



**HAL**  
open science

# Le comportement d'exercice des porteurs de stock-options : une étude empirique sur le marché Américain

Hamza Bahaji

► **To cite this version:**

Hamza Bahaji. Le comportement d'exercice des porteurs de stock-options : une étude empirique sur le marché Américain. 2009. halshs-00512840v1

**HAL Id: halshs-00512840**

**<https://shs.hal.science/halshs-00512840v1>**

Preprint submitted on 31 Aug 2010 (v1), last revised 12 Feb 2012 (v2)

**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.

# Le comportement d'exercice des porteurs de stock-options : une étude empirique sur le marché Américain

Hamza BAHAJI \*

Université de Paris Dauphine, DRM Finance (CEREG)

Septembre 2009

## Résumé :

Cet article a pour objectif de contribuer à l'étude des déterminants du comportement des salariés quant à l'exercice de leurs stock-options, en mettant en lumière de nouveaux déterminants du comportement d'exercice. Nous avons testé empiriquement trois familles de facteurs à savoir des facteurs économiques, des facteurs psychologiques et des facteurs caractéristiques de l'environnement de la prise de décision. Pour ce faire, nous avons utilisé un échantillon de 52 534 transactions d'exercice de stock options dans 12 multinationales cotées aux Etats Unis. Nos résultats sont cohérents avec les conclusions de la littérature empirique. Ils montrent en plus que l'horizon de détention des stock-options est négativement corrélé au risque spécifique de l'entreprise et que le comportement d'exercice des salariés dénote d'une myopie résultant du biais de Comptabilité Mentale. Ces résultats confirment par ailleurs l'existence d'un lien entre le comportement d'exercice et l'enracinement des stock-options dans la culture sectorielle de l'entreprise. Enfin, notre étude révèle que ce comportement évolue au fil du temps.

**Mots clés :** Stock-options, Comportement d'exercice, Facteurs psychologiques, Facteurs rationnels, Finance comportementale, Comptabilité Mentale.

## Abstract :

This paper aims to contribute to previous research on stock-option holders exercise behavior. It gives rise to new factors affecting behavior of stock-option holders. We used private data on 52 534 exercise transactions within 12 US listed companies. Our results are consistent with the empirical literature findings in that they show empirical evidence on underlying economic and psychological factors affecting exercise behavior. More specifically, we found that exercise is negatively linked to firm-specific risk. In addition, we document that exercise behavior is influenced by the stock-option anchorage in the industry culture of the firm. Moreover, exercise displays myopic behavior denoting mental accounting bias. Finally, it turns out that exercise behavior evolves over time.

**Keywords:** Stock-options, Exercise Behavior, Psychological Factors, Rational Factors, Behavioral Finance, Mental accounting.

**JEL classification:** G30, J33, M52.

---

\* Doctorant DRM-Finance, Université de Paris Dauphine, Place du Général du Lattre de Tassigny, 75 775, Paris Cedex 16, France, E-mail: [hbahaji@yahoo.fr](mailto:hbahaji@yahoo.fr).

## Introduction

Prépondérantes dans l'élaboration des packages de rémunération des dirigeants en Europe comme aux Etats-Unis, les stock-options sont considérées comme un instrument de rémunération incitative relativement simple à expliquer aux bénéficiaires et aligné sur les intérêts des actionnaires puisque basé sur la performance boursière. En 2004, les stock-options représentaient à elles-seules aux Etats Unis 31% environ de la rémunération des dirigeants des entreprises du Fortune 100. Elles constituaient par ailleurs environ 80% de la rémunération à long terme des dirigeants des entreprises européennes dans la même année.

Nonobstant son succès grandissant, l'instrument de stock-options est remis en cause de plus en plus actuellement. Il est replacé au cœur du débat actuel sur la gouvernance d'entreprise. Par ailleurs, l'introduction des normes comptables IFRS-2 et SFAS 123R, a éveillé la sensibilité des investisseurs et des actionnaires au coût économique des stock-options. De plus, ces normes ont remis à la surface le problème de la perception par le dirigeant de la valeur économique des stock-options et pose ainsi avec acuité les questions relatives au caractère incitatif des stock-options et à la détermination de leur juste valeur.

L'ultime objectif d'incitation à la performance à travers l'instrument de stock-options est éminemment lié à la juste évaluation de celles-ci, compte tenu des préférences de risque des salariés. Cet objectif reposerait alors sur la bonne appréhension du comportement d'exercice de ces derniers.

La littérature académique a porté beaucoup d'intérêt à la problématique du comportement d'exercice des porteurs de stock-option. Ainsi, depuis le début des années 90, plusieurs études de recherche ont traité de cette problématique (Lambert et al., 1991 ; Huddart et Lang ,1996 ; Carpenter, 1998 ; Heath et al., 1999 ; Hall et Murphy ,2000, 2002 ; Bettis et al., 2005). La plupart d'entre elles montrent que le comportement d'exercice est dicté par un mix complexe de facteurs économiques et de facteurs psychologiques. Cette littérature ne compte par ailleurs que très peu d'études empiriques portant sur les facteurs psychologiques. La rareté de ces études empiriques est principalement due à la difficulté d'accès aux données détaillées sur l'exercice des stock-options. En France par exemple, peu d'entreprises disposent de données historiques car la majorité des plans de stock-options attribuées n'ont jamais été exercées à cause de l'évolution négative du cours des actions sous-jacentes. De plus, du fait de leur confidentialité, rares sont les entreprises qui acceptent de divulguer ce type de données.

Notre étude s'inscrit dans le cadre de ce champ de recherche et se focalise sur les déterminants du comportement d'exercice des salariés. Elle a pour objectif général de contribuer à l'étude empirique de cette problématique, en introduisant de nouveaux déterminants non explorés auparavant dans la littérature, et en se basant sur un large échantillon de données. Elle tente plus particulièrement de compléter les travaux antérieurs sur les déterminants psychologiques du comportement d'exercice en apportant un éclairage supplémentaire sur certains de ces facteurs.

Nous avons identifié dans le cadre de cette étude trois familles de facteurs déterminant le comportement d'exercice des salariés :

- des facteurs économiques (ou rationnels) : ces déterminants sont issus du cadre théorique fondé sur la théorie de l'utilité espérée (Lambert et al., 1991 ; Hall et Murphy, 2000, 2002). Ils décrivent le comportement d'exercice d'un agent averse au risque, dont les préférences sont formulées conformément au principe de maximisation de l'espérance d'utilité. Quatre facteurs ont été ainsi étudiés, à savoir : le coût de l'exercice anticipé, l'exposition de la richesse du salarié au risque spécifique de l'entreprise, le coût de portage des options et le risque de l'entreprise. L'apport de notre étude à ce niveau consiste en la mise en évidence empirique d'une relation entre le comportement d'exercice des salariés et le risque spécifique de leur entreprise ;
- des facteurs psychologiques : il s'agit de trois biais psychologiques caractérisant le comportement décisionnel des individus. Ces facteurs ont été empruntés à la littérature portant sur la psychologie comportementale. Ainsi, outre le facteur lié au biais de l'ancrage et celui se rapportant à la manière dont les anticipations sont formulées à partir des tendances, nous avons introduit un facteur représentant une conséquence du biais de Comptabilité Mentale.

- des facteurs contextuels: ce sont des facteurs macro, caractéristiques du contexte et de l'environnement dans lesquels le salarié est amené à gérer ces stock-options. Parmi les quatre facteurs étudiés, nous nous sommes particulièrement focalisés sur la contingence du comportement d'exercice à l'enracinement des stock-options dans la culture sectorielle de l'entreprise.

Nous avons testé empiriquement les différents facteurs identifiés en nous basant sur un échantillon de 52 534 transactions d'exercice, effectuées par 7 125 salariés appartenant à 12 multinationales cotées aux Etats Unis. Cet échantillon compte par ailleurs 9 secteurs d'activité. Pour ce faire nous avons utilisé deux modèles de régressions différents :

- un modèle individuel explicatif de l'horizon de détention des stock-options. Ce modèle a pour objectif d'étudier le comportement individuel des optionnaires en tenant compte de certains facteurs caractéristiques de la situation du salarié, tels que son rang hiérarchique et son niveau de diversification ;
- un modèle agrégé expliquant l'intensité des exercices. Il a pour objectif d'étudier les traits communs du comportement d'exercice des salariés en ne tenant compte que de facteurs communs tels que les facteurs psychologiques.

Les résultats obtenus par les deux modèles sont globalement cohérents et confirment la majorité de nos hypothèses de recherche. Ainsi, en ligne avec les conclusions des études empiriques précédentes (Huddart et Lang, 1996 ; Heath et al., 1999, Bettis et al. 2005), nos résultats confirment que le comportement d'exercice dépend aussi bien de facteurs rationnels que de facteurs psychologiques. De surcroît, notre travail complète la littérature existante en mettant en lumière de nouveaux déterminants du comportement d'exercice. Plus particulièrement, notre étude montre que l'horizon de détention des stock-options est négativement corrélé au risque spécifique de l'entreprise. Nos résultats montrent également que le comportement d'exercice des salariés dénote d'une myopie qui est une conséquence du biais de Comptabilité Mentale. Ces résultats confirment par ailleurs l'existence d'un lien entre le comportement d'exercice et l'enracinement des stock-options dans la culture sectorielle de l'entreprise. Enfin, notre étude révèle que le comportement d'exercice des salariés évolue au fil du temps, ce qui dénote d'un effet d'apprentissage.

Nous allons dans un premier temps passer en revue les principales études portant sur la problématique du comportement d'exercice, ce qui nous conduira par la suite à développer les hypothèses de recherche que nous nous proposons de vérifier empiriquement. En second lieu, nous exposerons la méthodologie de recherche retenue ainsi que les conclusions de notre étude empirique.

## **I- Les déterminants du comportement d'exercice**

### **1.1 Revue de la littérature**

Il est bien établi dans la littérature que la richesse des dirigeants est significativement exposée au risque spécifique à leur entreprise. En effet, une partie importante de la richesse du dirigeant est investie dans l'entreprise sous forme d'actifs tangibles, à savoir les titres ou les stock-options qu'il détient, ou sous forme de capital humain matérialisé par le savoir faire spécifique à son poste. Les dirigeants sont ainsi potentiellement exposés à une problématique de diversification de leur risque. Cette problématique est d'autant plus accentuée par le caractère incessible des stock-options qu'ils portent et des restrictions portant sur la couverture de celles-ci. Ces restrictions concernent notamment la vente à découvert des titres de l'entreprise, aussi bien directe qu'indirecte via des instruments dérivés négociés sur le marché. Elles impliquent donc que la valeur qu'un dirigeant attribue à ses stock-options est dictée par ces anticipations et ces préférences de risque. Par conséquent, le dirigeant ne valoriserait pas ces options en étant neutre au risque, tel que postulé dans le modèle de Black-Scholes (1973) et Merton (1973), (BSM ci-après), qui postule par ailleurs une parfaite liquidité de l'option et la possibilité de sa couverture au travers de la vente à découvert d'une quantité donnée du titre sous-jacent. Ce cadre est bien entendu adapté du point de vue de l'émetteur de l'option, à savoir les actionnaires de l'entreprise. La valeur BSM des stock-options reflète ainsi le coût d'opportunité pour l'actionnaire résultant de leur attribution aux dirigeants (i.e. « valeur objective »).

Contrairement, à cause des restrictions portant sur la couverture et la cession de leurs stock-options, les dirigeants les valoriseraient d'une manière « subjective ». Or, tel que montré par Huddart (1994), le comportement du dirigeant quant à l'exercice de ses options est éminemment liée à la valeur qu'il leur attribue. Ainsi, plus la valeur subjective est faible plus tôt l'option sera exercée. Ce comportement décisionnel est par ailleurs déterminé par plusieurs facteurs décrivant les anticipations et les préférences du dirigeant. La littérature empirique portant sur l'étude de ces facteurs est restreinte. Quant à la littérature théorique qui sous-tend ces travaux empiriques, elle demeure partagée entre deux courants. Le premier, issue de la théorie de l'utilité espérée, prône la rationalité parfaite du dirigeant. Le deuxième, postulant la rationalité limitée du dirigeant, puise quant à lui son cadre théorique dans la psychologie comportementale. Nous faisons dans les paragraphes suivants une revue des principaux travaux issus de cette littérature.

### 1.1. 1. Rationalité parfaite et comportement d'exercice.

#### a. Les modèles théoriques.

L'article de Lambert et al. (1991) fait partie des travaux précurseurs dans ce champ de recherche. Il s'agit en effet du premier travail ayant proposé un cadre théorique fondé sur la théorie de l'utilité espérée pour traiter la problématique de la valorisation d'un instrument de rémunération incitative du point de vue du dirigeant. Ce travail remplace cette problématique dans le cadre de la théorie de l'agence en rappelant que les imperfections du marché créent une divergence entre la perspective actionnariale et la perspective managériale quant au contrat de rémunération. Ce dernier est défini par les auteurs comme étant une somme de cash-flows certains telle que le dirigeant sera indifférent entre recevoir ce montant ou recevoir le montant aléatoire généré par le contrat de rémunération. Cette définition s'appuie ainsi sur le principe de « l'équivalence certaine ». En se basant sur ce principe, les auteurs modélisent la richesse du dirigeant comme une somme de trois composantes :

- Un contrat générant des cash-flows en fonction d'une mesure de performance de l'entreprise ;
- Une somme constante ne dépendant pas de cette mesure de performance ;
- Une richesse proportionnelle à cette mesure de performance.

En partant de ce cadre, ils démontrent que la valeur subjective du contrat de rémunération dépend de la fraction de la richesse du dirigeant investie dans l'entreprise (i.e. niveau de corrélation de sa richesse avec la mesure de performance conditionnant les cash-flows de son contrat de rémunération) et de son aversion au risque. Afin d'illustrer ce résultat, ils proposent une application numérique au cas des stock-options en supposant ainsi que le dirigeant est risque averse, que sa fonction d'utilité est de type puissance et que la distribution du cours de l'action sous-jacente est log-normale.

Cet article fondateur a été relayé par ceux de Hall et Murphy (2000, 2002). Les deux chercheurs ont repris le même modèle théorique pour étudier quelques aspects incitatifs des contrats de stock-options. Leurs résultats confirment les conclusions de Lambert et al. (1991). Ils montrent ainsi que la valeur subjective de l'option et, par conséquent, le comportement d'exercice du dirigeant, dépendent de son aversion au risque, de sa richesse et de la taille du portefeuille des titres de l'entreprise qu'il possède.

Le cadre théorique introduit par Lambert et al. (1991) a été repris également dans plusieurs autres études, notamment celles qui avaient pour objet de modéliser le coût des stock-options pour les actionnaires (Marcus et Kulatilaka, 1994 ; Carpenter, 1998 ; Bettis et al., 2005). En effet, ces travaux proposaient des modèles de juste valeur des stock-options en recourant à une modélisation du comportement d'exercice des porteurs fondée sur le modèle théorique précité. Des travaux plus récents proposent de nouveaux cadres théoriques notamment pour modéliser le constat empirique de l'étalement de l'exercice des stock-options sur plusieurs transactions (Henderson, 2006), ou encore des barrières de cours d'exercice implicites (Carpenter et al., 2006).

#### b. Les études empiriques.

Le cadre théorique rappelé plus haut a apporté un premier éclairage sur les stimuli rationnels de la décision d'exercice du porteur de stock-options (optionnaire ci-après) et des facteurs économiques qui en découlent pouvant influencer ce comportement décisionnel. Peu d'études empiriques se sont consacrées à l'analyse de ces déterminants

économiques. La rareté de ces études s'explique par la difficulté d'accès à des données détaillées sur l'exercice des stock-options, voir même leur indisponibilité. Ainsi, la majorité de ces travaux se sont heurtés aux problèmes liés à l'exhaustivité des données (i.e. peu d'informations concernant les optionnaires et les caractéristiques des stock-options exercées). Les échantillons utilisés sont parfois de petites tailles ou peu représentatifs de la population des optionnaires (i.e. limités à une seule entreprise ou concentrés sur un secteur d'activité particulier ou une seule catégorie de salariés).

Ceci est le cas par exemple de l'étude de Hemmer et al. (1996). Cette étude porte sur un échantillon de 110 transactions d'exercice par 74 hauts dirigeants, dans 64 différentes entreprises, pendant l'année 1992. Les auteurs constatent que la majorité des options constituant leur échantillon ont été exercées par anticipation. Ils relèvent par ailleurs une corrélation positive entre le risque non couvert de l'option (i.e. la variance des rendements de l'action) et l'envergure des levées anticipées. Ce résultat confirme l'hypothèse que les optionnaires averses au risque exerceraient par anticipation afin de se diversifier.

En se basant sur un échantillon de taille plus importante (1263 observations), Core et Guay (2001) ont étudié les transactions d'exercice annuelles d'option entre 1994 et 1997 par une population non managériale de salariés dans 756 entreprises. Leurs résultats montrent que le nombre d'exercice est plus important quand la valeur intrinsèque de l'option représente une fraction importante de sa valeur économique (i.e. valeur BSM). Ceci explique que le comportement d'exercice des salariés intègre le coût d'opportunité résultant de l'exercice anticipé des options (i.e. la valeur temps sacrifiée).

Cette conclusion a été corroborée par les résultats de Bettis et al. (2005). Les données utilisées par ces chercheurs - comprenant 141 120 transactions d'exercice entre janvier 1996 et décembre 2002 dans 3966 entreprises - font état d'exercices à des niveaux de cours significativement dans la monnaie (le ratio valeur intrinsèque /valeur BSM au moment de l'exercice est de 90% à la médiane). En outre, conformes aux résultats de Hemmer et al. (1996), ceux obtenus dans l'étude de Bettis et al. (2005) montrent que plus la volatilité du cours de l'entreprise est élevée, plutôt les salariés exercent leurs options. Ils montrent également que, contrairement au niveau des liquidités de l'entreprise, le niveau de dividende et la performance inattendue du titre de l'entreprise – mesurée par l'alpha de Jensen - motivent l'exercice anticipé. Enfin, les auteurs constatent que les directeurs exécutifs ont tendance à conserver leurs options plus longtemps, particulièrement dans les industries pharmaceutique et de manufacture.

### 1.1.2. Rationalité limitée et comportement d'exercice : les biais psychologiques

Depuis les travaux fondateurs de Kahneman et Tversky (1979, 1984), plusieurs études expérimentales, s'appuyant sur la psychologie comportementale, ont révélé des biais cognitifs dans le comportement décisionnel des agents économiques. Ces travaux ont conclu ainsi à une rationalité contingente (ou conditionnelle) de ces derniers due à leurs préférences et/ou leurs anticipations erronées (« *mistaken beliefs* »). Ce courant de recherche c'est avéré particulièrement fertile dans l'explication des inefficiences avérées des marchés financiers. Aussi, est-il établi que le comportement des agents économiques face à des choix d'investissements peut être emprunt de biais<sup>1</sup>. Ces choix peuvent porter aussi bien sur la cession ou l'acquisition d'actifs financiers que l'exercice d'options d'achat ou de vente inscrites sur ces actifs. Tel est le cas par exemple des décisions relatives à l'exercice des stock-options.

Huddart et Lang (1996) furent les premiers à avoir exploré les déterminants psychologiques du comportement d'exercice des optionnaires. Pour ce faire, ils ont étudié un échantillon de transactions d'exercice de stock-options par environ 50 000 salariés dans 8 différentes sociétés. Ils ont constaté que la majorité des salariés lèvent assez tôt leurs options, concédant ainsi une part substantielle de la valeur économique de celles-ci. Le principal apport de leur travail demeure la mise en évidence de biais psychologiques dans le comportement d'exercice des optionnaires. En effet, les deux auteurs constatent une dépendance de la magnitude des transactions d'exercice et des fluctuations récentes du cours de l'action, ce qui dénote d'une tendance des optionnaires à se référer à des points d'ancrage pour exercer, tel que prédit par la théorie des perspectives.

---

<sup>1</sup> Pour une revue de la littérature voir Barberis N. et Thaler R. (2003) et Hirshleifer D. (2001)

Cette conclusion a été corroborée ultérieurement par l'étude de Heath et al. (1999) dont les apports n'en demeurent pas moins importants. Afin de confronter deux modèles comportementaux, les auteurs ont étudié deux familles de déterminants du comportement d'exercice des optionnaires. La première famille de déterminants, à savoir le besoin de liquidité et le besoin de diversification, est issue de la théorie de l'utilité. La deuxième famille comporte des facteurs liés à deux biais psychologiques :

- les anticipations biaisées : les optionnaires, anticipant un retour à la moyenne du cours à court terme et une persistance de la tendance à long terme, exerceraient leurs options par anticipation à mesure que la performance à court terme est élevée et que la performance à long terme est faible ;
- L'ancrage : les optionnaires définiraient des points d'ancrage en se référant à l'évolution du cours sur l'année précédente. Ainsi, ils exerceraient leurs options en se référant à ces points.

Ces hypothèses ont été testées sur un échantillon de transactions d'exercice entre 1985 et 1994 concernant 50 000 salariés de 7 sociétés cotées, dont 4 appartenant au secteur des nouvelles technologies. Les informations contenues dans ces données reflètent une tendance des salariés à exercer en se référant au cours maximum sur l'année qui précède l'exercice. Ce résultat corrobore les conclusions d'études antérieures selon lesquelles les agents gèrent leurs investissements à un horizon d'un an. Les auteurs constatent également que la valeur temps sacrifiée lors de l'exercice des options est substantielle (de l'ordre de 25% de la valeur économique de l'option). Ils relèvent par ailleurs une dépendance significative de l'activité d'exercice par rapport à l'évolution du cours à court terme et à long terme. Ceci confirme l'hypothèse selon laquelle les anticipations relatives à ces évolutions sont des déterminants de l'exercice.

Outre les déterminants psychologiques, Massey (2003a) a étudié l'influence de facteurs démographiques sur le comportement d'exercice des optionnaires. L'auteur disposait de données détaillées sur les exercices de stock-options d'une entreprise du Fortune 100. Il disposait également des caractéristiques démographiques de la population des optionnaires telles que l'âge, le niveau d'éducation, le sexe, le niveau hiérarchique, l'expérience avec les stock-options et l'enveloppe de rémunération. Comme dans les deux études précédentes, les résultats de cette étude confirment la dépendance du comportement d'exercice de la performance à court terme de l'action. De plus, elle montre que ce comportement est corrélé à la volatilité de l'action et à l'expérience des individus avec les options. En revanche, les caractéristiques démographiques des optionnaires ne semblent pas influencer leur comportement d'exercice.

Plusieurs études dans la lignée des travaux précédents, ont confirmé la présence de biais dans le comportement d'exercice des optionnaires (Core et Guay, 2001 ; Misra et Shi, 2005 ; Armstrong et al., 2006 ; Sautner et Weber, 2005). L'étude empirique de Sautner et Weber (2005) se distingue par la particularité de l'éclairage porté sur certains de ces biais comportementaux, jamais explorés dans la littérature. En plus de facteurs rationnels - à savoir l'aversion au risque du salarié, sa richesse, sa diversification, son besoin de liquidité et la spécificité du capital humain de l'entreprise - les auteurs ont étudié l'influence de trois biais psychologiques : l'optimisme, l'excès de confiance et la Comptabilité Mentale. Pour ce faire, les auteurs ont exploité deux types de données :

- des données historiques détaillées relatives aux transactions d'exercice d'un plan de stock-options attribué à 70 directeurs exécutifs d'une grande société Allemande entre juillet et août 2000. Ces transactions s'étalent sur la période allant du 30 mai 2003 au 16 septembre 2004. L'attribution de ce plan a été subordonnée à l'acquisition préalable du titre de l'entreprise par les bénéficiaires. Le plan dénote d'une caractéristique typiquement allemande : les options sont exerçables uniquement pendant 9 périodes dites fenêtres d'exercices (« *blackout exercise periods* »). De plus, les salariés n'avaient le droit qu'à une seule transaction par périodes. Ceci signifie que si les salariés décident d'exercer pendant une période donnée, il est probable qu'ils exercent toutes leurs options à la fois ;

- des données descriptives obtenues à partir de questionnaires administrés à tous les attributaires de stock options. Ces questionnaires visent à collecter des informations relatives notamment aux caractéristiques de la population des optionnaires, leurs anticipations et leurs préférences de risque, ainsi que l'usage fait des actions acquises via l'exercice de leurs options. Un taux de participation de 69% a été obtenu.

Les auteurs constatent ainsi que la majorité des salariés (65% de la population) exercent leurs options par anticipation et cèdent aussitôt les actions issues de l'exercice de ces options. En revanche, ils disposent

différemment des actions acquises en vue de l'éligibilité au plan de stock-options. Ces dernières ne sont pas aussi rapidement liquidées que celles acquises de l'exercice des options. Ceci dénote de la présence du biais comportementale de Comptabilité Mentale dans la mesure où, bien qu'il s'agisse du même actif, les salariés considèrent séparément les titres qu'ils ont acquis de l'exercice et ceux qu'ils ont achetés. De plus, l'absence de corrélation entre la cession de ces derniers et l'exercice anticipé peut signifier que l'exercice des options n'est pas motivé par un besoin de liquidités. Par ailleurs, les auteurs remarquent que les salariés sous-estiment la volatilité des marchés financiers ainsi que celle du titre de l'entreprise. Ceci révèle un biais comportemental « d'excès de confiance ». Ce biais est plus prononcé dès lors qu'il s'agisse du titre de l'entreprise. De surcroît, les salariés se montrent plus optimistes quant à l'évolution du cours futurs de l'action de l'entreprise. Les auteurs expliquent ceci par le biais de « familiarité », dans le sens où les salariés estiment que les valeurs auxquelles ils sont familiers - le titre de l'entreprise en l'occurrence - ont plus de chance de générer des rendements élevés. D'autre part, les résultats montrent que la grande majorité des salariés ont un horizon de détention d'option très court (94% des salariés interrogés ont un horizon de 3 mois à 1 an). Enfin, cette étude montre que, ni le niveau d'aversion au risque, ni la proportion de la richesse investie dans l'entreprise n'influencent le comportement d'exercice. Il en va de même pour la caractéristique du capital humain mesurée par l'ancienneté des salariés. Les auteurs constatent cependant que les salariés avec un niveau supérieur de richesse - approximé par le nombre de stock-options attribuées - ont tendance à conserver plus longtemps leurs options.

## 1.2. Hypothèses de recherche

Nous allons développer dans cette section les hypothèses de recherche que nous nous proposons de vérifier empiriquement. Ces hypothèses sont liées aux trois familles de déterminants du comportement d'exercice que nous avons identifiées: les facteurs économiques (ou rationnels), les facteurs psychologiques et les facteurs inhérents à l'environnement de la prise de décision. Dans un premier temps, nous analyserons quelques déterminants rationnels du comportement d'exercice issus du cadre théorique de l'utilité espérée. Les facteurs psychologiques seront abordés dans un deuxième temps. Enfin, nous développerons les hypothèses relatives aux facteurs liés à l'environnement de la prise de décision d'exercice.

### 1.2.1. Facteurs économiques.

#### a- Coût d'opportunité dû à l'exercice anticipé.

Un optionnaire averse au risque exercerait par anticipation la totalité ou une partie de ses options qui sont dans la monnaie afin de diversifier son risque, sacrifiant ainsi la valeur temps des options. Un besoin de liquidité pourrait également le conduire à exercer par anticipation et céder aussitôt la totalité des actions acquises (Ofek et Yermark, 2000). Or, sa rationalité postulée l'empêcherait de lever ses options si la valeur temps sacrifiée est supérieure au coût d'accès aux liquidités sur le marché (i.e. coût de financement) ou au coût du risque diversifié (Heath et al., 1999). Quelles que soient les motivations d'exercice, l'optionnaire rationnel aura tendance à exercer lorsque la valeur temps sacrifiée (i.e. le coût d'opportunité de l'exercice) est la plus faible possible (Bettis et al., 2005 ; Huddart et Lang, 1996 ; Heath et al., 1999). Ceci nous conduit à formuler l'hypothèse suivante :

**H1.1 : Plus le ratio de la valeur intrinsèque sur la valeur économique de l'option est proche de l'unité, plus les optionnaires auront tendance à lever leurs options, toute chose étant égale par ailleurs.**

#### b- Exposition au risque spécifique de l'entreprise.

Le salarié sous-évalue ses stock-options par rapport au marché en raison de l'absence de diversification qu'il se voit subir (Hall et Murphy, 2000, 2002 ; Lambert et al., 1991). En effet, ses rémunérations fixe et variable sont totalement dépendantes de la situation de l'entreprise. S'il est rationnel et averse au risque, il ne devrait détenir aucune action de son entreprise et investir sa richesse exclusivement dans un portefeuille diversifié. Or l'idée même des rémunérations incitatives est de contraindre le dirigeant à une exposition au risque spécifique à l'entreprise. Pour accepter de supporter ce risque, le salarié va exiger une prime, d'autant plus élevée que son patrimoine est peu diversifié. Ainsi, comme le démontre Hall et Murphy (2000, 2002) et Lambert et al. (1991), la valeur subjective des stock-options baisse avec l'augmentation de la proportion de la richesse du salarié investie dans l'entreprise, y compris le capital humain que constitue le savoir faire qu'il a réussi à développer dans son poste. Par conséquent,

celui-ci tendrait à exercer par anticipation à mesure que son exposition au risque de l'entreprise est importante. D'où l'hypothèse de recherche suivante :

**H1.2 : Toute chose étant égale par ailleurs, plus la proportion de la richesse du salarié investie dans l'entreprise est importante, plus ce dernier aura tendance à exercer par anticipation.**

c- Le risque de l'entreprise.

La valeur attribuée par le salarié à ses stock-options étant négativement corrélée à son aversion au risque (Hall et Murphy, 2000, 2002 ; Lambert et al., 1991), ce dernier pourrait sacrifier une partie importante de leur valeurs, en les exerçant par anticipation, si le risque de l'action, reflété dans sa volatilité, est assez important. Rappelons que plusieurs travaux ont montré empiriquement que l'exercice anticipé est positivement lié à la volatilité du titre de l'entreprise (Huddart and Lang, 1996; Hemmer et al., 1996 ; Bettis et al., 2005 ; Armstrong et al., 2006). Ceci nous mène à poser l'hypothèse suivante :

**H1.3.1 : Toute chose étant égale par ailleurs, plus la volatilité de l'entreprise est élevée, plus l'optionnaire aura tendance à exercer par anticipation.**

Ceci étant, l'optionnaire serait plus incité à se diversifier – et donc plus enclin à lever ces options - si le risque lié aux facteurs spécifiques à l'entreprise présente une contribution importante à sa volatilité. En partant de là nous posant l'hypothèse suivante :

**H1.3.2 : Toute chose étant égale par ailleurs, plus le risque spécifique de l'entreprise est élevé, plus l'optionnaire aura tendance à exercer par anticipation.**

d- Coût de portage des options : les dividendes.

Il est bien établi que l'exercice d'une option bermudienne d'achat d'une action ne payant pas de dividendes ne peut être optimal avant la date d'échéance. En effet, dans ce cas particulier, on démontre qu'à toute instant précédant la date d'échéance de l'option, la valeur spéculative de l'option est supérieure à sa valeur intrinsèque. Un exercice anticipé résulterait donc en une perte de la valeur temps. Par conséquent, un investisseur rationnel refuserait d'exercer l'option par anticipation. En revanche, un exercice anticipé peut s'avérer optimal dans le cas d'options bermudiennes sur des titres distribuant des dividendes. Aussi, l'exercice des stock-options pourrait-il être optimal d'un point de vue économique juste avant le paiement d'un montant important de dividendes (Bettis et al., 2005). Il en découle donc que le comportement d'exercice d'optionnaires parfaitement rationnels pourrait être lié à leurs anticipations des distributions des dividendes futurs. Ceci nous mène à proposer l'hypothèse suivante :

**H1.4 : Toute chose étant égale par ailleurs, plus les dividendes distribués par l'entreprise sont élevés, plus l'optionnaire aura tendance à exercer ses options par anticipation.**

1.2.2. Facteurs psychologiques.

a- L'ancrage.

Quand les individus prennent des décisions qui requièrent de leur part l'estimation de quantités, leurs estimations sont fortement influencées par les valeurs passées des variables qu'ils considèrent. Ils semblent considérer par ailleurs, selon Kahneman et Tversky (1974), des valeurs parfois arbitraires, mais le plus souvent les valeurs initiales, qu'ils ajustent par la suite. Des études empiriques montrent cependant que cet ajustement est la plupart du temps insuffisant ce qui fait de l'ancrage un biais comportemental avéré.

La théorie des perspectives (Kahneman et Tversky, 1979) ne spécifie pas comment le point d'ancrage est déterminé par les agents économiques. Nonobstant sa dynamique révélée par les travaux portant sur l'effet de disposition (« *disposition effect* ») (Shefrin et Stadman, 1985), les expériences de laboratoires considèrent le plus souvent que ce point est fixe (« *statu quo Reference point* ») versus « *non statu quo Reference point* »). En effet, les individus retiennent le sens général des informations qu'ils reçoivent et rarement les détails précis (Anderson, 1974). Se sont plutôt les détails exceptionnels dont ils se rappellent. Ainsi, plusieurs études en finance comportementale suggèrent que les investisseurs sur les marchés financiers déterminent le point d'ancrage d'une manière dynamique, par

référence à la tendance centrale et aux points extrêmes du cours. En effet, Gneezy (1998), démontre que les prix maxima sont nettement meilleurs prédicateurs du point d'ancrage que ne l'est le prix d'acquisition. Ceci implique que les optionnaires pourraient déterminer le point d'ancrage par rapport à la tendance centrale du cours de l'action ou par rapport aux cours extrêmes plutôt que le cours à la date d'attribution des stock-options (Heath et al., 1999). De plus, comme le souligne Heath et al. (1999), les levées d'options sont supposées s'intensifier quand le cours atteint un niveau supérieur au point d'ancrage, car dans cette zone l'optionnaire devient averse au risque et préfère substituer l'instrument risqué (i.e. l'option) par une somme certaine (i.e. gain d'exercice généré par la cession des actions acquises)<sup>2</sup>. Il est à noter au final que le point d'ancrage n'agit pas comme une barrière activant l'exercice : les optionnaires n'exerceraient pas systématiquement dès que le cours de l'action dépasse ce point car il se pourrait que le niveau de leur aversion au risque ne compense pas totalement la perte de la valeur temps. Ces différents points nous conduisent à poser l'hypothèse suivante :

**H2.1: les optionnaires définissent des points d'ancrage par référence aux niveaux maximums du cours sur une période donnée. Ils auront tendance à exercer quand le cours atteint un niveau supérieur à ces points, toute chose étant égale par ailleurs.**

b- Comptabilité Mentale.

Ce biais comportemental (Thaler, 1985) traduit la tendance des individus à préconiser un traitement différemment à l'argent selon son origine ou son allocation. En effet, les modèles traditionnels de l'utilité considèrent que les agents évaluent globalement les nouveaux prospects en les intégrant à leurs enveloppes de risque préexistantes, puis en vérifiant l'attractivité de l'ensemble. Or, plusieurs études expérimentales (Kahneman and Lovallo, 1993 ; Kahneman et Tversky, 1986) montrent le contraire : les agents ont des ressources cognitives limitées, ainsi ils isolent et évaluent indépendamment les nouveaux problèmes, ce qui les conduit à séparer des décisions qui doivent logiquement être combinées. Ainsi, les optionnaires dont le comportement est emprunt du biais de Comptabilité Mentale n'intégreraient pas leurs stock-options dans leur richesse globale et les évaluerait donc séparément.

Un autre aspect du biais de la Comptabilité Mentale est que les individus dessinent des perspectives myopes quand ils évaluent des actifs séparément. Cette myopie débouche sur des décisions qui dénotent de plus d'aversion aux pertes (Benartzi et Thaler, 1995, 1999). Il en résulte donc que les salariés « myopes » qui ont une perspective à court terme concernant l'évolution du cours de l'action auront tendance à considérer que leurs options sont moins attractives quand elles sont en dehors de la monnaie. Ceci nous conduit à formuler l'hypothèse suivante :

**H2.2: plus fréquemment les stock-options sont en dehors de la monnaie, plus l'aversion aux pertes des optionnaires augmente et plus ils auront tendance à lever leur options.**

c- Les anticipations : réactions aux tendances.

Dans un marché efficient, l'évolution passée du cours ne permet pas de prévoir les tendances futures. Ainsi, un investisseur rationnel ne se fierait pas aux variations historiques du cours. Or, comme révélé par les études de Kahneman et Tversky (1971, 1973), les individus anticipent, tantôt une persistance des tendances, tantôt des retours à la moyenne. De ce fait, ils seraient influencés par les évolutions passées. De plus, Andreassen (1987, 1998) démontre sur la base d'une série d'expériences, que généralement, lorsque les individus sont confrontés à des séries historiques de cours d'actions, ils anticipent un retournement de la tendance à court terme, sauf quand ils ont des informations les amenant à croire que cette tendance persistera. Cela veut dire que si les optionnaires adoptent le même comportement, l'exercice des options sera positivement corrélé avec la tendance à court terme du cours de l'action (Heath et al., 1999 ; Sautner et Weber, 2005). En outre, comme le souligne Heath et al. (1999), l'exercice des options serait négativement corrélé avec la tendance à long terme du cours de l'action, dans la mesure où les optionnaires anticiperaient une persistance de cette tendance, car ils la considéreraient meilleur prédicateur de la valeur futur de l'action. En partant de là, nous proposerons les deux hypothèses suivantes :

---

<sup>2</sup> La fonction de valeur introduite dans la théorie des perspectives par Kahneman et Tversky (1979) est concave à droite du niveau de référence (i.e. point d'ancrage).

**H2.3.1: les optionnaires anticipent un retournement de la tendance à court terme du cours. Par conséquent, plus la performance à court terme du cours est élevée, plus ils exerceraient leur options, toute chose étant égale par ailleurs.**

**H2.3.2: les optionnaires anticipent une persistance de la tendance à long terme du cours. Par conséquent, plus la performance à long terme du cours est élevée, moins ils exerceraient leurs options, toute chose étant égale par ailleurs.**

Par ailleurs, les anticipations des salariés peuvent intégrer vraisemblablement le degré de dépendance de la performance du titre de leur entreprise de celle des marchés boursiers. En effet, plus cette performance est liée à celle de l'indice de marché, plus elle peut être fondamentalement expliquée par des facteurs exogènes que les salariés ne contrôlent pas et sur lesquels ils n'ont pas d'emprise. Les stock-options s'en retrouvent réduites ainsi à de simples objets de loterie, dans la mesure où elles ne peuvent plus remplir leur fonction principale qui consiste à rétribuer la performance collective des salariés, reflétée dans la performance du titre de l'entreprise. Ceci se traduira par une moindre attractivité des stock-options pour les salariés, qui auraient tendance donc à les sous-évaluer. En résumé :

**H2.3.3 : Plus la performance anticipée du titre de l'entreprise est due à la performance du marché, plus court serait l'horizon de détention des stock-options pour ses salariés, et plus ils auront tendance à lever les options par anticipation, toute chose étant égale par ailleurs.**

1.2.3. Facteurs inhérents à l'environnement de la prise de décision.

Il s'agit de facteurs macro, caractéristiques du contexte et de l'environnement dans lesquels le salarié est amené à gérer ses stock-options. Ces facteurs représenteront ainsi des variables de contrôle dans nos modèles d'étude du comportement d'exercice.

a- Périodes d'acquisition et d'indisponibilité fiscale.

Les contrats de stock-options sont généralement assortis d'une clause stipulant la suspension de la levée des options pendant une ou plusieurs périodes postérieures à leurs dates d'attribution. La pratique des entreprises en matière de design des plans de stock options consiste à aligner ces périodes dites « d'acquisition » (« *Vesting periods* ») sur la période d'indisponibilité fiscale. Ainsi, plus la période d'acquisition des options est longue, plus le salarié est contraint de reporter sa décision d'exercice.

b- L'enracinement culturel.

Le comportement décisionnel des optionnaires est contingent à la dimension socioculturelle des stock-options dans leur entreprise en tant qu'instrument incitatif. Ainsi, la posture adoptée par les optionnaires quant à la gestion de leurs stock-options sera différente selon le degré d'enracinement de ces dernières dans la culture de leur entreprise ou selon leur expérience avec ce type d'instrument incitatif (Massey, 2003a). Ainsi, à titre d'exemples, les stock-options sont très usitées par les entreprises technologiques afin de rétribuer la performance de leurs cadres, car ces entreprises ont généralement de faibles liquidités. Ceci renforce donc la dimension culturelle des stock-options dans l'entreprise. D'autre part, les employés du secteur financier qui ont l'habitude de manipuler des instruments financiers complexes comparables aux stock-options (ex : Traders, Ingénieurs financiers...), feraient preuve de plus de rationalité quant à l'exercice de leurs stock-options. Par ailleurs, une comparaison sectorielle du comportement d'exercice a été établie par Bettis et al. (2005). Il en ressort que les directeurs exécutifs dans les secteurs pharmaceutique et manufacturier ont tendance à exercer leurs options plutôt que leurs homologues dans les autres secteurs. Ce résultat révèle donc une contingence sectorielle du comportement d'exercice. Nous sommes donc amenés à proposer l'hypothèse suivante :

**H3.1: Le comportement d'exercice des optionnaires est contingent au degré d'enracinement des stock-options dans la dimension culturelle associée à l'activité de l'entreprise.**

c- Taille de l'entreprise.

Plusieurs études académiques ont montré l'existence d'un lien entre la taille de l'entreprise et la rémunération de ses dirigeants. Ainsi, par exemple, Spalt (2008) montrent que les entreprises de petites tailles sont celles qui attribuent le plus de stock-options à leurs salariés. En transposant ces résultats dans le cas de la problématique du comportement d'exercice, il ne serait pas aberrant de postuler une relation entre ce comportement et la taille de l'entreprise. Rappelons que cette relation a été explorée par Bettis et al. (2005), mais sans résultats concluants. Un trait commun de toutes les entreprises de grandes tailles est le niveau relativement bas de leurs volatilités boursières. En effet, on observe empiriquement que la volatilité du cours d'une entreprise est négativement corrélée à la taille des actifs de celle-ci. Il en résulte donc que, plus la taille de l'entreprise est grande, plus faible sera son risque, tel que reflété par sa volatilité. Ainsi, en réitérant l'hypothèse H1.3.1, nous formulerons l'hypothèse suivante :

**H3.2: Toute chose étant égale par ailleurs, plus la taille de l'entreprise est grande, plus long sera l'horizon de détention des stock-options par les salariés.**

d- Liquidité de l'entreprise.

Le niveau des liquidités de l'entreprise peut représenter un facteur économique influençant le comportement d'exercice de ses optionnaires (Bettis et al., 2005). En effet, les entreprises disposant d'un niveau important de cash, ont potentiellement la capacité de distribuer plus de dividendes. Le niveau de liquidités peut donc influencer les anticipations des optionnaires quant à la distribution des dividendes futurs et, par conséquent, leur horizon de détention des stock-options. Nous poserons donc l'hypothèse suivante, complémentaire de l'hypothèse H1.4:

**H3.3: Toute chose étant égale par ailleurs, plus les liquidités de l'entreprise sont importantes, plus les salariés anticiperont l'exercice de leurs options.**

e- Le niveau hiérarchique.

Le comportement d'exercice du salarié peut également être lié à la nature des fonctions qu'il occupe. Ainsi, les dirigeants, qui sont impliqués dans le processus décisionnel de l'entreprise, ont accès, de part leurs fonctions, à des informations privilégiées. Ils peuvent donc faire preuve de plus d'engagement et d'implication dans le développement de l'entreprise que les salariés des classes inférieures. De ce fait, leur comportement peut dénoter de plus d'optimisme ou d'excès de confiance (Barber et Odean, 2001). Ils auraient ainsi un horizon de détention des stock-options plus long que celui des salariés de niveaux hiérarchiques inférieurs. Nous proposons donc l'hypothèse suivante :

**H3.4: les salariés de niveaux hiérarchiques élevés, ont un horizon de détention des stock-options plus long que les salariés des niveaux inférieurs.**

## II- Méthodologie et résultats

Cette partie est consacrée à l'étude empirique que nous avons menée sur un échantillon de 12 entreprises cotées aux Etats Unis. Nous allons tout d'abord présenter les caractéristiques des données exploitées dans cette étude. Dans un second temps, nous exposerons la méthodologie utilisée afin de vérifier les différentes hypothèses de recherche. Enfin, nous analyserons et discuterons les résultats de l'étude.

### 2.1. L'échantillon de données.

Comme le montre le tableau-1, nous avons utilisé des données relatives à 542 plans de stock options<sup>3</sup> attribués entre 1985 et 2006 par 12 multinationales cotées aux Etats Unis et appartenant à différents secteurs d'activité. Ces

---

<sup>3</sup> Il s'agit de plans dont le design est standard : l'acquisition des stock-options est subordonnée uniquement à la présence du salarié dans l'entreprise à la fin de la période d'indisponibilité (i.e. période d'acquisition ou de «Vesting»). En d'autres termes, ces plans ne comportent pas de conditions de performance. L'acquisition des stock-options attribuées est soit immédiate (i.e. immédiatement après leur attribution) soit uniformément étalée sur une période variant entre 2 ans et 9 ans et demi (« cliff vesting »).

données comportent le détail de 52 534 transactions d'exercice d'options : prix d'exercice, matricule du bénéficiaire, date d'attribution, date d'échéance, nombre d'options attribuées, périodes d'acquisition, date d'exercice, nombre d'options exercées et cours auquel l'option a été levée. Ces transactions ont été numérotées de 1 à 52 534 selon leur ordre chronologique.

Par ailleurs, nous avons disposé d'information concernant le niveau hiérarchique des 7 125 salariés dans notre échantillon et le pays où ils sont situés. Ainsi, les salariés qui ont bénéficié de plans de stock options sont basés dans 16 pays différents. Cependant la grande majorité des plans dans l'échantillon (98% environ) ont été attribués à des salariés situés aux Etats Unis. Le nombre des classes hiérarchiques étant différent d'une entreprise à l'autre, nous avons conçu une classification générique comportant 7 classes hiérarchiques commençant par la classe n°1 des salariés non cadres et se terminant par la classe n°7 des présidents directeurs généraux. Nous avons par la suite appliqué cette classification à tous les salariés de notre échantillon. Pour ce faire, nous avons effectué un mappage qui consiste à agréger les classes hiérarchiques, pour les entreprises dont le nombre de classes est supérieurs à 7, dans celles que nous avons définies. En revanche, pour les entreprises qui disposent d'un nombre de classes inférieur à 7, le mappage consistait à substituer les classes propres à chacune des entreprise par les classes correspondant (i.e. qui nous semble les plus proches) dans la classification définies.

Enfin, pour chacune des entreprises de notre échantillon nous avons collecté à partir des bases de données de Bloomberg les données comptables trimestrielles correspondant à la période étudiée (total actif et liquidité) ainsi que les données boursière hebdomadaires depuis la date d'introduction en bourse : cours de clôture du titre, de l'indice NYSE et des indices S&P, RUSSEL et NASDAQ représentant le secteur de l'entreprise (voir tableau-2).

**Tableau-1 : Caractéristiques de l'échantillon de données**

Ce tableau décrit les caractéristiques des données étudiées. Ces données concernent 52 534 transactions d'exercices de stock options attribuées dans le cadre de 542 plans entre 1985 et 2006 par 12 entreprises cotées aux Etats Unis et appartenant à 9 secteurs d'activités. Les capitalisations boursières de ces entreprises sont comprises entre \$ 323M et \$ 41 524M. Les plans de stock-options qui constituent notre échantillon ont été acquis soit immédiatement après leur attribution soit après une période qui varie entre 1 an et 9 ans et demi. Leurs maturités varient entre 5 et 10 ans.

Entreprise	Secteur d'activité	Capitalisation boursière *	Nombre de plans attribués	Nombre de transactions d'exercice	Périodes des transactions	Période d'attribution	Périodes totales d'acquisition	Nombre de pays	Maturité des options
E1	Finance	1 601	23	908	02/1998 à 12/2005	01/1997 à 01/2003	immédiate, 3 et 4 ans	4	7 ans
E2	Distribution de gaz	4 275	86	3 157	06/1995 à 03/2006	02/1993 à 11/2005	3 ans	1	10 ans
E3	Biens de consommation	40 524	245	9 756	03/1999 à 11/2005	01/1999 à 11/2000	immédiate à 9.5 ans	1	10 ans
E4	Biens de consommation	38 898	5	10 083	06/1994 à 06/2005	10/1992 à 10/1996	2 ans	1	10 ans
E5	Aérospatial-défense	12 432	33	19 551	05/1996 à 04/2006	05/1995 à 02/2005	2 et 3 ans	1	10 ans
E6	Electronique	323	21	369	05/2001 à 07/2005	05/2000 à 02/2004	3 ans	1	10 ans
E7	Industrie	8 088	14	544	06/2000 à 09/2005	03/1997 à 01/2004	immédiate, 4 et 5 ans	1	10 ans
E8	Distribution	751	14	1 350	03/1996 à 09/2005	03/1995 à 04/2004	immédiate à 3 ans	1	5 et 10 ans
E9	Jeux de hasard	3 030	22	822	11/1993 à 03/2005	02/1993 à 10/2003	immédiate, 4 et 5 ans	1	10 ans
E10	Industrie	10 427	24	915	06/1998 à 04/2005	10/1996 à 08/2003	5 ans	28	6, 10 et 10.5 ans
E11	Assurance	1 798	46	3 120	03/1985 à 08/2005	02/1983 à 05/2004	immédiate, 2, 3 et 6 ans	1	10 ans
E12	Electronique	27 512	9	1 959	09/2004 à 02/2007	02/2004 à 02/2006	immédiate et 3 ans	1	10 ans

\* capitalisation boursière en millions de \$ au 31/12/2006

**Tableau-2 : indices sectoriels représentatifs des secteurs d'activité**

Secteur	Indice sectoriel
Finance	RUSSELL 1000 FINANCIAL SERVICES INDEX
Distribution de gaz	S&P 400 GAS UTIL INDEX
Biens de consommation	S&P 500 RETAILING INDEX
Aérospatial-défense	S&P 500 AEROSP & DEF INDEX
Electronique	S&P 500 ENERGY INDEX
Industrie	NASDAQ INDUSTRIAL INDEX
Distribution	S&P 600 DISTRIBUTORS INDEX
Jeux	RUSSELL 3000 CONSUMER DSCR INDEX
Assurance	S&P 500 INSURANCE INDEX

## 2.2. Méthodologie de recherche.

Afin de vérifier les hypothèses de recherche développées dans la partie précédente, nous avons étudié deux modèles : le premier considère les décisions d'exercice individuellement ; le deuxième, agrégeant les transactions d'exercice, il permet d'étudier les décisions d'exercice sur une base collective.

### 2.2.1. Le modèle individuel.

L'objectif de ce modèle est d'étudier les déterminants d'exercice par anticipation. Dans ce cadre, nous nous sommes intéressés aux comportements individuels en contrôlant pour certaines caractéristiques des salariés et de leurs entreprises tels que le niveau hiérarchique, la taille et le secteur d'activité de l'entreprise. De ce fait, la variable expliquée dans ce modèle correspond à la durée de vie résiduelle de l'option au moment de l'exercice rapportée à la durée de vie totale. Elle permet ainsi d'exprimer la longévité de détention de l'option.

Le modèle étudié est le suivant :

$$RL_i = \beta_1 + \beta_2 SRT_i + \beta_3 PAT_i + \beta_4 VST_i + \beta_5 CASH_i + \beta_6 AST_i + \beta_7 RS_i + \sum_{j=1}^3 \beta_{7+j} RET_i^{m_j \times n_j} + \sum_{j=4}^5 \beta_{7+j} RET_i^{n_j \times m_j} + \beta_{13} ENC_i^n + \beta_{14} IND_i + \beta_{15} URET_i + \varepsilon_i$$

Avec :

$RL_i$  : Durée de vie résiduelle des options exercées dans la transaction n°  $i$  ( $i$  variant de 1 à 52 534) à la date de l'exercice, rapportée à la durée de vie initiale des options (i.e. au moment de leur attribution).

$SRT_i$  : Variable muette croissante en fonction du niveau hiérarchique du salarié concernée par la transaction n°  $i$ . Elle prend des valeurs entières de 1 à 7 en fonction de la classe hiérarchique du salarié. Rappelons que nous avons appliqué une classification générique composée de 7 classes hiérarchiques à l'ensemble des salariés dans notre échantillon. Ainsi, si le salarié concerné par la transaction n°  $i$  appartient à la classe n°  $n$ , alors la variable  $SRT_i$  prend la valeur  $n$ .

$IND_i$  : Variable muette variant sur une échelle de 1 à 4. Elle est décroissante en fonction du degré de proximité culturelle des stock-options à l'activité de l'entreprise concernée par la transaction n°  $i$ . L'activité de l'entreprise est représentée par son secteur d'activité. Cette variable est donc un proxy du degré d'enracinement des stock-options dans la culture de l'entreprise, compte tenu de son activité. Le tableau-3 donne les valeurs attribuées à cette variable pour chaque secteur d'activité présent dans notre échantillon. Nous nous sommes appuyés dans cette attribution sur les résultats de l'enquête annuelle de rémunération réalisée par le cabinet Hewitt Associates au titre de l'année 2006<sup>4</sup>. Le volet de cette enquête portant sur les pratiques de rémunération incitative à base de stock-options a été réalisé auprès de 304 entreprises américaines. Il comporte des classifications sectorielles en fonction, d'une part, de la part des stock-options dans le package global de rémunération et, d'autre part, des meilleures pratiques en termes de design de plans de stock-option et de leur attribution. Les critères sous-jacents à cette classification représentent, à notre sens, de bons indicateurs dénotant de la proximité culturelle des stock-options à l'activité de l'entreprise. Nous avons ainsi repris les résultats de cette classification pour les secteurs d'activités dans notre échantillon. Le rang de chaque secteur est donné alors par la variable IND.

---

<sup>4</sup> Hewitt Associates (2006), *Total Compensation Measurement<sup>TM</sup>: Executive Compensation Policies and Programs*, US Edition, pp.V-11 à V-24.

**Tableau-3 : Valeurs de la variable IND**

Secteur	Valeur IND
Finance	1
Distribution de gaz	2
Biens de consommation	4
Aérospatial-défense	2
Electronique	2
Industrie	3
Distribution	4
Jeux de hasard	3
Assurance	1

$VST_i$  : Variable de contrôle qui représente, en nombre d'années, la partie écoulée de la période d'acquisition totale à la date de la transaction n°  $i$ .

$PAT_i$  : Nombre total d'options attribuées au salarié concerné par la transaction n°  $i$ . Cette variable reflète en partie le niveau d'exposition de la richesse du salarié au risque spécifique de l'entreprise.

$CASH_i$  : Moyenne du ratio des liquidités sur le total actif de l'entreprise qui a attribué les options exercées dans la transaction n°  $i$ . La moyenne est calculée sur les 6 mois précédant le mois de la transaction. Cette variable a été calculée à partir de l'agrégat comptable «*Cash And Near Cash Items*», publié dans les comptes trimestriels de l'entreprise. Elle sera donc utilisée dans notre modèle afin de vérifier les hypothèses H3.3 et H1.4. Il est à préciser que, afin d'éviter un biais de multicollinéarité, nous avons décidé de ne pas intégrer dans cette spécification du modèle une variable correspondant aux dividendes distribués par l'entreprise et représentant l'hypothèse H1.4. En effet, nous avons relevé dans notre échantillon une corrélation importante entre les dividendes distribués par les entreprises et leurs niveaux de liquidités, ce qui nous a conduits à exclure le facteur des dividendes du modèle.

$AST_i$  : La moyenne, sur la période des six mois précédant la date de la transaction n°  $i$ , du logarithme de la valeur de l'actif comptable relevée sur les comptes trimestriels de l'entreprise concernée par cette transaction.

$RS_i$  : Cette variable est un proxy du risque spécifique de l'entreprise. Elle correspond à la proportion de la volatilité du titre non expliquée par le marché et par le secteur d'activité de l'entreprise concernée par la transaction  $i$ . Elle a été déterminée à partir d'un modèle de marché à deux facteurs. Le premier facteur correspond à l'indice de marché représenté par l'indice NYSE, le deuxième est le secteur d'activité de l'entreprise représenté, selon le cas, par un indice sectoriel S&P, un indice sectoriel RUSSEL ou un indice NASDAQ (voir tableau-2). Le modèle a été estimé sur la base d'une série historique de rentabilités hebdomadaires s'étalant sur une période variant entre les 12 mois et les 24 mois précédant le mois de la transaction  $i$ , en fonction de la disponibilité des données<sup>5</sup>.

Par ailleurs, afin de s'assurer de la robustesse de cette mesure, nous avons substitué dans notre modèle la variable  $RS_i$  par une variable concurrente  $VOL_i$  représentant la volatilité du titre de l'entreprise, mesurée par l'écart-type annualisé des rentabilités hebdomadaires sur les 6 mois précédant la date d'exercice.

$RET_i^{m_j \times n_j}$  : Rentabilité du titre de l'entreprise concernée par la transaction n°  $i$  sur la période des  $m_j$  mois qui précèdent de  $n_j$  mois la date de la transaction. Cette variable traduit une tendance à long terme du cours du titre. Trois variantes de ce proxy ont été utilisées ( $RET_i^{6 \times 6}$ ,  $RET_i^{12 \times 2}$  et  $RET_i^{6 \times 6}$ ).

<sup>5</sup> Pour plus de précision concernant la construction de cette variable, nous renvoyons le lecteur à l'annexe-1.

$RET_i^{n,w}$  : Rentabilité du titre de l'entreprise concernée par la transaction n°  $i$  sur la période des  $n_j$  semaines qui précèdent la date de la transaction. Cette variable traduit une tendance à court terme du cours du titre. Nous avons choisi deux variantes de cette variable : la rentabilité sur une semaine  $RET_i^{1w}$  et la rentabilité sur 4 semaines  $RET_i^{4w}$ .

$ENC_i^n$  : Variable binaire qui prend la valeur 1 si le cours de l'action pendant le mois de la transaction d'exercice n°  $i$  a dépassé son niveau maximal atteint courant la période des  $n$  mois précédant le mois de la transaction. Elle prend la valeur nulle dans le cas contraire. Cette variable permettra ainsi de vérifier l'hypothèse portant sur le biais de l'ancrage. Nous en avons utilisé 4 variantes concurrentes ( $ENCT_i^3$ ,  $ENCT_i^6$ ,  $ENCT_i^9$  et  $ENCT_i^{12}$ ).

$URET_i$  : Cette variable correspond à l'Alpha du titre de l'entreprise concernée par la transaction n°  $i$  (i.e. constante de la régression des rentabilités hebdomadaires du titre sur celles de l'indice de marché). Elle est estimée sur la période des 12 mois qui précèdent la date de la transaction par rapport à l'indice NYSE. Elle représente ainsi une mesure de la performance anticipée du titre non liée au marché.

### 2.2.2. Le modèle agrégé.

Le modèle agrégé a pour objectif d'étudier, d'une manière globale, les déterminants économiques (ou rationnels) et psychologiques du comportement d'exercice des optionnaires. Il est donc visé, au travers de ce modèle, l'analyse du comportement d'exercice collectif ou, en d'autres termes, les traits communs du comportement d'exercice des optionnaires. Le modèle agrégé intègre alors toutes les variables économiques et psychologiques testées dans le modèle individuel, permettant ainsi de porter un éclairage sur ces déterminants à partir d'un angle de vue différent. Ceci permet, d'autre part, d'avoir un regard critique sur les résultats du modèle individuel. Le modèle agrégé permet par ailleurs de vérifier d'autres facteurs que le modèle individuel ne permet pas d'intégrer par construction, tels que le biais de Comptabilité Mentale ou encore le coût d'opportunité de l'exercice. La variable expliquée dans ce modèle correspond, pour une entreprise donnée, au ratio du nombre des transactions d'exercice dans le mois rapporté au nombre total des transactions dans l'échantillon. Elle permet ainsi de mesurer l'intensité des levées d'option dans le temps.

La spécification initiale du modèle agrégé est donnée par l'équation suivante :

$$EXE_{e,t} = \alpha_1 + \alpha_2 VST_{e,t} + \alpha_3 VSTP_{e,t} + \alpha_4 CASH_{e,t} + \alpha_5 AST_{e,t} + \alpha_6 RS_{e,t} + \sum_{j=1}^3 \alpha_{6+j} RET_{e,t}^{m_j \times n_j} + \sum_{j=4}^5 \beta_{6+j} RET_{e,t}^{n,w} + \alpha_{12} ENC_{e,t}^n + \alpha_{13} URET_{e,t} + \alpha_{14} MA_{e,t} + \alpha_{15} VT_{e,t} + \varepsilon_{e,t}$$

Avec :

$EXE_{e,t}$  : Variable expliquée dans le modèle. Elle correspond au ratio du nombre des transactions d'exercice concernant l'entreprise " $e$ " ( $e \in \{1, \dots, 12\}$ ) pendant le mois " $t$ " rapporté au nombre total des transactions concernant la même entreprise dans l'échantillon.

$VST_{e,t}$  : Variable de contrôle qui représente, pour les options attribuées par l'entreprise " $e$ " et exercées pendant le mois " $t$ ", la moyenne, en nombre d'années, du temps écoulé de leurs périodes d'acquisition totales.

$VSTP_{e,t}$  : Variable de contrôle représentant, pour l'entreprise " $e$ ", le nombre d'options en cours d'acquisition (i.e. non exerçables) au mois " $t$ ", exprimés en pourcentage du nombre total d'options attribuées.

$CASH_{e,t}$  : Moyenne du ratio liquidités sur total actif de l'entreprise " $e$ " sur les six mois précédant le mois " $t$ ". De la même manière que dans le modèle individuel, les liquidités sont assimilés à l'agrégat comptable «Cash And Near Cash Items» publié dans les comptes trimestriels de l'entreprise.

$AST_{e,t}$  : Moyenne, sur la période des six mois précédant le mois " $t$ ", du logarithme de la valeur de l'actif comptable relevée sur les comptes trimestriels de l'entreprise " $e$ ".

$RS_{e,t}$  : Proxy du risque spécifique de l'entreprise "e" au mois "t". Cette variable est estimée selon la même méthodologie utilisée dans le modèle individuel. Elle a pour variable concurrente la variable  $VOL_{e,t}$  représentant la volatilité du titre de l'entreprise "e", mesurée par l'écart-type annualisé des rentabilités hebdomadaires sur les 6 mois précédant le mois "t".

$RET_{e,t}^{m_j \times n_j}$  : Rentabilité du titre de l'entreprise "e" sur la période des  $m_j$  mois précédant de  $n_j$  mois le mois "t". Cette variable traduit une tendance à long terme du cours du titre. Identiquement au modèle individuel, trois variantes de ce proxy ont été utilisées ( $RET_{e,t}^{6 \times 6}$ ,  $RET_{e,t}^{12 \times 2}$  et  $RET_{e,t}^{6 \times 6}$ ).

$RET_{e,t}^{n_j w}$  : Rentabilité du titre de l'entreprise "e" sur la période des  $n_j$  semaines qui précèdent le mois "t". Cette variable traduit une tendance à court terme du cours du titre. Comme pour le modèle individuel, nous avons choisi deux variantes de cette variable : a rentabilité sur une semaine  $RET_{e,t}^{1w}$  et la rentabilité sur 4 semaines  $RET_{e,t}^{4w}$ .

$ENC_{e,t}^n$  : Variable binaire qui prend la valeur 1 si le cours de l'entreprise "e" a dépassé, pendant le mois "t", son niveau maximal atteint courant la période des  $n$  mois précédents. Elle prend la valeur nulle dans le cas contraire. Cette variable permettra ainsi de vérifier l'hypothèse portant sur le biais de l'ancrage. Nous en avons utilisé 4 variantes concurrentes ( $ENCT_{e,t}^3$ ,  $ENCT_{e,t}^6$ ,  $ENCT_{e,t}^9$  et  $ENCT_{e,t}^{12}$ ).

$URET_{e,t}$  : Cette variable correspond à l'Alpha du titre de l'entreprise "e" estimé sur la période des 12 mois précédant le mois "t", selon la même méthodologie utilisée dans le modèle individuel.

$VT_{e,t}$  : Moyenne des ratios valeur intrinsèque/valeur économique des options attribuées par l'entreprise "e" et exercées pendant le mois "t". Cette variable représente donc le coût d'opportunité consécutif à l'exercice. La valeur économique de l'option a été estimée selon le modèle BSM. En effet, le recours à ce modèle est principalement motivé par le fait que la majorité des sociétés distribuant des stock-options, ainsi que les sociétés de conseil en rémunération de dirigeant intervenant dans ce domaine, l'utilisent afin d'afficher la valeur économique des stock-options attribuées aux salariés. Il s'agit donc d'un standard des pratiques de rémunération à base de stock-options.

$MA_{e,t}$  : Cette variable représente le facteur lié au biais de Comptabilité Mentale. Elle correspond à la moyenne des fréquences de jours pendant lesquels les options attribuées par l'entreprise "e" et exercées pendant le mois "t", ont été en dehors de la monnaie. Cette fréquence est mesurée par le ratio du nombre de jours où l'option était « sous l'eau » depuis sa date d'attribution, rapporté au nombre total de jours entre cette date et sa date d'exercice.

### 2.3. Les résultats.

Le tableau-4 exhibe des statistiques descriptives des variables des deux modèles nous avons exposés. Il en ressort que 50% des salariés dans notre échantillon ont bénéficié chacun, dans le cadre des plans d'attributions entre 1985 et 2006, d'un nombre total de stock-options supérieur à 1828 options, soit une valeur économique médiane de \$36 655. D'autre part, les tailles des entreprises de notre échantillon, telles qu'approximées par les valeurs comptables de leurs actifs, varient de \$63 millions à \$41 620 millions, et ce pendant la période 1994-2007. Ces entreprises disposaient sur la même période de liquidités qui varient de \$60 milles à \$3 490 millions. Elles affichaient des performances et des volatilités boursières semestrielles variant respectivement entre -72% et 110% et de 6% à 82%.

Par ailleurs, 97% des transactions dans notre échantillon concernent des levées d'options par anticipation. En outre, les salariés dans notre échantillon exercent leurs options par anticipation à leur mi-durée de vie, en moyenne. Ils sacrifient ainsi, en moyenne, 32% des valeurs BSM des options. De plus, afin de vérifier si les optionnaires de notre échantillon exercent les options qu'ils ont acquises, dans le cadre d'un plan donné, en une seule transaction ou en plusieurs transactions étalées dans le temps, nous avons appliqué le test paramétrique unilatéral décrit dans l'annexe 2. Les résultats de ce test de la moyenne conduisent à rejeter l'hypothèse nulle avec un risque d'erreur de 5%

(i.e.  $\bar{m} = 1.2 > q_\alpha = 1.05$  ;  $\alpha = 5\%$  ). Ceci suggère que les salariés exercent les options acquises en plusieurs transactions étalées dans le temps (i.e. à partir de deux transactions).

**Tableau-4 : Statistiques descriptives des variables**

Ce tableau fournit des statistiques descriptives sur les variables des deux modèles étudiés. Ces variables peuvent être séparées en trois catégories : des variables qui représentent des facteurs économiques (PAT, RS, VOL, VT), des variables représentatives de facteurs psychologiques (RET, UNRET, ENC, MA) et des variables de contrôles (IND, SRT, VST, VEST, VESTP, CASH, AST). Les variables qui décrivent les levées des options sont RL et EXE. Les statistiques descriptives de ces deux variables renseignent d'une part sur l'horizon de détention des stock-options dans notre échantillon (RL) et, d'autre part, sur la distribution de la fréquence des levées de ces options dans le temps.

<b>Variab</b> les	<b>Moyenne</b>	<b>Médiane</b>	<b>Maximum</b>	<b>Minimum</b>	<b>Ecart-type</b>
<b>Panel-A : Variables du Modèle Individuel</b>					
RL	0,5519	0,6164	0,9940	0,0000	0,2621
IND	3,7947	3,0000	5,0000	1,0000	1,0723
SRT	1,4742	1,0000	7,0000	1,0000	0,8653
PAT	6159,87	1828,00	1173313,00	38,00	29759,37
VST	1,9418	2,0000	5,0000	0,0000	0,9073
CASH	0,0401	0,0287	0,1402	3,38E-05	0,0373
AST	8,9177	9,0714	10,6363	4,1481	1,3370
RS	0,5572	0,6181	0,9999	0,0877	0,2447
VOL	0,2564	0,2349	0,8207	0,0633	0,1171
RET <sup>1W</sup>	0,0082	0,0091	0,0739	-0,1065	0,0174
RET <sup>4W</sup>	0,0367	0,0325	0,8960	-0,5497	0,0711
RET <sup>6X2</sup>	0,1090	0,0960	0,8960	-0,5497	0,1671
RET <sup>6X6</sup>	0,0900	0,0969	1,1104	-0,7199	0,1717
RET <sup>12X2</sup>	0,1919	0,1636	1,4297	-0,7253	0,2273
UNRET	0,0029	0,0021	0,0231	-0,0163	0,0036
ENC <sup>3</sup>	0,6447	1,0000	1,0000	0,0000	0,4786
ENC <sup>6</sup>	0,5609	1,0000	1,0000	0,0000	0,4963
ENC <sup>9</sup>	0,5250	1,0000	1,0000	0,0000	0,4994
ENC <sup>12</sup>	0,5048	1,0000	1,0000	0,0000	0,5000
<b>Panel-B : Variables du Modèle agrégé</b>					
EXE	0,0011	0,0004	0,0517	0,0000	0,0031
CASH	0,0270	0,0141	0,1402	3,38E-05	0,0306
AST	8,0544	7,8680	10,6363	4,1481	1,4098
VEST	2,0499	2,0000	5,0000	0,0000	0,9138
VESTP	0,0120	0,0028	0,4919	0,0000	0,0343
RS	0,7240	0,7361	0,9999	0,2205	0,1932
VOL	0,2890	0,2529	0,8207	0,0633	0,1359
MA	0,1536	0,0821	0,8068	0,0000	0,1751
VT	0,7055	0,7129	1,0295	0,0000	0,1779
RET <sup>1W</sup>	0,0027	0,0030	0,0739	-0,1065	0,0210
RET <sup>4W</sup>	0,0231	0,0135	0,8960	-0,5497	0,1249
RET <sup>6X2</sup>	0,0855	0,0749	0,8960	-0,5497	0,1965
RET <sup>6X6</sup>	0,0883	0,0777	1,1104	-0,7199	0,2072
RET <sup>12X2</sup>	0,1710	0,1294	1,4297	-0,7253	0,2833
UNRET	0,0021	0,0009	0,0231	-0,0163	0,0045
ENC <sup>3</sup>	0,4688	0,0000	1,0000	0,0000	0,4993
ENC <sup>6</sup>	0,3871	0,0000	1,0000	0,0000	0,4874
ENC <sup>9</sup>	0,3564	0,0000	1,0000	0,0000	0,4792
ENC <sup>12</sup>	0,3258	0,0000	1,0000	0,0000	0,4689

### 2.3.1. Résultats du modèle individuel

Dans un premier temps, nous avons estimé le modèle individuel en utilisant la méthode des MCO. Afin de vérifier la validité de cette approche, nous avons d'abord effectué le test de normalité de Jaque-Bera. La statistique du test est significative à un niveau de confiance supérieur à 99% (JB-Statistique=2268.31 ; P-value=0.000) ce qui confirme l'hypothèse de normalité des résidus. Ensuite, nous avons effectué le test d'homoscédasticité de White. Les résultats sont significatifs à plus de 99% (F-Statistique=209.77 ; P-value=0.000) et révèlent ainsi la présence d'hétéroscédasticité. Enfin, nous avons estimé la statistique de Durbin-Watson. La valeur de cette dernière ressort à 0.8999 dénotant ainsi d'une autocorrélation positive des résidus. Rappelons qu'en présence d'hétéroscédasticité de forme inconnue, l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires des paramètres n'est plus efficace car son estimateur de la matrice de covariance est non-convergent. Afin de palier ce biais, nous avons utilisé l'estimateur robuste de la matrice de covariance développé par White (1980). Les résultats de la régression sont présentés dans le tableau suivant :

**Tableau-5 : Résultats de la régression du modèle individuel**

Ce tableau présente les résultats de la régression linéaire des Moindres Carrés.

$$RL_i = \beta_1 + \beta_2 SRT_i + \beta_3 PAT_i + \beta_4 VST_i + \beta_5 CASH_i + \beta_6 AST_i + \beta_7 RS_i + \sum_{j=1}^3 \beta_{7+j} RET_i^{m_j n_j} + \sum_{j=4}^5 \beta_{7+j} RET_i^n + \beta_{13} ENC_i^n + \beta_{14} IND_i + \beta_{15} URET_i + \varepsilon_i$$

Les variables sont définies dans §2.2.1. Des statistiques descriptives de ces variables sont résumées dans la table-4 (Panel-A). La variable expliquée représente la durée de vie résiduelle de l'option au moment de l'exercice rapporté à sa maturité initiale. La régression a été estimée à partir d'un échantillon de 52 534 observations. L'estimateur de white de la matrice de covariance a été utilisé au lieu de l'estimateur des MCO afin de palier le biais d'hétéroscédasticité.

Variable	Hypothèse Associée	Signe anticipé	Coefficient	Ecart-type	t-Statistique	P-value
Constante		?	0,6928	0,0130	53,4565	0,0000
IND	H3.1	-	-0,0525	0,0012	-44,3309	0,0000
VST		-	-0,0687	0,0009	-74,7509	0,0000
SRT	H3.4	-	-0,0233	0,0012	-19,1622	0,0000
PAT	H1.2	+	2,62E-07	0,0000	15,0897	0,0000
CASH	H3.3- H1.4	+	-0,7890	0,0312	-25,3280	0,0000
AST	H3.2	-	-0,0007	0,0009	-0,7745	0,4386
ENC <sup>12</sup>	H2.1	+	0,0367	0,0023	15,9502	0,0000
RS	H1.3.2	+	0,4141	0,0051	81,1848	0,0000
RET <sup>1W</sup>	H2.3.1	+	0,0255	0,0567	0,4501	0,6526
RET <sup>4W</sup>	H2.3.1	+	0,1060	0,0131	8,0800	0,0000
RET <sup>6X2</sup>	H2.3.2	-	-0,0775	0,0070	-11,0660	0,0000
RET <sup>6X6</sup>	H2.3.2	-	-0,0532	0,0074	-7,1604	0,0000
RET <sup>12X2</sup>	H2.3.2	-	0,3024	0,0076	39,7509	0,0000
UNRET	H2.3.3	-	-12,1380	0,3893	-31,1804	0,0000
R <sup>2</sup>		0,32836			Critère info Akaike	-0,2379
R <sup>2</sup> Ajusté		0,32818			Critère Schwarz	-0,2354
Ecart-type régression		0,21480			F-statistique	1824,7
Somme carré résidus		2410,94			Prob(F-statistique)	0,0000

Ces résultats montrent que le modèle proposé est globalement significatif (F-Statistique= 1824.70 ; P-Value=0.000) et explique 32.82% de la variance ( $R^2$  ajusté). Toutes les variables ressortent comme significatives à un seuil inférieur à 1%, à l'exception des deux variables  $RET_i^{lw}$  et  $AST$  exprimant, respectivement, une tendance à court terme du cours de l'action et la taille de l'entreprise :

- L'enracinement culturel : le signe du coefficient de la variable  $IND$  est négatif et correspond ainsi au signe anticipé. Ceci est conforme à notre hypothèse H3.1 et confirme donc que le comportement d'exercice des optionnaires est contingent au degré d'enracinement des stock-options dans la dimension culturelle associée à l'activité de l'entreprise.
- Le niveau hiérarchique : la variable  $SRT$  est significative. De plus, le signe de son coefficient correspond bien au signe anticipé, ce qui nous permet de valider l'hypothèse H3.4. Ainsi, contrairement à l'étude de Massey (2003a), nos résultats confirment le lien entre le comportement d'exercice des salariés et leur rang hiérarchique.
- Exposition au risque spécifique de l'entreprise : le coefficient de la variable  $PAT$  est positif tel que nous l'avons anticipé (hypothèse H2.1). Ce résultat suggère donc que le besoin de diversification conduit les salariés à lever leurs options par anticipation, ce qui corrobore les conclusions de Hall et Murphy (2000, 2002) et de Lambert et al. (1991).
- Liquidité de l'entreprise : la variable  $CASH$  est significative. Cependant, le signe du coefficient est à l'opposé de nos anticipations. Il en résulte donc que l'exercice anticipé est négativement lié au niveau de liquidités de l'entreprise. Ceci est donc contradictoire avec l'hypothèse H3.3 selon laquelle les salariés anticipent l'exercice de leur option en fonction de leurs anticipations des dividendes formulées au travers des informations sur les liquidités de l'entreprise.
- Taille de l'entreprise : à priori, le comportement d'exercice ne semble pas être lié à la taille de l'entreprise car la variable  $AST$  est non-significative. En revanche, le signe du coefficient anticipé correspond au signe obtenu. Par ailleurs, la combinaison de la variable  $AST$  et  $RS$  semble induire un biais de multicollinéarité dans le modèle (coefficient de corrélation = -0.13). En effet, tel que nous l'avons souligné dans l'hypothèse H3.2, il est constaté empiriquement que la volatilité du cours d'une entreprise est négativement corrélée avec la taille de ces actifs, ce qui explique cette multicollinéarité. Ainsi, en supprimant la variable  $RS$  du modèle, le coefficient de la variable  $AST$  devient significatif (Coefficient= -0.03968 ; P-Value=0.0000). Ces résultats sont en ligne avec l'hypothèse H3.2.
- Le risque de l'entreprise : le coefficient de la variable  $RS$  est significatif et correspond au signe positif anticipé. Ceci nous permet de valider donc l'hypothèse portant sur le lien négatif entre le risque spécifique de l'entreprise et l'horizon de détention des stock-options par les optionnaires (H1.3.2). D'autre part, en substituant la variable  $RS$  par la variable  $VOL$  représentant la volatilité de l'entreprise, et en supprimant la variable  $AST$  afin d'éviter la multicollinéarité (coefficient de corrélation = -0.59), les résultats restent significatifs (F-Statistique= 1177.18; P-Value=0.000) et correspondent à nos anticipations (Coefficient= 0.02106 ; P-Value=0.0000)<sup>6</sup>. Ces résultats sont donc cohérents avec l'hypothèse H1.3.1 et confirment les conclusions des précédentes études (Huddart and Lang, 1996; Hemmer et al., 1996 ; Bettis et al., 2005 ; Armstrong et al., 2006). Néanmoins, la variable  $RS$  semble mieux représenter le risque de l'entreprise appréhendé par les salariés que la variable  $VOL$ . En effet, l'introduction de cette dernière variable, au lieu de  $RS$ , se traduit par une dégradation de la qualité d'ajustement du modèle ( $R^2$  ajusté = 24.57% ; Critère d'information d'Akaike = -0.1219)<sup>7</sup>.

---

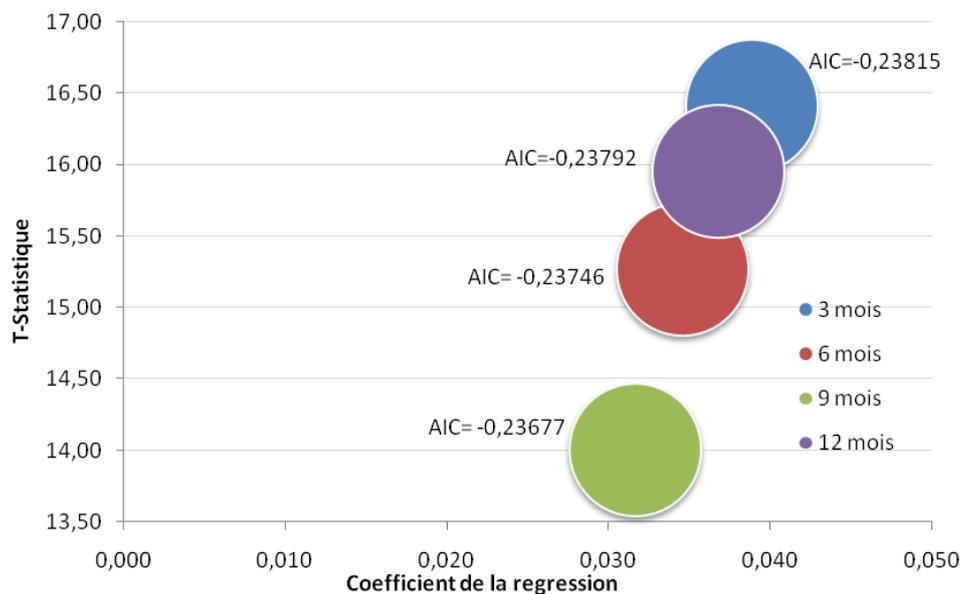
<sup>6</sup> En maintenant la variable  $AST$ , la variable  $VOL$  ressort comme non significative (Coefficient= 0.01333 ; P-Value=0.2559)

<sup>7</sup> En supprimant la variable  $AST$ , l'ajustement du modèle se dégrade davantage :  $R^2$  ajusté = 22.65% ; Critère d'information d'Akaike = -0.0967

- L'ancrage : le coefficient de la variable  $ENC^{12}$  étant significativement positif, nous concluons que les optionnaires définissent des points d'ancrage par référence au niveau maximum du cours sur la période d'un an et qu'ils ont tendance à exercer quand le cours atteint un niveau supérieur à ce point (H2.1). Ces résultats sont cohérents avec ceux de Heath et al. (1999). Par ailleurs, nous avons comparé différentes spécifications du modèle, en utilisant les variables alternatives à  $ENC^{12}$ , représentant l'ancrage sur 3 mois, 6 mois et 9 mois. Ainsi, les résultats présentés dans le graphique-1 indiquent que la variable  $ENCT^3$ , estimée sur une période de 3 mois, est celle qui correspond, à priori, à la meilleure spécification. Cependant, le test de Wald ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients respectifs des quatre variables concurrentes.
- Les anticipations : le signe des coefficients des deux variables relatives aux anticipations à court-terme correspond bien au signe prédit dans l'hypothèse H2.3.1. Néanmoins, parmi les deux variables, seule la variable qui correspond à l'horizon de quatre semaines ressort comme significative. D'autre part, les trois variables représentatives des anticipations à long terme sont significatives. Leurs coefficients correspondent bien au signe prédit dans l'hypothèse H2.3.2 à l'exception de la variable correspondant à l'horizon de douze mois. Enfin, en cohérence avec l'hypothèse H2.3.3, mais en contradiction avec les résultats de Bettis et al. (2005), le coefficient de la variable relative à la performance non liée au marché est significativement négatif. En résumé, ces différents résultats confirment globalement que la manière dont les salariés réagissent aux tendances influence la formulation de leurs anticipations et donc leur comportement d'exercice.

**Figure-1 : Coefficients des variables de l'ancrage-modèle individuel**

Ce graphique présente les coefficients des quatre variables concurrentes qui représentent le facteur de l'ancrage dans la régression du modèle individuel. Le graphique présente également les t-statistiques et la statistique du critère d'information d'Akaike (AIC). Nous avons réestimé quatre fois le modèle en substituant à chaque fois une variable d'ancrage par une autre variable concurrente. La meilleure spécification, au sens du critère d'Akaike, est celle qui affiche le coefficient AIC le plus élevé en valeur absolue.



### 2.3.2. Résultats du modèle agrégé

Nous avons tout d'abord testé la spécification initiale du modèle en recourant à l'estimateur de White de la matrice de covariance, et ce dans le but de palier le biais de l'autocorrélation. Comme nous pouvons le constater au travers des résultats résumés dans le tableau-6, cette spécification du modèle est significative à un seuil inférieur à 1% et explique 19.22% de la variance. Ce résultat montre que ce modèle a un pouvoir explicatif inférieur à celui du

modèle individuel. En outre, toutes les variables explicatives sont significatives mis à part deux variables relatives aux performances des actions et qui représentent les tendances à court terme et à long terme. Ce problème est révélateur de la présence d'un biais de multicollinéarité. De ce fait, nous avons été conduits à tester d'autres spécifications du modèle ne comportant à la fois que deux variables représentatives des tendances à long terme et des tendances à court terme respectivement. La spécification la plus performante<sup>8</sup> et celle comprenant les deux variables  $RET_{e,t}^{12 \times 2}$  (i.e. tendance à long terme) et  $RET_{e,t}^{1w}$  (i.e. tendance à court terme). Les résultats présentés dans le tableau-8 montrent que cette spécification explique 19.07% de la variance d'une manière significative à un seuil inférieur à 1% (F-Statistique= 22.6146 ; P-Value=0.000). Ils montrent également que quasiment toutes les variables explicatives sont significatives :

- Liquidité de l'entreprise : le coefficient de la variable *CASH* est significativement positif avec un seuil de 10%. Ce résultat est contradictoire avec celui du modèle individuel. Il est néanmoins cohérent avec les hypothèses H3.3 et H1.4. Il suggère ainsi que les salariés anticipent l'exercice de leurs options en fonction de leurs anticipations des dividendes, formulées au travers des informations sur les liquidités de l'entreprise.
- Taille de l'entreprise : en contradiction avec le résultat du modèle individuel, le coefficient de la variable *AST* est significativement positif, indiquant ainsi que les décisions d'exercice sont positivement corrélées à la taille de l'entreprise, contrairement à ce que nous avons énoncé dans l'hypothèse H3.2.
- Le risque de l'entreprise : le coefficient de la variable *RS* est significatif. Néanmoins, contrairement au résultat du modèle individuel et à nos anticipations (H1.3.2), le signe du coefficient est négatif. Ce résultat se dégrade lorsqu'on substitue la variable *RS* par la variable *VOL* représentant la volatilité de l'entreprise (Coefficient= 2.02E-04 ; P-Value= 0.6936), bien que, globalement, le modèle reste significatif (F-Statistique= 22.19 ; P-Value=0.000).
- L'ancrage : le coefficient de la variable  $ENC^{12}$  est significativement positif. Ce résultat est en ligne avec celui du modèle individuel. De même que pour ce premier modèle, nous avons comparé différentes spécifications du modèle agrégé, en utilisant les trois variables alternatives à  $ENC^{12}$ . Les résultats présentés dans le graphique-2 indiquent que la variable  $ENCT^{12}$ , estimée sur une période de 12 mois, est celle qui correspond à la meilleure spécification au sens du critère d'Akaike. De plus, le test de Wald permet de rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients respectifs des quatre variables concurrentes. Ainsi, nos résultats sont cohérents avec ceux de Heath et al. (1999). Ils corroborent donc les conclusions de Benartzi et Thaler (1995), selon lesquelles les individus ont tendance à gérer la performance de leurs portefeuilles d'investissement sur un horizon de 11 mois environ.
- Comptabilité Mentale : la variable *MA* est significative. Son coefficient est de signe positif et correspond donc à celui prédit par l'hypothèse H2.2. Ce résultat confirme donc que les levées d'options s'intensifient davantage lorsque celles-ci sont de moins en moins attractives. Ceci suggère que le facteur psychologique que constitue le biais de Comptabilité Mentale influence le comportement d'exercice des salariés.
- Coût d'opportunité dû à l'exercice anticipé : le coefficient de la variable *VT* est significativement positif. Ce résultat est cohérent avec ceux des études empiriques précédentes (Huddart et Lang, 1996 ; Heath et al., 1999 ; Bettis et al., 2005). Il confirme alors que les décisions d'exercice tiennent compte du coût d'opportunité dû à la valeur temps concédée à l'exercice (H1.1).
- Les anticipations : les coefficients des deux variables représentatives respectivement des anticipations à long terme et des anticipations à court terme sont significatifs et correspondent aux signes prédits dans les hypothèses H2.3.1 et H2.3.2. Ces résultats sont donc en ligne avec ceux du modèle individuel. D'autre part,

---

<sup>8</sup> Voir tableau-7. Par ailleurs, le test de normalité de Jaque-Bera appliqué à cette spécification est significatif à un niveau de confiance supérieur à 99% (JB-Statistique = 464 346.9; P-value=0.000). La statistique de Durbin-Watson ressort par ailleurs à 1.9807, dénotant ainsi d'une très faible autocorrélation des résidus.

inversement aux prédictions formulées dans l'hypothèse H2.3.3 et au résultat obtenu dans le modèle individuel, le signe de la variable relative à la performance non liée au marché est significativement positif. Ce résultat signifie que, vue globalement, l'activité d'exercice tend à s'intensifier à mesure que la partie de la performance anticipée non liée au marché s'apprécie.

Enfin, afin de vérifier l'homogénéité du comportement d'exercice dans le temps, nous avons vérifié la stabilité du modèle sur les trois périodes suivantes en faisant appel au test de Chow : de Novembre 1999 à Août 1999 ; de Septembre 1999 à Juin 2003 ; de Juillet 2003 à Février 2007. Les résultats du test conduisent à rejeter l'hypothèse nulle de stabilité du modèle (F-statistique=3.5882, P-value=0.000 ; Ratio de Log-vraisemblance=85.4989, P-value=0.000). Nous en concluons donc que le comportement d'exercice évolue dans le temps, ce qui pourrait dénoter d'un effet d'apprentissage.

**Tableau-6 : Résultats de la spécification initiale du modèle agrégé**

Ce tableau présente les résultats de la régression linéaire des Moindres Carrés.

$$EXE_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 VST_{i,t} + \alpha_3 VSTP_{i,t} + \alpha_4 CASH_{i,t} + \alpha_5 AST_{i,t} + \alpha_6 RS_{i,t} + \sum_{j=1}^5 \alpha_{6+j} RET_{i,t}^{6Xj} + \sum_{j=1}^5 \beta_{6+j} RET_{i,t}^{6Xj} + \alpha_{12} ENC_{i,t} + \alpha_{13} URET_{i,t} + \alpha_{14} MA_{i,t} + \alpha_{15} VT_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Les variables sont définies dans §2.2.2. Des statistiques descriptives de ces variables sont résumées dans la table-4 (Panel-B). La variable expliquée représente l'intensité de l'exercice des stock-options. Elle correspond, pour une entreprise donnée, au nombre de transactions d'exercice dans un mois rapporté au nombre total des transactions d'exercice sur toute la période étudiée. La régression a été estimée à partir d'un échantillon de 1 010 observations. Cet échantillon a été obtenu à partir de notre échantillon initial contenant 52 534 items, en agrégeant, entreprise par entreprise, et mois par mois, les transactions d'exercice. L'estimateur de White de la matrice de covariance a été utilisé au lieu de l'estimateur des MCO afin de palier le biais d'hétéroscédasticité.

Variable	Hypothèse associée	Signe anticipé	Coefficient	Ecart-type	t-Statistique	P-value
Constante		?	-0,0035	0,0011	-3,1438	0,002 <sup>(1)</sup>
AST	H3.2	-	0,0004	0,0001	4,6669	0,000 <sup>(1)</sup>
CASH	H3.3-H1.4	+	0,0091	0,0044	2,0781	0,038 <sup>(2)</sup>
ENC <sup>12</sup>	H2.1	+	0,0005	0,0002	2,6438	0,008 <sup>(1)</sup>
MA	H2.2	+	0,0033	0,0006	5,2595	0,000 <sup>(1)</sup>
UNRET	H2.3.3	-	0,0697	0,0196	3,5588	0,000 <sup>(1)</sup>
RET <sup>6X2</sup>	H2.3.2	-	0,0001	0,0004	0,3015	0,763
RET <sup>6X6</sup>	H2.3.2	-	-0,0003	0,0004	-0,8271	0,408
RET <sup>12X2</sup>	H2.3.2	-	-0,0006	0,0004	-1,7789	0,076 <sup>(3)</sup>
RET <sup>1W</sup>	H2.3.1	+	0,0087	0,0029	3,0345	0,003 <sup>(1)</sup>
RET <sup>4W</sup>	H2.3.1	+	-0,0015	0,0005	-3,0999	0,002 <sup>(2)</sup>
RS	H1.3.2	+	-0,0006	0,0002	-2,7191	0,007 <sup>(1)</sup>
VEST		-	-0,0004	0,0001	-6,2321	0,000 <sup>(1)</sup>
VESTP		+	0,0072	0,0033	2,1643	0,031 <sup>(2)</sup>
VT	H1.1	+	0,0017	0,0003	5,0687	0,000 <sup>(1)</sup>
R <sup>2</sup>		0,20338			Critère info Akaike	-9,418
R <sup>2</sup> Ajusté		0,19217			Critère Schwarz	-9,3447
Ecart-type régression		0,00217			F-statistique	18,1448
Somme carré résidus		0,00467			Prob(F-statistique)	0,0000

(1) significatif à 1% ; (2) Significatif à 5% ; (3) Significatif à 10%

**Tableau-7 : Résultats des spécifications intermédiaires du modèle agrégé**

Ce tableau présente les résultats de la régression linéaire des Moindres Carrés portant sur les spécifications intermédiaires du modèle agrégé. Les variables combinées dans chaque spécification sont marquées par « X ». La régression a été estimée à partir d'un échantillon de 1010 observations. Cet échantillon a été obtenu à partir de notre échantillon initial contenant 52 534 items, en agrégeant, entreprise par entreprise, et mois par mois, les transactions d'exercice. L'estimateur de white de la matrice de covariance a été utilisé au lieu de l'estimateur des MCO afin de palier le biais d'hétéroscédasticité. Les statistiques exposées dans ce tableau, à savoir le coefficient de la régression, la P-value, le coefficient de détermination ajusté et le coefficient d'information d'AKaike, permettent de discriminer entre les différentes spécifications testées.

	RET <sup>6X2</sup>	RET <sup>6X6</sup>	RET <sup>12X2</sup>	RET <sup>1W</sup>	RET <sup>4W</sup>
<b>Spécification 1</b>			X	X	
Coefficient			-0,0008	0,0061	
P-value			0,0027 <sup>(1)</sup>	0,0193 <sup>(2)</sup>	
R <sup>2</sup> Ajusté			0,1907	0,1907	
Critère d'info d'Akaike			-9,4189	-9,4189	
<b>Spécification 2</b>			X		X
Coefficient			-0,0009		-0,0010
P-value			0,0010 <sup>(1)</sup>		0,0266 <sup>(2)</sup>
R <sup>2</sup> Ajusté			0,1902		0,1902
Critère d'info d'Akaike			-9,4183		-9,4183
<b>Spécification 3</b>		X		X	
Coefficient		-0,0007		0,0069	
P-value		0,0185 <sup>(2)</sup>		0,0097 <sup>(1)</sup>	
R <sup>2</sup> Ajusté		0,1890		0,1890	
Critère d'info d'Akaike		-9,4168		-9,4168	
<b>Spécification 4</b>	X			X	
Coefficient	-0,0005			0,0069	
P-value	0,1724			0,0077 <sup>(1)</sup>	
R <sup>2</sup> Ajusté	0,1880			0,1880	
Critère d'info d'Akaike	-9,4156			-9,4156	
<b>Spécification 5</b>	X	X	X	X	X
Coefficient	0,0001	-0,0003	-0,0006	0,0087	-0,0015
P-value	0,7631	0,4084	0,0756 <sup>(3)</sup>	0,0025 <sup>(1)</sup>	0,0020 <sup>(1)</sup>
R <sup>2</sup> Ajusté	0,1922	0,1922	0,1922	0,1922	0,1922
Critère d'info d'Akaike	-9,4178	-9,4178	-9,4178	-9,4178	-9,4178

(1) Significatif à 1% ; (2) Significatif à 5% ; (3) Significatif à 10%

**Tableau-8 : Résultats de la spécification finale du modèle agrégé**

Ce tableau présente les résultats de la régression linéaire des Moindres Carrés.

$$EXE_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 VST_{i,t} + \alpha_3 VSTP_{i,t} + \alpha_4 CASH_{i,t} + \alpha_5 AST_{i,t} + \alpha_6 RS_{i,t} + \alpha_7 RET_{i,t}^{12 \times 2} + \beta_1 RET_{i,t}^{1w} + \alpha_8 ENC_{i,t} + \alpha_9 URET_{i,t} + \alpha_{10} MA_{i,t} + \alpha_{11} VT_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

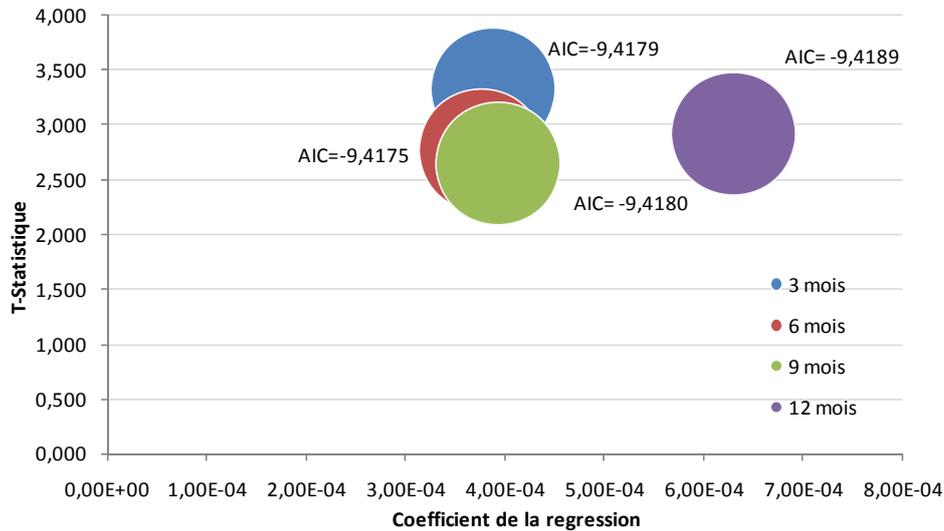
Les variables sont définies dans §2.2.2. Des statistiques descriptives de ces variables sont résumées dans la table-4 (Panel-B). La variable expliquée représente l'intensité de l'exercice des stock-options. Elle correspond, pour une entreprise donnée, au nombre de transactions d'exercice dans un mois rapporté au nombre total des transactions d'exercice sur toute la période étudiée. La régression a été estimée à partir d'un échantillon de 1 010 observations. Cet échantillon a été obtenu à partir de notre échantillon initial, contenant 52 534 items, en agrégeant, entreprise par entreprise, et mois par mois, les transactions d'exercice. L'estimateur de White de la matrice de covariance a été utilisé au lieu de l'estimateur des MCO afin de palier le biais d'hétéroscédasticité.

Variable	Hypothèse associée	Signe anticipé	Coefficient	Ecart-type	t-Statistique	P-value
Constante		?	-0,0035	0,0011	-3,1039	0.002 <sup>(2)</sup>
AST	H3.2	-	0,0004	0,0001	4,5949	0.000 <sup>(1)</sup>
CASH	H3.3-H1.4	+	0,0084	0,0044	1,9036	0.057 <sup>(3)</sup>
ENC <sup>12</sup>	H2.1	+	0,0004	0,0002	2,6659	0.008 <sup>(1)</sup>
MA	H2.2	+	0,0032	0,0006	5,3607	0.000 <sup>(1)</sup>
UNRET	H2.3.3	-	0,0595	0,0189	3,1584	0.002 <sup>(1)</sup>
RET <sup>12x2</sup>	H2.3.2	-	-0,0008	0,0003	-3,0047	0.003 <sup>(1)</sup>
RET <sup>1w</sup>	H2.3.1	+	0,0061	0,0026	2,3433	0.019 <sup>(2)</sup>
RS	H1.3.2	+	-0,0006	0,0002	-2,6549	0.008 <sup>(1)</sup>
VEST		-	-0,0004	0,0001	-6,4901	0.000 <sup>(1)</sup>
VESTP		+	0,0072	0,0033	2,1891	0.029 <sup>(2)</sup>
VT	H1.1	+	0,0017	0,0003	5,1671	0.000 <sup>(1)</sup>
R <sup>2</sup>		0,19953			Critère info Akaike	-9,4189
R <sup>2</sup> Ajusté		0,19070			Critère Schwarz	-9,3604
Ecart-type régression		0,00217			F-statistique	22,615
Somme carré résidus		0,00469			Prob(F-statistique)	0,0000

(1) significatif à 1% ; (2) Significatif à 5% ; (3) Significatif à 10%

**Figure-2 : Coefficients des variables de l'ancrage-modèle agrégé**

Ce graphique présente les coefficients des quatre variables concurrentes qui représentent le facteur de l'ancrage dans la spécification finale du modèle agrégé. Le graphique présente également les t-statistiques et la statistique du critère d'information d'Akaike (AIC). Nous avons réestimé quatre fois le modèle en substituant à chaque fois une variable d'ancrage par une autre variable concurrente. La meilleure spécification, au sens du critère d'Akaike, est celle qui affiche le coefficient AIC le plus élevé en valeur absolue.



## Conclusion

Nous avons tenté au travers de ce travail de recherche d'apporter une contribution à la littérature traitant de la problématique du comportement des salariés quant à l'exercice de leurs stock-options. Cette contribution consiste principalement en la mise en exergue de nouveaux déterminants comportementaux.

En cohérence avec les résultats des études précédentes, ceux issus de notre étude montrent que, de manière générale, les salariés exercent par anticipation leurs options, acquises dans le cadre d'un plan donné, en plusieurs transactions étalées dans le temps. Ils sacrifient ainsi une partie substantielle de leur valeur économique (environ 32% de la valeur BSM). De surcroît, nos résultats montrent que le comportement décisionnel des salariés lié à l'exercice de leur options traduit une forme de rationalité contingente de ces derniers, dans la mesure où il dépend à la fois de facteurs rationnels et de facteurs psychologiques.

Il en ressort tout d'abord que les levées d'options sont plus fréquentes dès lors que le cours de l'action sous-jacente dépasse son niveau maximum atteint sur la période des 12 mois précédents. Ceci nous a conduits à conclure que les optionnaires ont tendance à fixer des points d'ancrage en se référant au cours maximum sur une période d'une année. Ainsi, nos résultats viennent corroborer les conclusions de Heath et al. (1999). Ils sont également cohérents avec le constat de Benartzi et Thaler (1995) selon lequel les individus ont tendance à gérer la performance de leurs portefeuilles sur un horizon d'environ 11 mois. D'autre part, nous avons constaté que les levées d'options s'intensifient davantage lorsque celles-ci sont plus fréquemment « sous l'eau » (i.e. deviennent de moins en moins attractives). Ceci laisse à suggérer que le comportement d'exercice des optionnaires dénote d'une forme de myopie inhérente au biais de Comptabilité Mentale. Nos résultats montrent également que la manière dont les optionnaires formulent leurs anticipations, telle que traduite dans leur comportement d'exercice, est conforme aux observations formulées dans les études de psychologie cognitive (Kahneman et Tversky, 1971, 1973) et en finance comportementale (Andreassen, 1987, 1998). En effet, nous avons remarqué que les levées d'options dans notre échantillon sont positivement corrélées aux tendances à court terme du cours de l'action sous-jacente. En revanche, Elles sont négativement corrélées aux tendances à long terme. Ces observations sont cohérentes avec les résultats

des études précédentes (Huddart et Lang, 1996 ; Heath et al., 1999 ; Sautner et Weber, 2005) et nous mène à conclure que les optionnaires sont influencés par les évolutions du cours passées et qu'ils anticipent un retournement de la tendance à court terme et une persistance de la tendance à long terme.

Par ailleurs, nos résultats suggèrent que les optionnaires prennent en considération le coût d'opportunité consécutif à l'exercice anticipé de leurs options. Ceci confirme donc que leur comportement d'exercice demeure dicté par une rationalité, bien qu'imparfaite. Cette rationalité est relevée également dans les préférences de risque des salariés, reflétées par la dépendance existant entre leur comportement d'exercice et des facteurs relatifs au risque spécifique de l'entreprise. En effet, nous avons constaté que l'horizon de détention des stock-options est négativement corrélé au risque spécifique de l'entreprise ainsi qu'au niveau d'exposition de la richesse du salarié à ce risque. Ce résultat confirme alors que l'exercice anticipé est motivé par un besoin du salarié de diversifier ses risques. En outre, conformes aux prédictions du modèle théorique introduit par Lambert et al. (1991), les résultats obtenus montrent que les salariés anticipent l'exercice de leurs options en fonction de leurs anticipations des dividendes, formulées au travers des informations sur les liquidités de l'entreprise.

D'autre part, le comportement d'exercice des salariés dans notre échantillon semble dépendre également de facteurs liés au contexte et à l'environnement dans lesquels le salarié gère ces stock-options. Ainsi, nos résultats montrent que les salariés de niveaux hiérarchiques élevés, ont un horizon de détention des stock-options plus long que les salariés des niveaux inférieurs. De même, les salariés des entreprises de grandes tailles ont tendance à se défaire de leurs stock-options plus rapidement que les salariés des entreprises de plus petites tailles. De plus, le comportement d'exercice des optionnaires semble être contingent au degré d'enracinement des stock-options dans la dimension culturelle associée à l'activité de l'entreprise.

Au final, Nous tenons à souligner les limites de cette étude empirique. Tout d'abord, les limites concernant la cohérence externe de cette étude, sont dues à un biais de contingence dans la mesure où environ 98% des données utilisées portent sur des salariés basés aux Etats Unis. De ce fait, nos conclusions ne peuvent pas être systématiquement généralisées. En ce qui concerne la cohérence interne de notre approche, nous renvoyons le lecteur aux différentes limites concernant la méthode des MCG. Ainsi, à titre d'exemple, notre approche méthodologique ne considère pas les formes de corrélations des résidus, autres que linéaire, qui peuvent affecter l'inférence statistique.

## **Bibliographie**

Andreassen P.(1987), On the Social Psychology of the Stock Market: Aggregate Attributional Effects and the Regressiveness of Prediction, *Journal of Personality and Social Psychology*, n°53, pp.490-496.

Andreassen P.(1988), Explaining the Price-Volume Relationship: The Difference between Price Changes and Changing Prices, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, n°31, pp.371-389.

Anderson J.R. (1974), Verbatim and Propositional Representation of Sentences in Immediate and Long-Term Memory, *Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior*, n°13, pp.149-162.

Andrè P., Boyer M. et Gagné R. (2002), Do CEOs exercise their Stock-Options earlier than other Executives? *Séries Scientifiques*, CERANO.

Armstrong C., Jagolinzer A. et Larcker D. (2006), Timing of employee stock option exercises and the valuation of stock option expense, *Working Paper*, Stanford University.

Barber B. et Odean T.(2001), Boys will be boys : gender, overconfidence and common stock investment, *Quarterly Journal of Economics*, n°111, pp261-292.

Barberis N. et Thaler R.(2003), A survey of behavioral finance, in G.Constantinides, M. Harris, and R. Stulz (editors) *Handbook of the Economics of Finance*, North-Holland, Amsterdam.

- Bettis J. et al (2005), Exercise behavior, valuation and the incentive effects of employee stock options, *Journal of Financial Economics*, n°76, pp.445-470.
- Benartzi S. et Thaler R.(1995), Myopic Loss-Aversion and the Equity Premium Puzzle, *Quarterly Journal of Economics*, n°110, pp.75-92.
- Benartzi S. et Thaler R.(1999), Risk-Aversion or Myopia? Choices in Repeated Gambles and Retirement Investments, *Management Science*, n°45, pp.364-381.
- Black, F. et Myron S. (1973), The pricing of options and corporate liabilities, *Journal of Political Economy*, n°81, pp.637-659.
- Carpenter J. (1998), The exercise and valuation of Executive stock options, *Journal of Financial Economics*, n°48, pp.127-158.
- Carpenter J., Stanton R. et Wallace N. (2006), Optimal exercise of Executive stock options and Implications for valuation, *Working Paper*, New York University.
- Core J.E. et Guay W. (2001), Stock option plans for non-executive employees, *Journal of Financial Economics*, n°61, pp.253-287.
- Gneezy U., Updating the Reference Level: Experimental Evidence, in Zwick R. et Rapoport A.(2005), *Experimental Business Research*, Vol3, Springer.
- Hall B. et Murphy K. (2000), Optimal Exercise prices for executive stock options, *American Economic Review*, n°90, pp.209-214.
- Hall B. et Murphy K. (2002), Stock options for undiversified executives, *Journal of Accounting and Economics*, n°33, pp.3-42.
- Heath C., Huddart S. et Lang M. (1999), Psychological factors and stock option exercise, *Quarterly Journal of Economics*, n°114, pp.601-628.
- Hirshleifer D. (2001), Investor psychology and asset pricing, *Journal of Finance*, n° 56, pp.1533-1597.
- Hemmer S., Matsunaga S. et Shevlin T. (1996), The influence of risk diversification on the early exercise of employee stock options by executive officers, *Journal of Accounting and Economics*, n°21, pp.45-68.
- Henderson V.(2006), Executive exercise explained: Patterns for stock options, *Working paper*, Princeton University.
- Huddart S. (1994), Employee Stock Options, *Journal of Accounting and Economics*, n°18, pp.207-213.
- Huddart S. et Lang M. (1996), Employee stock option exercises: an empirical analysis, *Journal of Accounting and Economics*, n°21, pp.5-43.
- Kahneman, D. et Tversky A.(1971), Belief in the Law of Small Numbers, *Psychological Bulletin*, n°2, pp.105-110.
- Kahneman, D. et Tversky A.(1973), On the Psychology of Prediction, *Psychological Review*, n°80, pp.237-251.
- Kahneman, D. and Tversky A. (1974), Judgment under uncertainty: heuristics and biases, *Science*, n°185, pp.1124-1131.
- Kahneman D. et Tversky A. (1979), Prospect theory : An analysis of decision under risk, *Econometrica*, n°47, pp.263-291.
- Kahneman D. et Tversky A. (1984), Choice, Values and Frames, *American Psychologist*, pp.341-350.
- Kahneman D. et Tversky A. (1986), Rational choice and the framing of decisions, *Journal of Business*, n°59, pp.251-278.

- Kahneman D. et Lovallo D., (1993), Timid choices and hold forecasts: a cognitive perspective on risk taking, *Management Science*, n°39, pp.17-31.
- Lambert R., Larcker D. et Verrecchia R. (1991), Portfolio considerations in valuing Executive Compensation, *Journal of Accounting Research*, n°29, pp.129-149.
- Marcus A. et Kulatilaka N. (1994), Valuing Employee Stock Options, *Financial Analysts Journal*, n°50, pp.46-56.
- Massey C. (2003a), When and why employees exercise stock options, *Working paper*, Duke University.
- Merton C. (1973), Theory of rational option pricing, *Bell Journal of Economics and Management Science*, n°4, pp.141-183.
- Misra L. et Shi Y. (2005), Option exercise by CEOs: overconfidence VS market timing, *Working Paper*, Texas University.
- Ofek E. et Yermack D. (2000), Taking stock: Equity based compensation and the evolution of managerial ownership, *Journal of Finance*, n°55, pp. 1367-1384.
- Pratt J. et Zeckhauser R. (1987), Proper Risk Aversion, *Econometrica*, Janvier , pp.122-136.
- Sautner Z. et Weber M. (2005), Stock options and Employee Behavior, *Working paper*, Mannheim university.
- Shefrin H. et Statman M. (1985), The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence, *Journal of Finance*, n°40, pp.777-790.
- Splat O.G. (2008), Probability Weighting and Employee Stock Options, *Working paper*, University of Texas at Austin.
- Thaler R.(1985), Mental Accounting and consumer choice, *Marketing Science*, n°4, pp.199-214.

## **Annexe-1 : Méthodologie de décomposition du risque d'une action**

Nous considérons que la performance d'une action est expliquée par trois familles de facteurs : des facteurs liés au marché, des facteurs liés au secteur d'activité et des facteurs spécifiques à l'entreprise. La rentabilité de l'action  $R_t$  peut donc être modélisée linéairement en fonction de la rentabilité de l'indice de marché  $R_t^m$  et de celle l'indice du secteur d'activité :

$$R_t^s = b_0 + b_1 R_t^m + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\overline{R_t^s} = \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_t = a_0 + a_1 R_t^m + a_2 \overline{R_t^s} + \varepsilon_t \quad (3)$$

-  $\overline{R_t^s}$  : rentabilité de l'indice sectoriel orthogonalisée sur celle du marché selon l'équation (1).

-  $\varepsilon_t$  : résidus représentant les facteurs spécifiques

L'équation (3) nous permet d'obtenir la décomposition du risque de l'action en fonction des trois facteurs de risque comme suit:

$$\sigma_t^2 = (a_1 \sigma_t^m)^2 + (a_2 \sigma_t^s)^2 + (\sigma_t^e)^2 \quad (4)$$

Finalement, la proportion du risque spécifique de l'action est obtenue à partir de l'équation (4) :

$$RS_t = \left( \frac{\sigma_t^e}{\sigma_t} \right)^2 \quad (5)$$

## Annexe-2 : Test paramétrique de l'étalement de l'exercice des options acquises

$$\begin{cases} H_0 : m = 1 \\ H_1 : m > 1 \end{cases} ; \bar{m} > q_\alpha = 1 + \frac{\sigma}{\sqrt{N}} z_\alpha \Rightarrow H_0 \text{ rejetée avec un seuil } \alpha$$

$m$  : L'espérance du nombre de transactions d'exercice portant sur une tranche de Vesting d'un plan ;

$$\bar{m} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^l k_{ij}}{N} : \text{Estimateur sans biais de } m ;$$

$n$  : Nombre de salariés ;

$l$  : Nombre total des tranches de Vesting composant les plans attribués ;

$$N = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^l \mathbb{I}_{\{i \in P_j\}} : \text{Taille de l'échantillon};$$

$\mathbb{I}_{\{i \in P_j\}}$  : Fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si le salarié  $i$  bénéficie du plan de stock option comportant la tranche de Vesting  $j$ , elle prend la valeur 0 dans le cas contraire ;

$k_{ij}$  : Nombre de transactions d'exercice effectuées par le salarié  $i$  et portant sur les options de la tranche de Vesting  $j$  ;