Aussi, est-il intéressant de mettre en oeuvre les mesures c) et d) pour éliminer les variations générales. Cependant, comme les dates de publication sont très concentrées autour des mêmes mois, on peut craindre d'éliminer l'essentiel si l'origine de cette saisonnalité vient des publications comptables.

II : Les résultats

3

Les graphes 8, 9, 10 et 11 présentent les résultats de cette étude. A la lecture du graphe 8, il apparaît que les positions de vente à terme à la Bourse de Paris déclinent de manière constante sur la période qui s'écoule entre 4 mois avant la publication des résultats comptables et 4 mois après. Les deux mesures testées donnent des résultats identiques. Le fait de tenir compte de l'évolution du capital pour apprécier l'importance relative des positions de vente à terme semble donc secondaire.

La baisse constatée ne peuvent cependant pas être attribuée immédiatement à l'information comptable. D'une part, il est difficile d'accepter qu'un délai de 4 mois soit nécessaire avant que les anticipations des agents soient entièrement réajustées. D'autre part, la forte concentration des publications autour des mois d'avril et de mai fait craindre que l'évolution observée soit due à d'autres facteurs plus généraux qui affectent en totalité le marché. Une seule indication, mais peu significative, peut être relevée dans la remontée des courbes un mois avant l'événement.

Le graphe n° 9 illustre l'évolution des positions à terme au cours des différents mois de l'année. Les deux mesures utilisées sont la mesure a) (en trait plein) et la mesure b) (en pointillés). Il apparaît très clairement une forte évolution saisonnière des positions à terme sur la période étudiée. Les positions sont très faibles au cours des mois de juillet et août du fait très certainement des vacances. Un pic se distingue en décembre entre deux valeurs faibles en novembre et janvier. Des raisons fiscales pourraient être avancées. MORSE n'avait pas trouvé de tels résultats dans son étude. Les américains disposent d'autres outils pour leurs stratégies fiscales, comme les options ou maintenant les contrats d'indice. Enfin, les positions semblent significativement élevées en mars et avril, c'est à dire 1 à 2 mois avant la publication de la plupart des résultats. Une chute brutale se produit en mai.

Afin d'éliminer l'effet de cette saisonnalité, nous avons procédé à une régression linéaire des positions de chaque firme sur un indicateur des positions totales du marché. Celui-ci a été mesuré par la somme des positions recensées dans cet échantillon. Ce test a été dupliqué en utilisant une mesure relative des positions de vente à terme, c'est-à-dire en divisant ces dernières par les nombres de titres émis. Le total des positions à terme de l'échantillon a été divisé par le total des nombres de titres émis. Les deux variables explicatives sont donc sensiblement différentes.

Le graphe 10 présente l'évolution de ces positions corrigés sur la période qui s'étend de 5 mois avant la publication des résultats à 5 mois après. Suivant la première mesure (trait plein), les positions diminuent au cours des 2 mois qui précèdent l'évènement et atteignent un minimum lors de sa réalisation. Ce dernier résultat est significativement différent de zéro. La seconde mesure génère une courbe dont la forme générale est voisine de la première. Le minimum est atteint à la date de publication mais il est peu significatif.

Afin de contrôler ces résultats, nous avons fait figurer au graphe 11 les positions corrigées par mois du calendrier. La saisonnalité précédemment relevée a été entièrement éliminée. Les valeurs n'apparaissent pas significativement différentes de zéro sauf pour octobre et novembre avec la première mesure. Ceci semblerait conforter les résultats relevés au graphe 10. Cependant, une étude plus détaillée des régressions pratiquées apparaît nécessaire. Il n'est pas évident que les modèles soient très stables sur toute la période d'étude et il est possible que la procédure retenue ait généré un artefact.

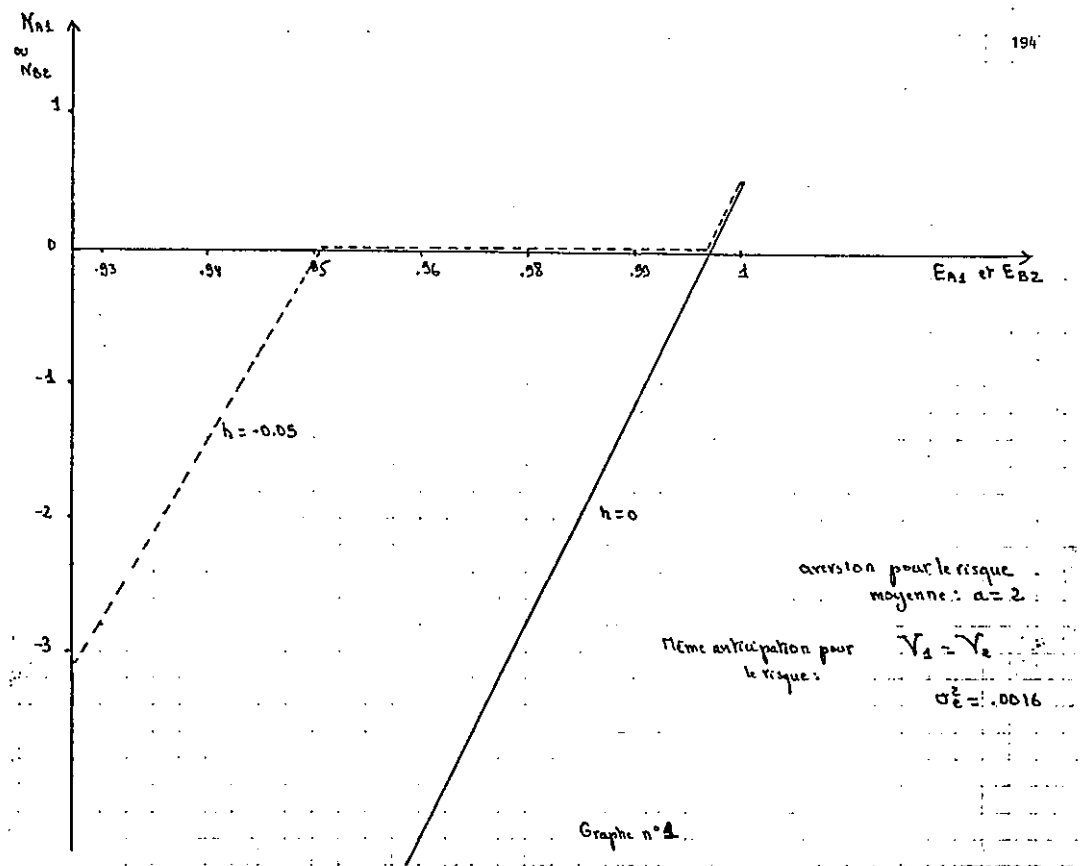
CONCLUSION

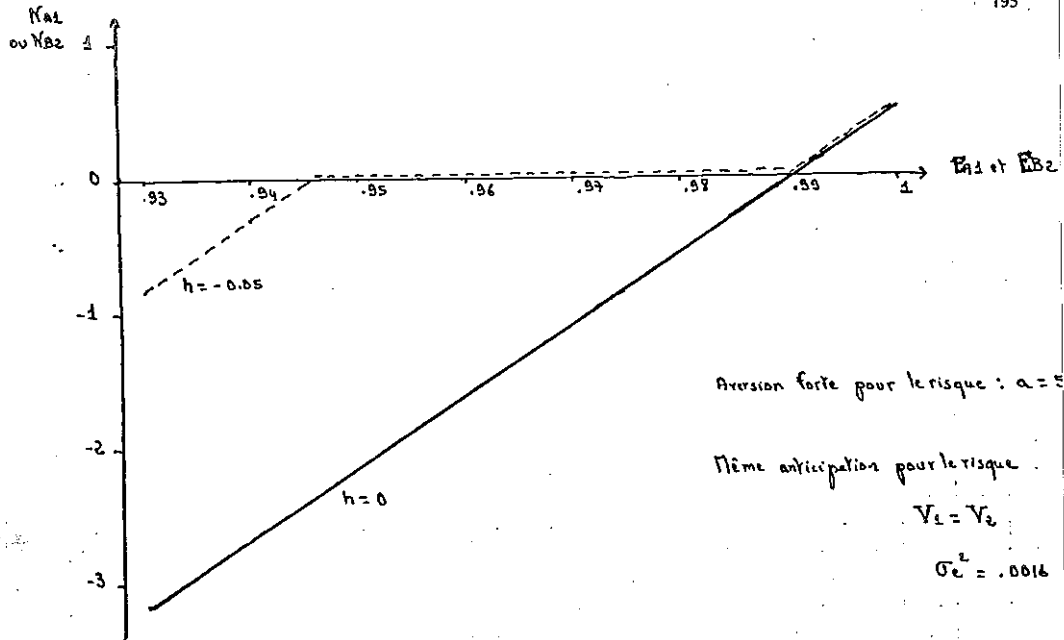
Les premiers résultats empiriques que nous présentons vont dans le sens des hypothèses théoriques que nous avons énoncées. La publication des résultats comptables par les sociétés françaises côtées au règlement mensuel serait suivie d'une réduction de l'hétérogénéité des anticipations des investisseurs. Elle expliquerait une partie de l'évolution des

positions de vente à terme. La publication des résultats comptables d'un exercice passé, quatre mois après sa clôture, continuerait donc à posséder un contenu informatif à la Bourse de Paris. La comptabilité historique serait-elle donc toujours informationnelle ? ...

REFERENCES

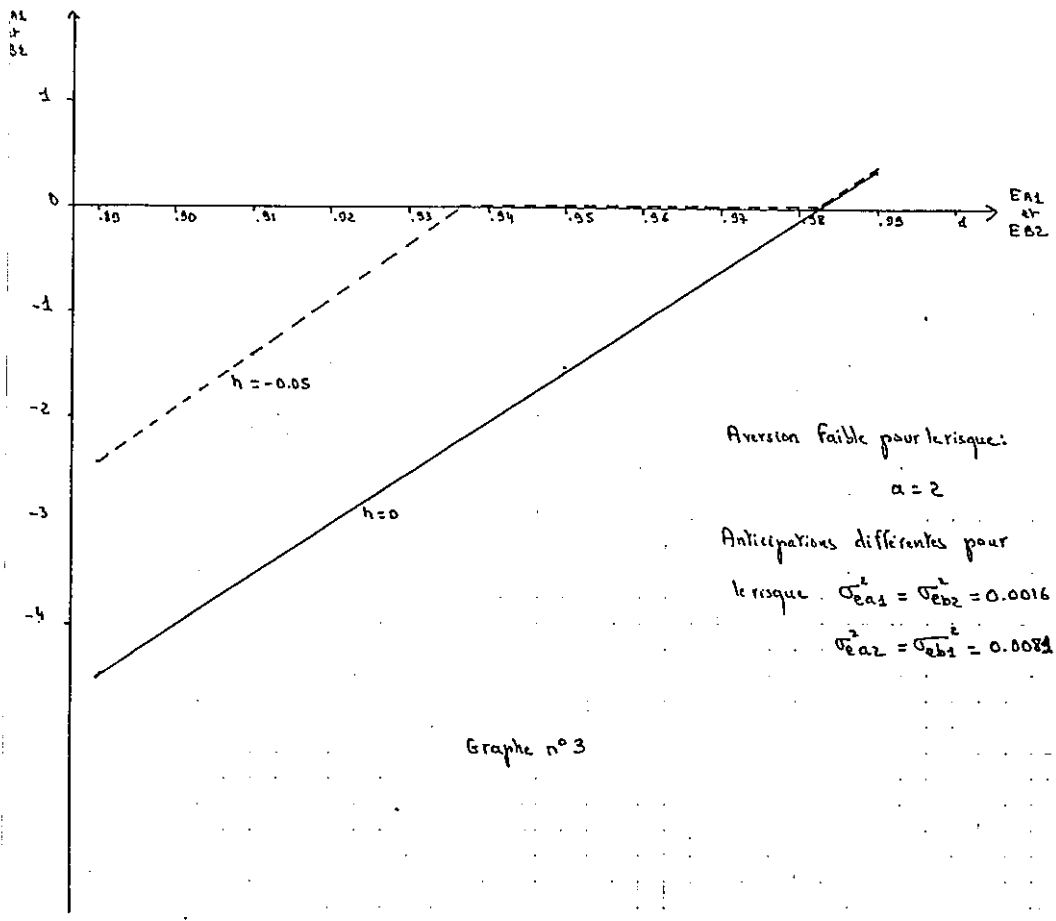
- (1) GROSSMAN S. & STIGLITZ J., "Information and Competitive Price Systems" A.E.R., Mai 1976
- (2) JARROW R., "Heterogeneous Expectations, Restrictions on Short Sales and Equilibrium Asset Prices", Journal of Finance, Décembre 1980.
- (3) MORSE D. & STEPHAN J., "Earnings Announcements and Heterogeneous Beliefs", Working Paper, Stanford Accounting Workshop 1984.



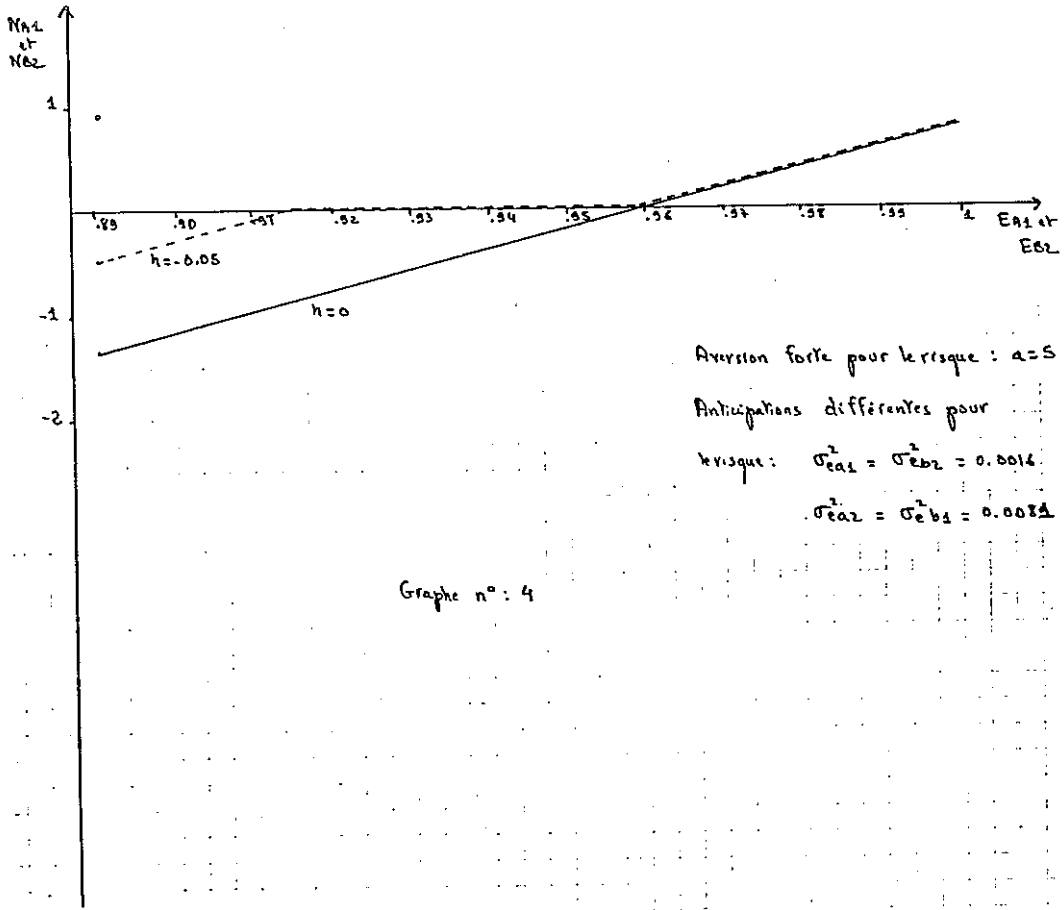


Aversion forte pour le risque : $\alpha = 5$
Même anticipation pour le risque
 $V_1 = V_2$
 $\sigma_e^2 = .0016$

Graph n° 2.

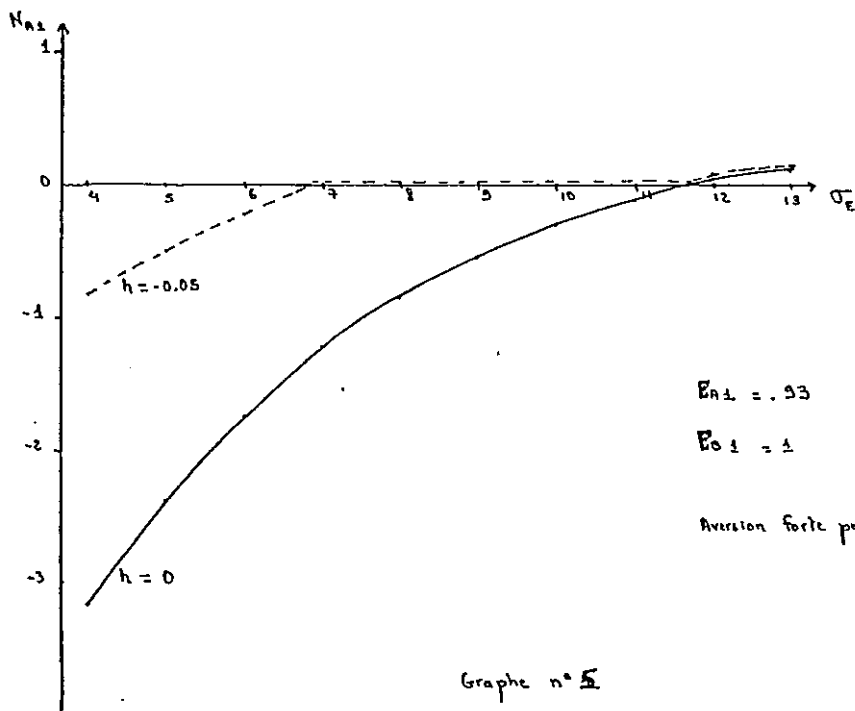


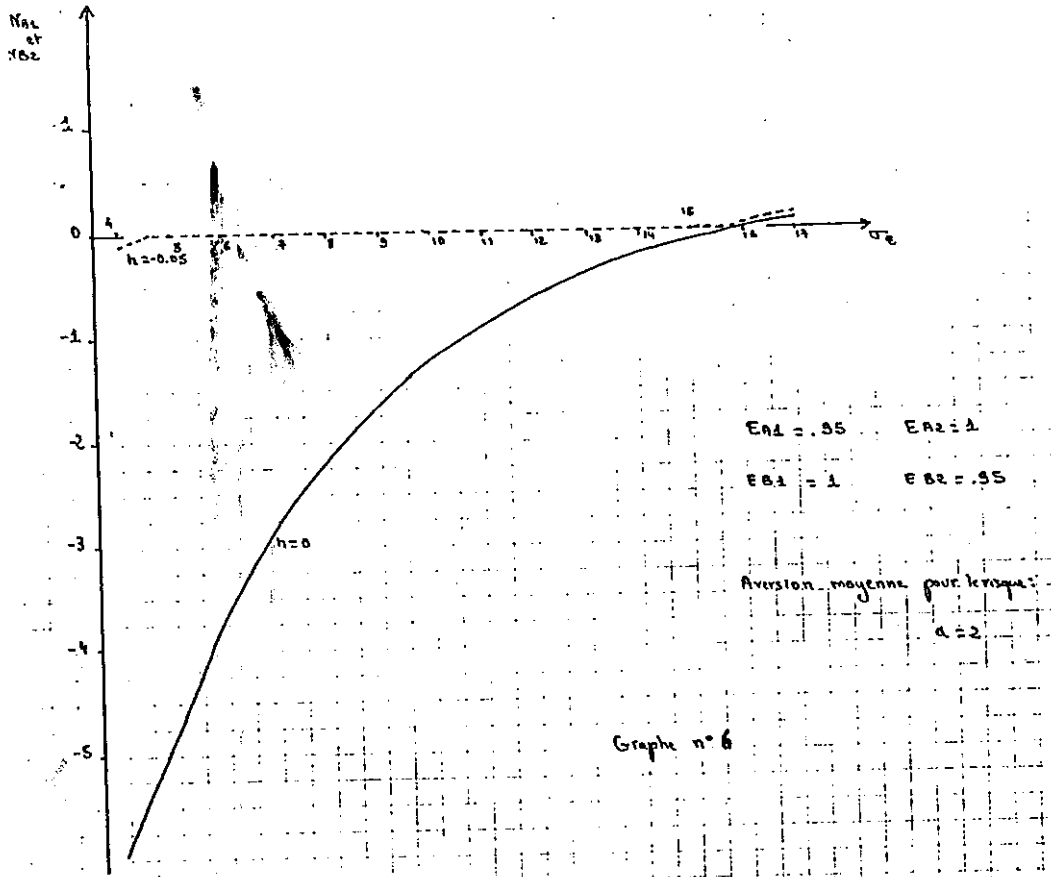
Graphique n° 3



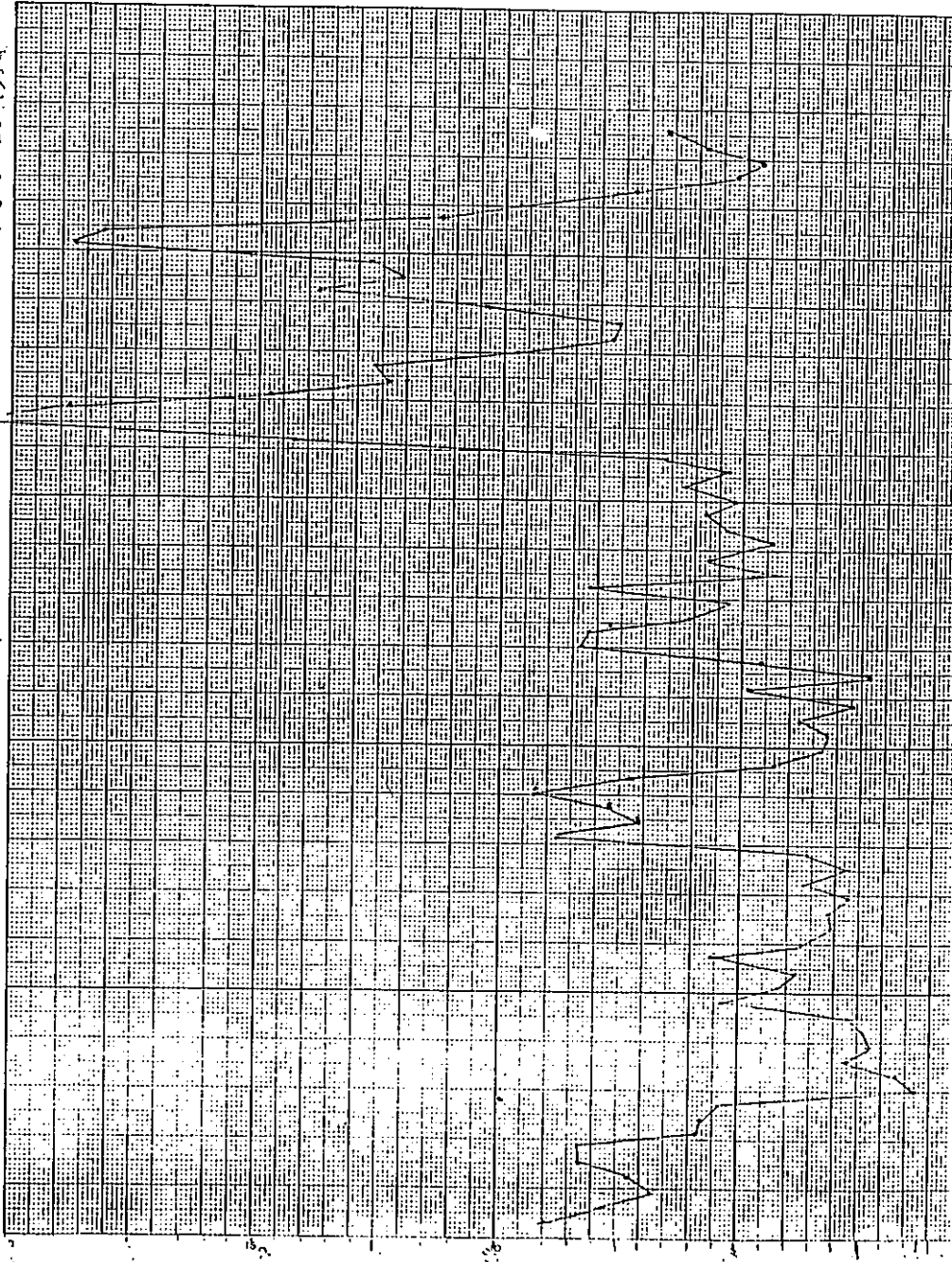
Aversion forte pour le risque : $a=5$
Anticipations différentes pour
le risque : $\sigma_{ea1}^2 = \sigma_{eb2}^2 = 0.0014$
 $\sigma_{ea2}^2 = \sigma_{eb1}^2 = 0.0032$

Graphique n° : 4

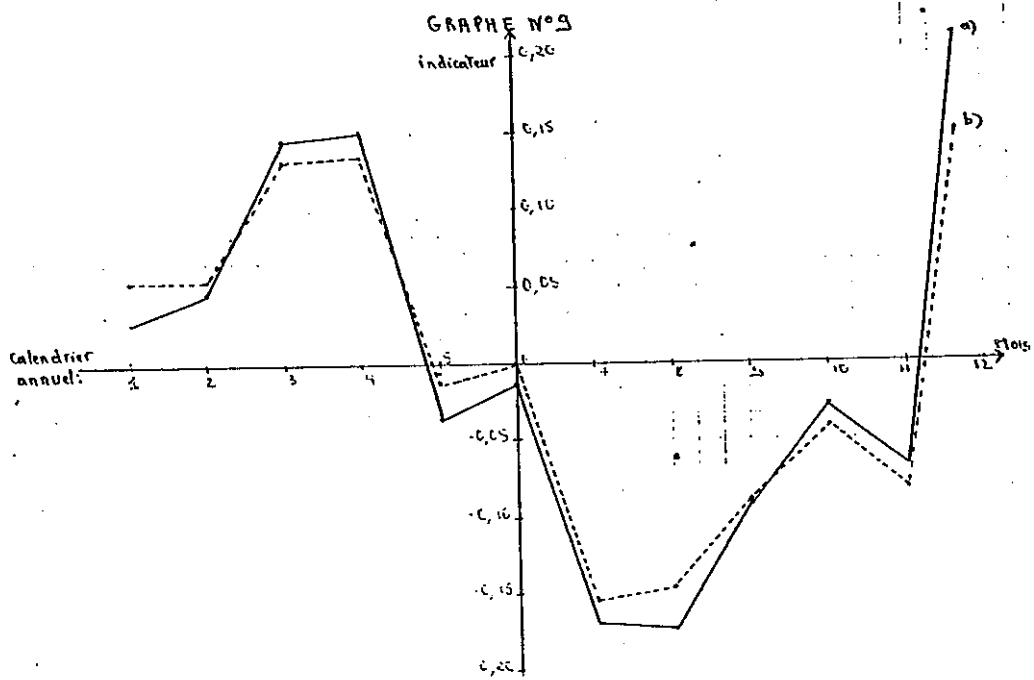
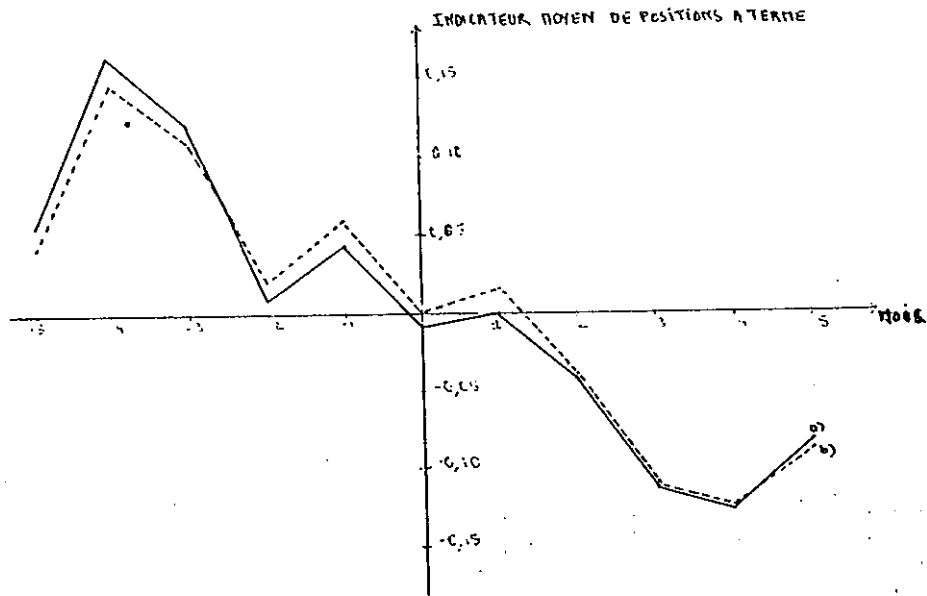




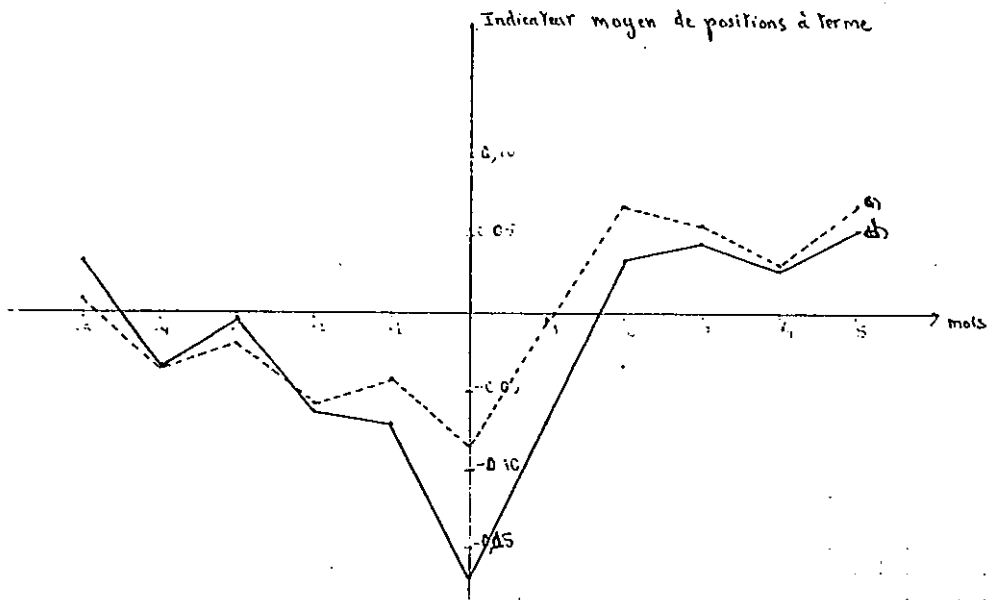
Evolution des positions vendeurs totales pour Pérou (505345) de oct. 1978 à dec. 1984.



GRAPHE N°8



GRAPHE N°10



GRAPHE N°11

