Projet supervisé – M.Sc finance

L'impact de l'asymétrie d'information sur les rendements anormaux à long terme des firmes ayant procédé à une fusion ou acquisition

CLARISSE, Anne Sophie – 11139023

Directeurs de projet : Les professeurs Georges Dionne & Jacques Lemay

14 Décembre 2017

Table des matières

Résumé **4**

Introduction **5**

I. Revue de littérature **6**

Hypothèses soulevées suite à la revue de littérature : 9

II. Méthodologie **9**

1) Modèle théorique 9
2) Estimation des paramètres du modèle théorique 13

III. Données **15**

1) Construction de l'échantillon et description des données 15
2) Statistiques descriptives 20

IV. Résultats **26**

1) Analyse de la performance anormale pour l'horizon d'un an 26
   A. Analyse de la performance anormale pour les acquéreurs informés 26
   B. Analyse de la performance anormale pour les acquéreurs non informés 29
   C. Conclusions des résultats pour l'horizon d'un an 31
2) Analyse de la performance anormale pour l'horizon de trois ans 32
   A. Analyse de la performance anormale pour les acquéreurs informés 32
   B. Analyse de la performance anormale pour les acquéreurs non informés 34
   C. Conclusions des résultats pour l'horizon de trois ans 35

Conclusion **37**

Annexes **41**

Références **42**

Liste des Tableaux

Table 1 – Nombre de transactions selon le moyen de paiement 17
Table 2 - Nombre de transactions selon l'attitude de l'acquéreur 18
Table 3 - Statistiques générales 20
Table 4 - Distribution de l'échantillon selon la capitalisation boursière (1 an) 21
Table 5 - Distribution de l'échantillon selon la capitalisation boursière (3 ans) 22
Table 6 - Rendements des portefeuilles mensuels 23
Table 7 - Résultats : Acquéreurs informés – 1 an 27
Table 8 - Résultats : Acquéreurs non informés – 1 an 29
Table 9 - Résumé des résultats : Rendement anormal annualisé (α) – 1 ans 31
Table 10 - Résultats : Acquéreurs informés – 3 ans 32
Table 11 - Résultats : Acquéreurs non informés – 3 ans 34
Table 12 - Résumé des résultats : Rendement anormal annualisé (α) – 3 ans 36

Liste des Graphiques

Graphique 1 - Nombre de transactions par année (non informés) 16
Graphique 2 - Nombre de transactions par année (informés) ……..... 16
Graphique 3 - Nombre de transactions par année (total) 16
Graphique 4 - Rendements mensuels cumulés - pondération EW (1 an) 24
Graphique 5 - Rendements mensuels cumulés - pondération VW (1an) 25
Graphique 6 - Rendements mensuels cumulés - pondération EW (3 ans) 41
Graphique 7 - Rendements mensuels cumulés - pondération VW (3 ans) 41

Résumé

Dans le cadre de ce projet, nous nous sommes intéressés à l'impact de l'asymétrie d'information des firmes ayant procédé à une fusion ou acquisition, afin d'expliquer la présence éventuelle de rendements anormaux à long terme. En d'autres termes, l'objectif est de savoir si les acquéreurs détenant de l'information privilégiée surperforment par rapport aux acquéreurs étant considérés comme non informés.

Pour cela, nous avons sélectionné un échantillon de 5 639 opérations de fusions & acquisitions complétées, survenues aux États Unis entre le 1er janvier 1990 et le 31 décembre 2013, impliquant des entreprises cibles et acquéreuses américaines et publiques.

Tout en suivant une approche en temps calendaire, tenant compte de la date réelle de l'événement, nous estimons les rendements anormaux avec différents modèles d'évaluation d'actifs, notamment ceux de Fama & French (1993), de Carhart (1997) et de Fama & French (2015).

Nous trouvons que l'asymétrie d'information a effectivement un impact sur les rendements anormaux cumulés des entreprises acquéreuses, et ce, jusqu'à 36 mois après l'annonce de la transaction. Nous estimons pour les acquéreurs informés, que la performance anormale annualisée devrait se situer entre **[11.35% ; 13.89%]** pour un horizon de 12 mois et entre **[8.08% ; 10.43%]** pour un horizon allant jusqu'à 36 mois. Inversement, une stratégie consistant à investir dans les entreprises acquéreuses non informées sur une période de 12 mois subséquents à une annonce de F&A ne permettrait pas, en moyenne, d'obtenir des rendements anormaux positifs. Néanmoins, appliquée à un horizon de trois ans, cette stratégie procure en moyenne, une performance anormale positive, et dans l'ensemble significative. Nous observons pour les acquéreurs non informés, une performance anormale annualisée se trouvant dans l'intervalle **[1.81% ; 4.03%]**. Ainsi, nos résultats soutiennent l'hypothèse que les rendements anormaux des acquéreurs informés, c'est à dire ceux détenant des blocs d'actions de l'entreprise cible avant l'annonce de l'offre, soient supérieurs à ceux des acquéreurs non informés.

Introduction

Depuis la première grande vague de fusions & acquisitions au début du XXème siècle, ces opérations fascinent. Les montants et les primes déboursés défraient régulièrement la chronique par leur extravagance. À titre d'exemple, en 2016, le rachat d'EMC par Dell pour 67G$ ou encore la prime de 104%, par rapport au prix de clôture, payée par Lowe's pour acquérir la quincaillerie Rona soulignent la démesure de certaines transactions.

Les impacts sociaux, économiques, parfois environnementaux que ces opérations génèrent peuvent également susciter la controverse, mais les fusions & acquisitions sont surtout le théâtre de stratégies de grande envergure. En effet, la sous-évaluation de l'entreprise cible, l'atteinte de synergies potentielles par le biais d'économies d'échelle et d'envergure ou par l'accroissement de parts de marché, l'accélération de la croissance, les bénéfices liés au remplacement éventuel de l'équipe managériale en place figurent parmi les raisons stratégiques poussant une entreprise à entreprendre une telle transaction. L'excès de confiance et le narcissisme excessif dont souffrent certains dirigeants les inciteraient également à effectuer des opérations de fusions & acquisions, comportement décrit à travers le syndrome d'hubris avancé par Roll (1986).

Cependant une question essentielle, à laquelle la littérature s'intéresse depuis plusieurs décennies, persiste : les fusions et acquisitions détruisent-elles ou créent-elles de la valeur pour les actionnaires ?

Un consensus semble exister dans la littérature quant au fait que ces transactions profitent aux actionnaires de la cible qui jouissent de rendements anormaux significativement positifs. En effet, Jensen & Ruback (1983) résument les résultats de treize études et montrent qu'en moyenne, le rendement anormal des entreprises cibles au cours d'un ou deux mois suivant l'annonce de l'offre s'élève à 29.1% pour les offres d'achat et à 15.9% dans le cas de fusions. En revanche, la littérature est plutôt mitigée quant à la valeur créée pour les actionnaires des firmes acquérantes. Agrawal & Al. (1992) observent des rendements anormaux négatifs significatifs d'environ -10% pour les entreprises acquéreuses au cours des cinq années suivant une fusion, mais aussi que les offres publiques d'achat[1] sont suivies de rendements anormaux non significatifs. Par ailleurs, à travers le syndrome d'hubris, Roll (1986) souligne que les firmes acquéreuses paient en moyenne un prix trop élevé. D'autres auteurs, comme Franks & Al. (1991) ne trouvent aucune preuve quant à l'existence de rendements anormaux significatifs pour les firmes ayant procédé à une fusion ou acquisition sur une période de trois ans.

Néanmoins, certains acquéreurs, en disposant d'un avantage informationnel, sont plus à même d'évaluer la juste valeur de l'entreprise cible et les gains associés à l'opération. De ce fait, cet avantage devrait se refléter dans les rendements des entreprises acquéreuses à long terme.

[1] L'offre publique d'achat (« *tender offer* ») est directement faite aux actionnaires de l'entreprise cible, souvent pour contourner la résistance des administrateurs, alors que dans une fusion, l'offre est négociée directement avec le conseil d'administration et les gestionnaires avant d'être votée et approuvée, ou non, par les actionnaires de l'entreprise cible.

L'objectif de ce projet supervisé est justement de tester empiriquement l'impact de l'asymétrie d'information des firmes ayant procédé à une fusion ou acquisition, afin d'expliquer la présence éventuelle de rendements anormaux à long terme. En d'autres termes, nous posons la problématique suivante : les acquéreurs détenant de l'information privilégiée sur-performent-ils par rapport aux acquéreurs étant considérés comme non informés ?

Dans le cadre de ce projet, nous suivons la méthodologie de Dionne & Al. (2015) et supposons que les détenteurs de blocs[2], possédant au moins 5% des actions de l'entreprise cible, détiennent des informations privées leur conférant un avantage informationnel. Nous testons donc si les acquéreurs détenant des blocs d'actions de l'entreprise cible avant l'annonce de la transaction bénéficient effectivement de rendements anormaux cumulés (CARs) plus élevés que les acquéreurs non informés sur une période de douze mois d'une part, et d'autre part, sur une période de 36 mois suivant l'annonce de l'offre. Pour cela, nous avons utilisé un échantillon de **5 639** opérations de fusions & acquisitions complétées, survenues aux États Unis entre le 1er janvier 1990 et le 31 décembre 2013, impliquant des entreprises cibles et acquéreuses américaines et publiques.

Nos résultats suggèrent que l'asymétrie d'information a effectivement un impact sur les rendements anormaux cumulés des entreprises acquéreuses jusqu'à 36 mois après l'annonce de la transaction. Nous estimons pour les acquéreurs informés, que la performance anormale annualisée devrait se situer entre **[11.35% ; 13.89%]** pour un horizon de 12 mois et entre **[8.08% ; 10.43%]** pour un horizon allant jusqu'à 36 mois. Inversement, une stratégie consistant à investir dans les entreprises acquéreuses non informées sur une période de 12 mois subséquents à une annonce de F&A ne permettrait pas, en moyenne, d'obtenir des rendements anormaux positifs. Néanmoins, appliquée à un horizon de trois ans, cette stratégie procure en moyenne, une performance anormale positive, et dans l'ensemble significative. Nous observons pour les acquéreurs non informés, une performance anormale annualisée se situant entre **[1.81% ; 4.03%]**. Ainsi, nos résultats soutiennent l'hypothèse que les rendements anormaux des acquéreurs informés, c'est à dire ceux détenant des blocs d'actions de l'entreprise cible avant l'annonce de l'offre, soient supérieurs à ceux des acquéreurs non informés.

I. Revue de littérature

❖ Avantage informationnel des *blockholders* (détenteurs de blocs d'actions)

Plusieurs études menées, entres autres, par Brockman & Yan (2009) ou Edmans (2009) soulignent que la présence de détenteurs de blocs dans la structure actionnariale d'une firme génère de l'asymétrie d'information. Plus particulièrement, Bushee & Goodman (2007) constatent que les institutions détenant des parts importantes d'actions étaient mieux informées.

[2] Traduction libre de « *blockholder* »

Edmans (2009) justifie l'utilisation des détenteurs de blocs comme mesure pertinente du niveau d'information des investisseurs par le fait que détenir une concentration des parts dans l'entreprise était nécessaire afin d'inciter les investisseurs à collecter des informations.

En effet, Brockman & Yan (2009) soulignent que les détenteurs de blocs ont tendance à avoir accès à des informations plus précises et spécifiques à l'entreprise à moindres coûts par rapport aux actionnaires diffus. L'activité de surveillance qu'ils peuvent plus aisément exercer leur confèrent un avantage informationnel par rapport aux autres actionnaires, notamment, de par leur présence au conseil d'administration.

Par ailleurs, Edmans (2009) a montré qu'en présence de détenteurs de blocs, les gestionnaires sont incités à investir de manière à faire croître l'entreprise avec une vision à long terme plutôt que de rechercher des profits à court terme. En transigeant sur la base de leurs informations privilégiées, les détenteurs de blocs font en sorte que le prix reflète davantage la valeur fondamentale de l'entreprise que les bénéfices actuels.

❖ Asymétrie d'information et fusions & acquisitions (F&A)

De par cet avantage informationnel, les détenteurs de blocs devraient être plus à même d'évaluer la juste valeur[3] de l'entreprise cible. De ce fait, ils devraient estimer de manière plus précise les gains associés à une prise de contrôle (détenant ainsi plus de 50% des actions de la cible après la transaction).

Dionne & Al (2015) examinent les fusions & acquisitions en tant qu'enchères anglaises entre 1990 et 2007. Ils constatent que les acquéreurs les mieux informés, identifiés comme étant ceux détenant des blocs d'au moins 5% des actions de la cible avant la transaction, paient une prime significativement plus faible que les autres acquéreurs. Les auteurs expliquent ce résultat par la crainte qu'ont les acquéreurs non informés du « *winner's curse* »[4]. Dans ce cas, ces derniers sont de ce fait amenés à se retirer plus tôt ou à ne pas participer à l'enchère, laissant donc l'opportunité aux acquéreurs mieux informés de réaliser la transaction, tout en payant une prime moins élevée. Les auteurs soulignent que la malédiction du vainqueur prévaut chez les acquéreurs non informés lorsque les participants n'intègrent pas de manière significative la valeur privée qu'ils accordent à la cible dans leur évaluation.

Notons également que Dionne & Al. (2015) justifient le choix du seuil de 5% par le fait que, les détenteurs d'au moins 5% des actions d'une entreprise publiques doivent déposer un formulaire auprès de la *Securities and Exchance Commission (SEC)*[5] dans les 10 jours suivant l'achat d'actions

[3] Traduction libre de « *Fair Value* »
[4] La malédiction du gagnant (« *winner's curse* ») est le fait de gagner une enchère en payant un prix trop élevé par rapport à la valeur intrinsèque en raison d'informations incomplètes, à l'inverse du « *loser's curse* » qui est la malédiction de perdre une enchère suite à une offre trop faible.
[5] Schedule 13D

leur permettant de dépasser ce seuil. Étant donné que cette information est publique, les acquéreurs informés, définis comme détenteurs de blocs d'action dans la cible, sont de facto connus avant l'offre d'achat de la cible.

Par ailleurs, Betton & Eckbo (2000) remarquent que détenir une part importante d'actions dans la cible avant l'offre (« *toehold* ») réduisait la probabilité de concurrence en cas d'enchère et de résistance de l'entreprise cible, et était associé à des primes moins élevées. Ils notent aussi que la présence d'un « *toehold* » vient réduire le nombre d'actions qui sont payées avec une prime élevée. Leur étude diffère cependant de celle réalisée par Dionne & Al. (2015) puisque leur mesure de « *toehold* » inclut des acquéreurs détenant moins de 5% des actions de la cible.

- **Méthode de paiement et asymétrie d'information**

En présence d'asymétrie d'information entre les dirigeants et les investisseurs externes, Myers & Majluf (1984) démontrent que la méthode de paiement utilisée révèle des informations sur l'acquéreur. Ils prédisent à travers un modèle de sélection adverse, que les investisseurs rationnels supposent qu'en moyenne les entreprises vont émettre des actions lorsque leurs gestionnaires estiment qu'elles sont surévaluées. Par conséquent, à l'annonce d'une émission d'actions, les investisseurs rationnels devraient revoir leur évaluation de cette entreprise à la baisse.

Loughran & Vijh (1997) réalisent une étude empirique analysant, entre 1970 et 1989, 947 fusions & acquisitions survenues aux États Unis, et remarquent que les rendements postacquisition des actions de l'acquéreur sont liés à la fois au mode d'acquisition et à la forme de paiement. En effet, sur une période de cinq années après l'acquisition, ils trouvent que les fusions entièrement payées en actions génèrent des rendements excédentaires négatifs significatifs de -25%, alors que les rendements excédentaires des entreprises procédant à une offre publique d'achat payée en espèces sont significativement positifs et s'élèvent à 62%. Les résultats de Loughran & Vijh (1997) sont cohérents avec ceux avancés par Myers & Majluf (1984), une firme acquéreuse est plus susceptible de choisir un paiement en actions quand les gestionnaires estiment que ses actions sont surévaluées et de choisir un paiement en espèces quand elles sont sous évaluées.

Par ailleurs, plusieurs auteurs tels que, Hansen (1987) ou Officer & Al. (2009) concluent, qu'un échange d'actions comme moyen de paiement permettrait d'atténuer l'asymétrie d'information relative à l'entreprise cible. En effet, Officer & Al. (2009) trouvent que les rendements des acquéreurs sont significativement plus élevés quand les acquéreurs utilisent des actions pour acquérir des cibles difficiles à évaluer. En présence d'asymétrie d'information concernant l'entreprise cible, un paiement en action est de ce fait préféré puisqu'il permet de partager les risques d'une surévaluation de la cible avec les propriétaires de l'entreprise cible. À l'inverse, l'acquéreur porte tous les risques d'une surévaluation de la cible lorsqu'il paye en espèces. Ce résultat est cohérent avec la **« *risk sharing hypothesis* ».**

Hypothèses soulevées suite à la revue de littérature :

Suite à notre revue de littérature, nous posons l'hypothèse que l'asymétrie d'information a un impact sur les rendements anormaux cumulés (CARs) des entreprises acquéreuses à long terme. Plus précisément, nous supposons que les rendements des acquéreurs informés, c'est à dire ceux détenant des blocs d'actions de l'entreprise cible (plus de 5% du total des actions) avant l'annonce de l'offre, devraient être plus élevés que ceux des acquéreurs non informés jusqu'à 36 mois après l'annonce. D'une part, leur avantage informationnel leur permet d'évaluer de manière plus précise l'entreprise cible ainsi que les gains subséquents à la transaction et de profiter ainsi d'une éventuelle sous-évaluation de l'entreprise cible. D'autre part, la peur qu'ont les acquéreurs non informés, en présence d'asymétrie d'information, de subir la malédiction du gagnant concède aux acquéreurs informés l'opportunité de débourser une prime moindre pour acquérir la cible. Ces deux arguments devraient se refléter par une réaction positive du marché en cas d'acquisition par un détenteur de blocs d'action de l'entreprise cible. On s'attend de ce fait à ce que les CARs des détenteurs de blocs soient supérieurs à ceux des acquéreurs non informés.

En présence d'asymétrie d'information relative à l'entreprise cible, le mode de paiement choisi devrait également avoir un impact sur les rendements des entreprises ayant procédé à une fusion & acquisition. Plus précisément, lorsque les F&A impliquent des acquéreurs informés, les rendements des entreprises ayant payé la transaction en espèces devraient être supérieurs. Inversement, lorsqu'elles impliquent des acquéreurs non informés, un mode de paiement en action devraient avoir un impact positif sur les rendements des acquéreurs par rapport à un paiement en espèces.

II. Méthodologie

1) Modèle théorique

Afin de mesurer l'impact de l'asymétrie d'information, nous évaluons la performance à long terme des entreprises ayant procédé à une fusion ou acquisition, soutenant ainsi l'hypothèse sous-jacente que l'ajustement des prix des actions peut être réparti sur une longue période subséquente à un événement.

La littérature fait référence à deux méthodologies permettant d'évaluer la performance post-événement à long terme ajustée au risque.

La première est basée sur l'approche des *Buy & Hold Abnormal Returns* (BHAR). Mitchell & Stafford (2000) définissent les rendements BHAR comme étant une mesure du rendement annuel moyen d'un investissement, dans toutes les entreprises complétant un événement, puis de la revente de ces mêmes entreprises à la fin d'une période de détention spécifiée préalablement, par rapport à une stratégie comparable utilisant des entreprises de contrôle n'ayant pas connu d'évènements mais

autrement similaires. En d'autres termes, il s'agit d'identifier pour chaque entreprise, une firme analogue (« *matching firm* ») avant l'événement mais n'ayant pas procédé à une fusion ou acquisition. De ce fait, cette méthodologie présuppose que la seule différence entre les rendements post-évènement de ces deux firmes devrait être attribuée à l'événement lui-même. Cette méthodologie a notamment été utilisée par Barber & Lyon (1997) et Lyon & Al. (1999).

Même si Barber & Lyon (1997) avancent que les rendements BHAR reflètent davantage l'expérience d'investissement des investisseurs, cette méthode a par la suite été critiquée, notamment par Mitchell & Stafford (2000) et Fama (1998), pour les distortions statistiques qu'elle entrainait.

En effet, Mitchell & Stafford (2000) montrent que l'hypothèse d'indépendance est problématique pour toute étude à long terme utilisant cette approche. Ils constatent à ce propos, que les principaux évènements corporatifs telles que les fusions & acquisitions ne sont pas aléatoires, et qu'il est donc peu probable que des échantillons comprenant de tels évènements soient constitués d'observations indépendantes. Plus particulièrement, ils soulignent que ces évènements ont, au fil du temps, tendance à se regrouper par industrie. Cette tendance conduirait par conséquent à une corrélation croisée positive des rendements anormaux, rendant les statistiques des tests d'hypothèses, qui supposent l'indépendance, fortement surévaluées. Mitchell & Stafford (2000) remarquent également que ce problème de dépendance augmente avec la taille de l'échantillon.

Dans le cadre de ce projet, nous utiliserons la seconde méthodologie, une approche en temps calendaire, utilisée pour la première fois par Jaffe (1974) et Mandelker (1994). L'approche en temps calendaire tient compte du temps réel de l'événement, c'est à dire de la date réelle (jour, mois, année) où s'est produit la fusion ou acquisition. Par opposition, une étude en temps évènementiel ne tient pas compte de la date réelle à laquelle la transaction a été réalisée. Prenons par exemple, un portefeuille composé d'actions pour lesquelles une F&A a été effectuée. La période d'étude selon l'approche en temps évènementiel est commune à toutes les entreprises du portefeuille, elle commence à la date d'événement, fixée à t=0 et se termine T périodes plus tard, selon l'horizon choisi. Revenons à l'approche calendaire qui nous intéresse ici. Il s'agit de former, pour chaque mois calendaire, un portefeuille comprenant le rendement anormal de chaque entreprise ayant procédé à une fusion ou acquisition au cours des N derniers mois. Le rendement anormal est défini par le rendement au-dessus du taux sans risque ne pouvant pas être expliqué par les facteurs de risque utilisés pour prédire les rendements espérés.

Comme Mitchell & Stafford (2000), Fama (1998) suggère fortement l'approche en temps calendaire, moins sensible aux problèmes relatifs au « *bad model* »[6] et posant moins de problèmes statistiques que les rendements BHAR à long terme. L'utilisation de rendements mensuels moyens, permettrait d'une part d'éviter le problème d'asymétrie extrême, et d'autre part, de pallier au problème de corrélation croisée, qui surviennent dans le calcul des rendements BHAR. En effet, la formation de portefeuilles selon l'approche en temps calendaire permet de prendre en compte, automatiquement

[6] D'après Fama (1998), un modèle d'évaluation d'actif financier n'est qu'un simple modèle et ne permet pas une description complète des tendances systématiques dans les rendements espérés, pour n'importe quelle période d'échantillonage.

dans la variance du portefeuille, les corrélations croisées entre les rendements des différentes entreprises ayant procédé à un événement. Notons, qu'en suivant cette approche, nous pouvons utiliser l'inférence statistique classique.
Les différents arguments avancés en faveur de l'approche en temps calendaire, jumelés aux critiques que suscitent l'approche des rendements BHAR afin de calculer les rendements anormaux à long terme, nous ont permis de trancher parmi ces deux méthodes.

Le rendement anormal peut ainsi être mesuré de la façon suivante :

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}) \quad (1)$$

- $AR_{i,t}$ = rendement anormal de l'entreprise *i* au cours du mois *t*.
- $E(R_{i,t})$ = rendement espéré (normal) de l'entreprise *i* au cours du mois *t*.
- $R_{i,t}$ = rendement de l'entreprise *i* au cours du mois *t*.

Afin de calculer les rendements anormaux, nous utiliserons différents modèles d'évaluation d'actifs pour l'estimation des rendements espérés $E(R_{i,t})$. Tout en suivant l'approche calendaire, nous calculerons donc dans un premier temps, les rendements anormaux avec le modèle à 3 facteurs proposé par Fama & French (1993) qui vient corriger les anomalies liées au modèle d'évaluation d'actifs financiers (CAPM) ne tenant compte que d'un seul facteur, le risque du marché (risque systématique). En d'autres termes, selon le CAPM, le rendement excédentaire d'un portefeuille d'actions ($R_{p,t} - R_{f,t}$) serait fonction uniquement de sa sensibilité au risque de marché.

Puisqu'il n'existe pas de modèle parfait comme l'ont très justement affirmé Fama & French (1996), et, afin de vérifier la robustesse de nos résultats, nous utiliserons ensuite deux autres modèles pour calculer les rendements anormaux des entreprises acquéreuses : le modèle à 4 facteurs proposé par Carhart (1997) puis celui à 5 facteurs, proposé par Fama & French (2015).

❖ Modèle de Fama & French à 3 facteurs (1993)

Le modèle proposé par Fama & French (1993) indique que le rendement excédentaire d'un portefeuille *p* de titres à la période *t* ($R_{p,t} - R_{f,t}$) s'explique par 3 facteurs de risque :

- $R_{m,t} - R_{f,t}$: représente la différence entre les rendements d'un portefeuille de marché ($R_{m,t}$) au-dessus du taux sans risque (défini par les rendements des bons du trésor ayant une échéance d'un mois). Ce facteur capture le risque de marché.
- SMB_t (Small caps minus Big caps) : correspond à la différence entre les rendements d'un portefeuille composé d'entreprises à petite capitalisation et ceux d'un portefeuille composé d'entreprises à grande capitalisation. Ce facteur permet de capturer le risque lié à la taille de l'entreprise.

- HML_t (High minus Low) : représente la différence entre les rendements d'un portefeuille composé de titres de « valeur » et ceux d'un portefeuille composé de titre de « croissance ». Les titres de valeur sont caractérisés par un ratio Valeur comptable (VC)/Valeur Marchande (VM) élevé par opposition aux titres de croissance caractérisés par ratio VC/VM faible.

Le modèle de Fama & French (1993) à 3 facteurs peut ainsi être décrit par l'équation :

FF3 : $R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + \varepsilon_{p,t}$ (2)

❖ Modèle de Carhart (1997) à 4 facteurs

Le modèle de Carhart (1997) étant une extension du modèle à 3 facteurs de Fama & French (1993), la même méthodologie est appliquée, en introduisant cependant un nouveau facteur lié à l'effet momemtum. Selon ce modèle, trois groupes d'actions ont tendance à avoir des rendements plus élevés que ceux prédits uniquement par leur sensibilité au rendement du marché : les actions à petite capitalisation, celles dites de valeur (ratio VC/VM élevé) et les actions dont les prix ont augmenté, c'est à dire celles connaissant un effet momentum. Le rendement excédentaire d'un portefeuille d'actions ($R_{p,t} - R_{f,t}$) peut ainsi être expliqué par les mêmes 3 facteurs que ceux présentés dans le modèle de Fama & French (1993) en ajoutant le facteur suivant :

- WML_t (Winners minus Losers) : cette variable représente la différence entre les rendements mensuels d'un portefeuille équipondéré composé des titres gagnants, et ceux d'un portefeuille équipondéré composé des titres perdants. Parmi les firmes cotées sur les bourses américaines (NYSE, Nasdaq et Amex), les titres dont les rendements font partis des 30% les plus élevés au cours des douze mois précédents le mois *t* constituent les gagnants, tandis que ceux dont les rendements font partis des 30% les plus faibles forment les perdants.

Le modèle de Carhart (1997) à 4 facteurs est ainsi décrit par l'équation :

CH4 : $R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + w_p WML_t + \varepsilon_{p,t}$ (3)

❖ Modèle de Fama & French (2015) à 5 facteurs

Fama & French (2015) proposent une nouvelle extension de leur modèle à 3 facteurs en incluant deux nouveaux facteurs, un premier lié à la profitabilité et un autre relatif à l'investissement.
Le rendement excédentaire d'un portefeuille d'actions ($R_{p,t} - R_{f,t}$) peut ainsi être expliqué par les mêmes 3 facteurs que ceux présentés dans le modèle de Fama & French (1993) en ajoutant les facteurs suivants :

- RMW_t (Robust minus Weak) : représente la différence entre les rendements d'un portefeuille composé d'entreprises à forte profitabilité et ceux d'un portefeuille composé d'entreprises à faible profitabilité.

- CMA_t (Conservative minus Aggressive) : représente la différence entre les rendements d'un portefeuille composé d'entreprises ayant une politique d'investissement conservatrice (faible niveau d'investissement) et ceux d'un portefeuille composé d'entreprises ayant une politique d'investissement agressive.

Le modèle de Fama & French (2015) à 5 facteurs est ainsi décrit par l'équation :

FF5 : $R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + r_p RMW_t + c_p CMA_t + \varepsilon_{p,t}$ (4)

→ Pour ces trois modèles, la variable dépendante $(R_{p,t} - R_{f,t})$ correspond aux rendements excédentaires mensuels d'un portefeuille de titres.
→ Les coefficients mesurant la sensibilité aux différents facteurs de risque (β_p, S_p, h_p, r_p et c_p) sont estimés par régression linéaire avec la méthode des MCO.
→ α_p : correspond au rendement anormal mensuel moyen. Plus particulièrement, si le modèle permet d'expliquer entièrement le rendement excédentaire mensuel moyen, dans ce cas α_p mesure le rendement anormal attribuable à l'opération de fusion ou acquisition. Cependant, si le modèle ne fournit qu'une description partielle des rendements excédentaires, α_p représente à la fois les rendements excédentaires attribuables à l'événement et la partie des rendements non expliquée par le modèle émanant d'une erreur de spécification. C'est le problème d'hypothèse jointe soulevé par Fama (1970).

2) Estimation des paramètres du modèle théorique

Nous sélectionnons pour chaque mois calendaire, entre janvier 1990 et décembre 2013, les rendements des entreprises ayant procédé à une fusion & acquisition au cours des 12 mois précédents dans un premier temps puis au cours des 36 mois précédents dans un second temps, formant ainsi nos portefeuilles mensuels. Cette approche suppose que nous rebalancions les portefeuilles tous les mois pour inclure les entreprises venant d'annoncer une transaction ou pour enlever celles ayant atteint la fin de la période d'observation.

Nous calculons ensuite les rendements mensuels agrégés $(R_{p,t})$ de chacun de ces portefeuilles, en utilisant des rendements équipondérés (« Equally Weighted ») dans un premier temps, puis des rendements pondérés par la valeur marchande de l'entreprise (« Value Weighted ») dans un deuxième temps. Fama (1998) préconise cependant l'utilisation d'une pondération par la valeur marchande plutôt qu'une pondération accordant le même poids à chacune des entreprises du portefeuille pour calculer les rendements mensuels anormaux du portefeuille. Étant donné qu'une équipondération donne davantage d'importance aux firmes à petite capitalisation, les problèmes de « *bad models* » sont plus importants dans ce cas-ci. En revanche, une pondération par la valeur marchande pourrait accentuer les mauvaises ou bonnes performances des entreprises à large capitalisation.

Le taux sans risque ($R_{f,t}$) est estimé en prenant les rendements mensuels des bons du trésor à 30 jours comme proxy. Les rendements du portefeuille de marché sont approximés par les rendements mensuels de l'indice S&P 500.

Les facteurs de risque SMB_t, HML_t, WML_t, RMW_t et CMA_t sont extraits directement du site de Kenneth R. French. Par exemple, afin de déterminer les facteurs de risque SMB_t et HML_t, Fama & French (1993) ont construit 6 portefeuilles en fonction de la taille et du ratio VC/VM : Small Value, Small Neutral, Small Growth, Big Value, Big Neutral et Big Growth. Ces portefeuilles regroupent toutes les actions cotées sur le NYSE, l'AMEX et le NASDAQ pour lesquelles les prix des actions en décembre$_{t-1}$ et juin$_t$ sont disponibles sur CRSP et dont la VC$_{t-1}$ est disponible sur Compustat, excluant les firmes pour lesquelles la VC est négative.

❖ Problème d'hétéroscédasticité

L'approche en temps calendaire introduit cependant un problème d'hétéroscédasticité potentiel étant donné que le nombre de firmes composant les portefeuilles mensuels change avec le temps. Ce problème a notamment été souligné par Mitchell & Stafford (2001) et Franks & Al. (1991) dans leurs études respectives. En d'autres termes, notre modèle ne tient pas compte de chaque firme individuellement, mais plutôt du rendement mensuel moyen (les données sont agrégées par mois à travers les firmes). Le nombre de firmes composant les portefeuilles mensuels changeant à travers le temps, la variance du terme d'erreur pourrait elle aussi changer avec le temps.
Pour pallier à ce problème, Franks & Al. (1991) suggèrent de transformer le modèle grâce à l'approche des Moindres Carrés Généralisés (MCG)[7]. Par exemple, pour le modèle de Fama & French (1993) à trois facteurs (**FF3**), cette transformation donnerait :

$$\left(R_{p,t} - R_{f,t}\right) * \sqrt{N_t} = \alpha_p * \sqrt{N_t} + \beta_p\left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) * \sqrt{N_t} + S_p SMB_t * \sqrt{N_t} + h_p HML_t * \sqrt{N_t} + \varepsilon_{p,t} * \sqrt{N_t} \quad (5)$$

Cette transformation a comme effet de pondérer l'importance des portefeuilles mensuels en fonction du nombre de rendements les composant ($\sqrt{N_t}$ avec N représentant le nombre de rendements). Nous allons donc ajouter du poids aux portefeuilles ayant un nombre de firmes plus important et enlever du poids à ceux dont le nombre de firmes est moindre. Cela revient de ce fait, à rajouter du poids aux observations ayant une variance plus spécifique et à en enlever à celles qui ont une plus grande variance.

Mitchell & Stafford (2001) notent cependant qu'une telle transformation va à l'encontre de l'objectif de former des portefeuilles mensuels selon l'approche en temps calendaire, qui est de tenir compte du fait que les résidus des entreprises individuelles sont corrélés de façon transversale. Les auteurs suggèrent une autre méthode consistant à plutôt atténuer le problème potentiel d'hétéroscédasticité en incluant au moins les rendements de 10 firmes pour chaque portefeuille mensuel, afin de tenir compte de l'effet de diversification.

[7] Traduction de « *Weighted Least Squares* »

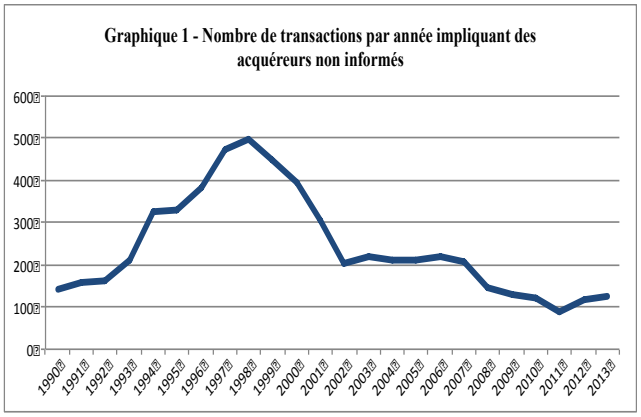
III. Données

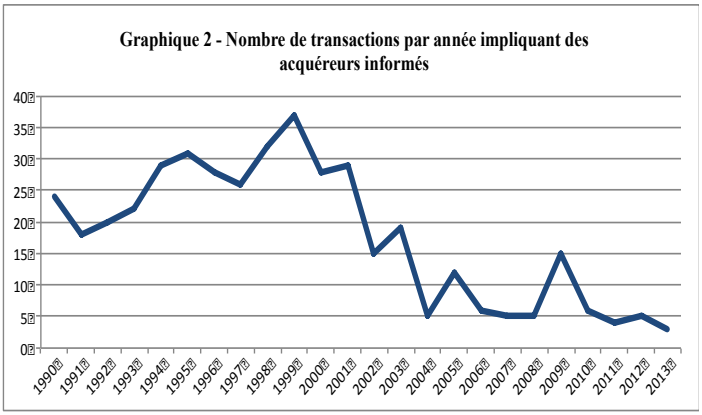
1) Construction de l'échantillon et description des données

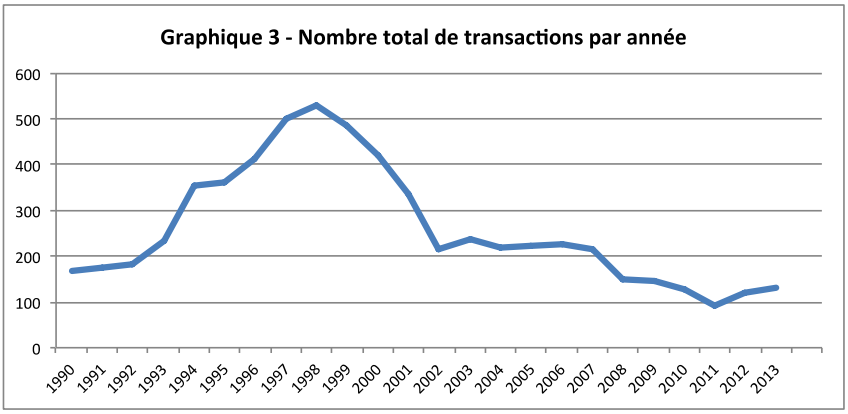
Afin de déterminer l'impact des fusions & acquisitions sur les rendements à long terme des acquéreurs en présence d'asymétrie d'information, nous nous sommes intéressés aux opérations de fusions & acquisitions survenues aux États Unis entre le 1er janvier 1990 et le 31 décembre 2013, impliquant des entreprises cibles et acquéreuses américaines et publiques. Nous avons choisi d'arrêter notre période d'étude en décembre 2013, afin de pouvoir avoir trois années complètes de données pour chaque acquéreur, suivant l'annonce de l'offre.

Pour constituer notre échantillon, nous avons tout d'abord identifié, à partir de la base de données *SDC Platinum* fournie par Thomson Reuters, toutes les transactions de fusions & acquisitions réussies permettant à l'acquéreur de prendre le contrôle de la cible, c'est à dire de détenir plus de 50% des actions de la cible une fois la transaction complétée. Outre le fait que détenir au moins 50% de ses actions permet de contrôler l'entreprise cible, l'entreprise acquéreuse doit également consolider ses états financiers une fois la transaction complétée. Les performances financières des deux entreprises sont donc intrinsèquement liées, et, une F&A estimée avoir été payée trop cher ou dont les synergies seraient contestables pourraient directement être reflétées dans les rendements subséquents, les actionnaires n'étant pas dupes.

Nous obtenons ainsi un échantillon de **6084** opérations de fusions & acquisitions, dont **5673** impliquant des acquéreurs non informés et **411** impliquant des acquéreurs informés. L'évolution du nombre de transactions par année pour les acquéreurs informés et non informés suivent de manière générale, une tendance similaire (**Graphiques 1 & 2**). De manière générale (**Graphique 3**), les périodes subséquentes à l'éclatement de la bulle informatique à la fin des années 1990, et, à la crise financière débutée dès 2007 sont suivies d'une baisse du nombre de transactions. Cependant, nous observons pour les années 2001, 2003 et 2009 ultérieures d'une part, à l'éclatement de la bulle technologique et d'autre part, à la crise financière des *subprimes*, un pic du nombre de transactions chez les acquéreurs informés. Ainsi, il se pourrait qu'en période de crise et d'incertitude, les entreprises faisant face à différentes contraintes sur leurs liquidités, décident d'effectuer une fusion ou acquisition uniquement quand elles sont sûres des gains associés à l'opération, ce qui pourrait expliquer à la fois, le pic mentionné pour les acquéreurs informés (bien qu'un effet de nombre ne soit pas non plus à exclure) et à la fois, la baisse du nombre de transactions pour ceux n'ayant pas d'avantage informationnel. Une autre explication pourrait venir du fait qu'après une période de crise, certaines entreprises s'affaiblissent, et sont de ce fait plus faciles à acquérir.







Nous pouvons également remarquer l'évolution croissante du nombre de fusions & acquisitions dans les années 1990 jusqu'à l'éclatement de la bulle internet. Cette évolution représente la cinquième et plus longue vague de fusions et acquisitions, pendant laquelle, le nombre de transactions a atteint des records à la fin des années 1990.

❖ Méthode de paiement

Parmi les 5673 transactions impliquant des acquéreurs non informés, 27.9% ont été payées en espèces et 40.1% en actions (**Table1**). À l'inverse, les acquéreurs informés ont privilégié le paiement en espèces dans 47.4% des 424 transactions, alors que 31.1% des transactions ont été payées en actions.
Par ailleurs, il est intéressant de constater que les acquéreurs non informés ont laissé le choix à l'entreprise cible entre un paiement en espèces ou en actions pour 6.4% des transactions, ce qui est légèrement supérieur aux acquéreurs informés qui ont laissé le choix à l'entreprise cible uniquement dans 3.4% des transactions.

Dans le cas d'un paiement en espèces, l'acquéreur supporte entièrement les risques liés à la transaction (surévaluation de l'entreprise cible, par exemple), alors que ces risques sont partagés dans

le cas d'un paiement en actions. À ce propos, nous remarquons que dans notre échantillon les acquéreurs informés ont davantage payé leurs transactions en espèces que les acquéreurs non informés. Inversement, le paiement en actions a été privilégié par les acquéreurs non informés. Ainsi, il est probable que les acquéreurs détenant un avantage informationnel soient plus confiants quant à leur évaluation de la cible et des synergies potentielles liées à l'opération. De surcroît, nous observons que le paiement « hybride », combinant actions et espèces a principalement été utilisé par les acquéreurs non informés (soit pour 18.2% des transactions contre seulement 7.8% de celles impliquant des acquéreurs informés).

Ces observations sont congruentes avec les conclusions d'Officer & Al. (2009) ou Hansen (1987) énoncées dans notre revue de littérature. En effet, rappelons que les auteurs avancent qu'un paiement par échange d'actions permettrait d'atténuer l'asymétrie d'information relative à l'entreprise cible. En d'autres termes, les acquéreurs non informés ont davantage tendance à vouloir partager les risques de la transaction en ne payant pas entièrement en espèces.

Table 1 - Nombre de transactions selon moyen de paiement

	Non Informés							Informés						
	Cash	Shares	Hybrid	Choice Cash or Shares	Other	Unknown	Total	Cash	Shares	Hybrid	Choice Cash or Shares	Other	Unknown	Total
1990	34	44	13	1	12	27	**131**	15	6	0	0	0	2	**24**
1991	24	72	23	6	11	15	**151**	3	7	2	1	5	0	**18**
1992	26	86	17	3	13	11	**156**	8	5	1	1	3	1	**20**
1993	44	105	28	8	16	5	**206**	11	7	1	0	3	0	**22**
1994	61	175	40	11	9	14	**310**	12	11	3	0	3	0	**29**
1995	76	182	39	4	16	5	**322**	16	10	2	1	0	2	**31**
1996	84	178	76	12	12	11	**373**	16	6	4	1	0	1	**28**
1997	86	256	80	21	7	16	**466**	12	6	2	3	1	1	**26**
1998	99	263	90	10	11	17	**490**	13	14	1	0	1	3	**32**
1999	116	213	79	18	6	13	**445**	18	8	2	2	1	2	**37**
2000	100	173	73	21	7	11	**385**	20	6	0	1	0	0	**28**
2001	84	113	67	22	9	8	**303**	13	7	4	0	1	3	**29**
2002	77	40	40	23	9	4	**193**	6	5	2	0	1	0	**15**
2003	60	54	52	27	12	6	**211**	8	7	3	0	1	0	**19**
2004	67	50	43	35	8	7	**210**	1	2	0	0	1	0	**5**
2005	69	44	50	29	4	14	**210**	4	5	1	1	1	0	**12**
2006	94	44	42	18	3	14	**215**	4	2	0	0	0	0	**6**
2007	83	31	35	39	3	10	**201**	2	2	1	0	0	0	**5**
2008	50	32	22	11	6	15	**136**	2	0	1	0	0	2	**5**
2009	39	34	31	4	0	12	**120**	3	6	1	3	0	1	**15**
2010	61	24	23	7	2	3	**120**	3	1	1	0	0	0	**6**
2011	33	18	18	11	1	4	**85**	2	2	0	0	0	0	**4**
2012	56	23	17	12	1	3	**112**	2	1	0	0	2	0	**5**
2013	57	19	34	10	2	0	**122**	1	2	0	0	0	0	**3**
Total	**1580**	**2273**	**1032**	**363**	**180**	**245**	**5673**	**195**	**128**	**32**	**14**	**24**	**18**	**411**
(% total)	***27.9%***	***40.1%***	***18.2%***	***6.4%***	***3.2%***	***4.3%***		***47.4%***	***31.1%***	***7.8%***	***3.4%***	***5.8%***	***4.4%***	

❖ Attitude de l'acquéreur

Il est intéressant de constater (**Table 2**) que les offres d'achat hostiles et neutres sont plus conséquentes parmi les acquéreurs informés. Toutefois, les offres amicales sont prééminentes que l'acquéreur dispose d'un avantage informationnel ou non.

Table 2 - Nombre de transactions selon l'attitude de l'acquéreur

Attitude	Acquéreurs informés		Acquéreurs non informés	
Hostile	**10**	2.43%	**31**	0.55%
Amicale	**364**	88.56%	**5592**	98.57%
Neutre	**31**	7.54%	**8**	0.14%
Indéterminé	**6**	1.46%	**42**	0.74%
Total	**411**		**5673**	

❖ Chevauchements dans les données

Lorsque plusieurs transactions ont été effectuées par une même firme au cours de la même journée ou plus généralement, au cours de notre période d'étude (s'étalant soit sur 1 an ou 3 ans après l'annonce), deux cas de figure sont possibles :

- Le statut d'informé ou de non informé est commun à toutes les transactions qu'un même acquéreur a effectuées, dans ce cas nous avons procédé de la même manière que Mitchell & Stafford (2000) et avons conservé uniquement la première transaction. Nous obtenons donc deux échantillons qui diffèrent selon l'horizon des rendements étudiés, permettant ainsi d'éviter les chevauchements entre deux transactions, c'est à dire éviter que la même firme apparaisse plusieurs fois dans notre portefeuille de rendements mensuels.
- Dans le cas où un même acquéreur est à la fois informé et non informé dépendamment de la transaction, nous avons dû supprimer toutes les transactions sur une période de 12 ou 36 mois. Ce filtre supplémentaire permet d'éviter les chevauchements entre deux transactions où un acquéreur serait informé puis non informé, ou inversement. Prenons l'exemple d'un acquéreur qui complète une transaction où il est considéré comme non informé, puis dans les 12 ou 36 mois suivant, une autre où il est informé. Si nous supprimons uniquement celle où il est informé, considérant donc les rendements mensuels de cet acquéreur dans les portefeuilles composés des acquéreurs non informés, les rendements pourraient être biaisés à la hausse à partir de l'annonce de la transaction subséquente, soit celle pour laquelle il dispose d'un avantage informationnel. Nous évitons de ce fait toute ambiguïté sur les rendements et tout biais (à la hausse ou à la baisse) que pourraient susciter ces chevauchements.

- **Formation des portefeuilles mensuels**

Nous avons choisi de commencer notre période d'étude le mois suivant le mois au cours duquel l'annonce d'une opération de F&A a eu lieu. En effet, nous avons choisi de ne pas considérer le rendement du mois où l'annonce a été effectuée puisque celle-ci a pu avoir eu lieu aussi bien le 2ème jour du mois que le dernier. Cette méthode a notamment été appliquée par Franks & Al. (1991) justifiant que le choix de ne pas considérer le mois de l'annonce permet de tenir compte de l'incertitude qu'un investisseur pourrait avoir.

De plus, prendre les rendements pour le mois de l'annonce au complet serait peu représentatif : puisque nous analysons les rendements des acquéreurs subséquents à l'annonce d'une opération, si celle-ci a eu lieu n'importe quel jour ultérieur au 1er du mois, nos rendements pour ce mois seront, quoi qu'il arrive, biaisés. Bien que nous commencions le mois suivant celui où l'annonce a été réalisée, il est à noter que nous prenons tout de même 12 ou 36 rendements mensuels, selon la période étudiée. Par ailleurs, nous avons choisi d'arrêter notre période d'étude à 3 ans, plutôt que sur 5 ans car bien d'autres éléments indépendants des effets la F&A pourraient biaiser nos résultats.

Nous avons ensuite vérifié que les rendements de chacune des entreprises ayant procédé à une acquisition étaient bien disponibles sur la base de données CRSP. Cependant, en raison des radiations, c'est à dire d'un retrait de la cote, nous ne disposons pas des rendements de certaines entreprises de notre échantillon pour les 12 ou 36 mois suivant l'événement. Retirer au complet ces entreprises pour lesquelles les rendements ne sont pas disponibles devrait davantage affecter notre période d'étude sur 3 ans plutôt qu'un an.

Afin de distinguer les acquéreurs non informés des acquéreurs informés, nous avons suivi la même méthodologie que Dionne & Al (2015), et avons donc défini les acquéreurs informés par le fait qu'ils détenaient déjà des blocs d'actions de la cible (au moins 5%) avant l'annonce de la transaction.

Après les différents ajustements effectués et les différents filtres appliqués, nous obtenons un échantillon final contenant **162** transactions pour les acquéreurs informés et **4040** transactions pour les acquéreurs non informés dans le cadre de l'étude de la performance à 1 an et **120** transactions pour les acquéreurs informés et **2862** transactions pour les acquéreurs non informés pour un horizon à 3 ans.

2) Statistiques descriptives

Parmi les firmes retenues pour nos deux horizons subséquents à l'annonce d'une F&A, nous obtenons les statistiques suivantes :

Table 3 - Statistiques générales				
	Horizon : 1an		**Horizon : 3 ans**	
	R_p **informés**	R_p **non informés**	R_p **informés**	R_p **non informés**
Statistiques sur les F&A				
Nombre de transactions	**162**	**4040**	**120**	**2862**
Montant Moyen payé (M$$)	857.12	1109.51	845.24	1079.18
Montant Médian payé (M$)	84.82	130.18	84.52	126.94
Écart type du montant payé (M$)	3342.96	4365.03	3499.44	4132.08
Montant Max payé (M$)	36 724.00	89167.72	36724.00	89167.72
Montant Min payé (M$)	0.56	0.03	0.91	0.25
Durée pour compléter la F&A (jours):				
Moyenne entre date annonce et effective	166.27	139.43	163.81	138.62
Durée Médiane de complétion	148	123	134.50	122
Écart type de la durée de complétion	127.62	96.32	125.62	97.03
Durée Max de complétion	730	1161	730	1128

Il est tout d'abord intéressant de constater (**Table 3**), que le montant moyen (et médian) payé par les acquéreurs non informés est nettement supérieur à celui payé par les acquéreurs détenant un avantage informationnel, quel que soit l'horizon choisi. Plus spécifiquement, le montant maximal déboursé par les acquéreurs non informés est près de 2.5 fois supérieur à celui déboursé par les informés (36 724M$[8] contre 89 168M$ pour les acquéreurs non informés). Constats qui sont tout à fait congruents avec les conclusions de Dionne & Al. (2015) mentionnées auparavant dans la revue de littérature, relatives notamment à la malédiction du vainqueur, prévalente chez les acquéreurs non informés. Tout en prenant pincettes et gants, nous pourrions aussi expliquer cette différence entre les montants moyens, médians et maximums payés par un syndrome d'hubris probablement prédominant parmi les acquéreurs non informés, corroborant ainsi les conclusions de Roll (1986) quant au fait que les firmes acquéreuses paient en moyenne un prix trop élevé (si nous supposons que les acquéreurs informés paient en moyenne un prix tendant davantage vers la *Fair Value* de la cible).

Bien qu'elle puisse être considérée comme étant relativement proche, la durée moyenne (et médiane) entre l'annonce et la date où la transaction a été effectivement complétée est supérieure chez les

[8] Montant déboursé par **Berkshire Hathaway** pour acquérir **Burlington Northern Santa Fe,** transaction annoncée en novembre 2009, et, représentait jusqu'en août 2015, l'acquisition la plus importante effectuée par l'entreprise de Warren Buffet.

acquéreurs détenant un avantage informationnel (166 jours contre 139 jours en moyenne pour les acquéreurs non informés). Le nombre de jours nécessaire pour compléter l'opération présente de surcroît, une volatilité plus accrue parmi les transactions réalisées par les acquéreurs informés. Nous notons, cependant, que la durée maximale pour compléter une opération de F&A a été enregistrée par un acquéreur non informé (1161 jours soit plus de 3 ans).

❖ Distribution de nos échantillons selon la capitalisation boursière

On remarque (**Tables 4&5**) que la distribution des deux échantillons informés et non informés est relativement similaire, plus particulièrement des similitudes des fréquences aux extrémités (<50 M$ et > 5 000M$) se distinguent. Cependant, la dispersion est plus conséquente pour l'échantillon comprenant les acquéreurs non informés telle que reflétée par les valeurs Min et Max. En effet, la plus grande capitalisation boursière parmi notre échantillon d'acquéreurs non informés est près de huit fois supérieure à celle parmi les acquéreurs informés. Malgré que la distribution des échantillons pour chacun des acquéreurs soit relativement stable à travers les deux horizons, notons toutefois que l'écart entre les capitalisations boursières moyennes des deux différents types d'acquéreurs a tendance à s'accentuer lorsque nous augmentons l'horizon de temps étudié.

Table 4 - Distribution de l'échantillon selon la capitalisation boursière pour l'horizon d'un an

Capitalisation boursière (en millions US$)	Acquéreurs informés		Acquéreurs non informés	
< 10 M	**4**	2%	**49**	1%
10M - 50M	**16**	10%	**294**	7%
50M - 100M	**7**	4%	**264**	7%
100M - 500M	**25**	15%	**998**	25%
500M - 2 000M	**40**	25%	**1006**	25%
2 000M - 5 000M	**27**	17%	**557**	14%
5 000M - 10 000M	**12**	7%	**293**	7%
10 000M - 50 000M	**24**	15%	**412**	10%
> 50 000M	**7**	4%	**167**	4%
Moyenne	7 779.32 M$		8 753.57 M$	
Médiane	1 159.66 M$		889.86 M$	
Max	81 030.97 M$		623 599.96 M$	
Min	4.73 M$		0.85 M$	

Table 5 - Distribution de l'échantillon selon la capitalisation boursière pour l'horizon de trois ans				
Capitalisation boursière (en millions US$)	**Acquéreurs informés**		**Acquéreurs non informés**	
< 10 M	**3**	3%	**29**	1%
10M - 50M	**12**	10%	**234**	8%
50M - 100M	**5**	4%	**200**	7%
100M - 500M	**21**	18%	**716**	25%
500M - 2 000M	**28**	23%	**726**	25%
2 000M - 5 000M	**22**	18%	**378**	13%
5 000M - 10 000M	**11**	9%	**207**	7%
10 000M - 50 000M	**16**	13%	**273**	10%
> 50 000M	**2**	2%	**99**	3%
Moyenne	5 762.56 M$		7 853.39 M$	
Médiane	1 153.09 M$		823.95 M$	
Max	81 030.97 M$		623 599.96 M$	
Min	4.73 M$		0.85 M$	

❖ Statistiques descriptives sur les rendements composant les portefeuilles mensuels

Les rendements mensuels des portefeuilles composés des acquéreurs informés sont en moyenne plus élevés, et ce, quelle que soit la méthodologie de pondération employée (**Table 6**). Notons cependant que l'écart entre les rendements des acquéreurs informés et non informés se réduit lorsque nous regardons les rendements médians. En considérant des portefeuilles mensuels composés de rendements équipondérés, les rendements médians sont d'ailleurs égaux pour l'horizon d'un an.

D'une manière générale, les portefeuilles équipondérés (EW) ont, en moyenne, des rendements supérieurs et un écart type inférieur (une seule exception est à noter : l'écart type des portefeuilles des acquéreurs non informés pour l'horizon de trois ans est plus faible lorsqu'une pondération par la valeur marchande (VM) est utilisée).

Lorsque comparés sur un an, les portefeuilles mensuels des acquéreurs informés présentent certes des rendements moyens, médians et maximums plus élevés mais sont en revanche, davantage volatiles que ceux de leurs homologues non informés. À titre d'exemple, les rendements maximums s'élèvent à 33.73% parmi les acquéreurs informés contre 25.22% pour les non informés lorsque les rendements sont équipondérés et à 56.91% contre 26.36% quand ils sont pondérés par la valeur marchande.
En considérant une période d'étude de trois ans, nous remarquons que l'écart entre les rendements moyens, maximums et minimums, mais aussi entre les écarts types tend à se réduire parmi nos différents types d'acquéreurs.

Par ailleurs, nous observons que l'étendue interquartile est généralement supérieure pour les acquéreurs informés. En d'autres termes, les rendements mensuels sont plus dispersés autour de la médiane pour les acquéreurs détenant de l'information privilégiée (une seule exception, l'étendue et l'étendue interquartile pour un horizon de trois ans sont supérieures pour les acquéreurs non informés quand les portefeuilles sont composés de rendements EW).

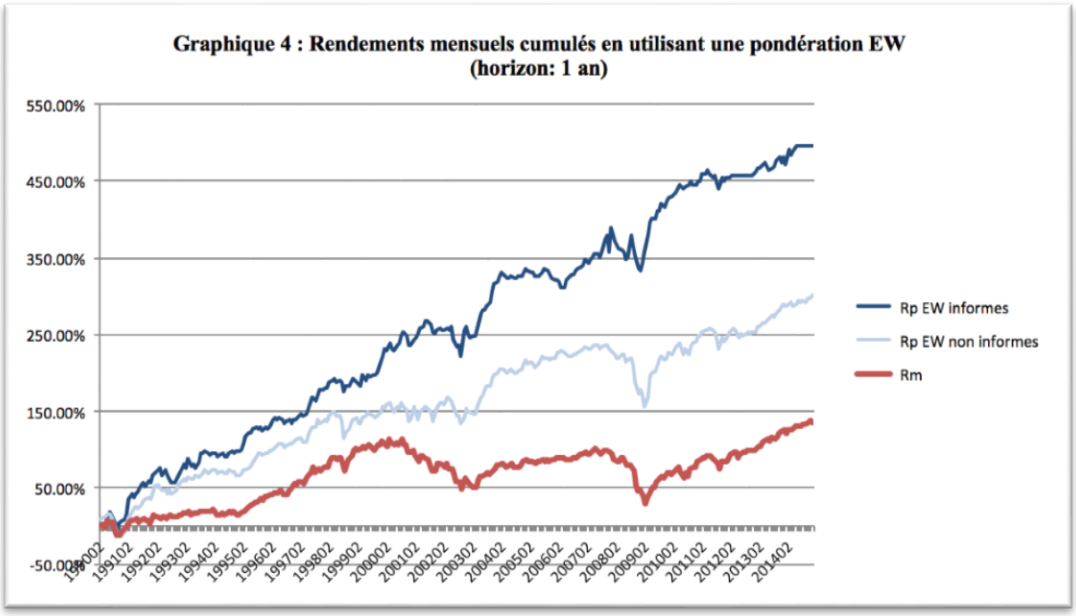
D'autre part, il est important de noter que le nombre de transactions composant les portefeuilles mensuels des acquéreurs informés est nettement inférieur à celui des acquéreurs non informés. Les transactions réalisées par les acquéreurs informés ne représentant que 4% environ des transactions totales. Cette observation pourrait avoir plusieurs répercussions sur nos résultats. En effet, un des problèmes émanant de l'approche calendaire est le fait qu'elle donne plus de poids aux portefeuilles composés de peu de firmes et sous pondère ceux ayant à l'inverse, une concentration importante de firmes. Par ailleurs, indépendamment du nombre restreint de transactions pour les acquéreurs informés, il y a aussi le fait que le nombre de firmes composant nos portefeuilles mensuels change au cours du temps, soit un problème d'hétéroscédasticité potentiel.

Table 6 - Rendements des portefeuilles mensuels

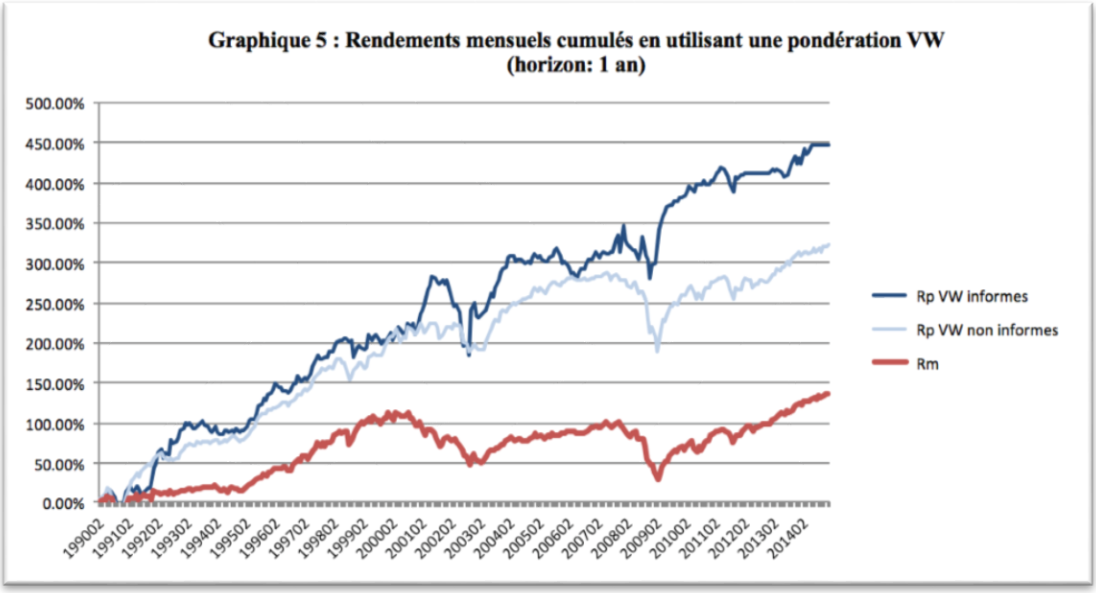
	Horizon : 1an				**Horizon : 3 ans**			
	R_p informés		**R_p non informés**		**R_p informés**		**R_p non informés**	
	EW	**VW**	**EW**	**VW**	**EW**	**VW**	**EW**	**VW**
Moyenne	1.76%	1.59%	1.01%	1.08%	1.43%	1.25%	1.06%	0.90%
Médiane	1.79%	1.71%	1.79%	1.62%	1.74%	1.27%	1.54%	1.09%
Max	33.73%	56.91%	25.22%	26.36%	18.02%	38.05%	22.24%	18.86%
Min	-20.46%	-25.57%	-21.40%	-24.68%	-17.74%	-19.22%	-22.16%	-18.07%
Écart type	7.10%	8.51%	5.55%	5.57%	5.19%	5.97%	5.39%	5.00%
Étendue	54.19%	82.48%	46.62%	51.04%	35.76%	57.27%	44.40%	36.93%
Étendue interquartile	8.01%	8.49%	6.36%	6.22%	6.09%	6.33%	6.27%	5.54%
Skewness	0.60	0.90	-0.43	-0.52	-0.27	0.52	-0.34	-0.34
Kurtosis	3.07	7.21	2.50	3.24	1.55	5.46	2.30	1.86
Nombre de firmes incluses par portefeuille mensuel :								
Moyenne	6.96		162.14		13.80		318.98	
Médiane	6.00		148.00		12.00		321.00	
Écart type	4.94		83.16		9.69		164.69	
Max	19.00		365.00		34.00		648.00	
Min	0.00		4.00		1.00		4.00	

Nous avons ensuite comparé les rendements des portefeuilles mensuels cumulés, selon les différentes méthodes de pondération, aux rendements cumulés mensuels du marché pour l'horizon d'un an (**Graphiques 4&5**)[9]. Nous constatons d'une part, que les rendements cumulés mensuels ont été plus élevés pour les acquéreurs informés, et d'autre part, qu'ils sont supérieurs au marché et ce, peu importe le statut de l'acquéreur ou la méthode de pondération utilisée pour former les portefeuilles mensuels. Les graphiques illustrent aussi le fait que les portefeuilles composés de rendements mensuels EW semblent, en moyenne, surperformer ceux pondérés par la capitalisation boursière.

Le **graphique 5** corrobore notre analyse de la **table 6** et démontre clairement que la volatilité est nettement plus élevée pour les acquéreurs informés lorsque les portefeuilles mensuels sont pondérés par la valeur marchande.



[9] Les **graphiques 6 & 7** présentent les rendements cumulés mensuels pour l'horizon de trois ans ont été ajouté en annexe. L'analyse étant relativement similaire à celle effectuée pour l'horizon d'un an, nous avons jugé qu'il serait plus judicieux de ne pas surcharger le texte de graphiques.


Graphique 5 : Rendements mensuels cumulés en utilisant une pondération VW
(horizon: 1 an)
500.00%
450.00%
400.00%
350.00%
300.00%
250.00%
200.00%
150.00%
100.00%
50.00%
0.00%
199002
199102
199202
199302
199402
199502
199602
199702
199802
199902
200002
200102
200202
200302
200402
200502
200602
200702
200802
200902
201002
201102
201202
201302
201402
Rp VW informes
Rp VW non informes
Rm

IV. Résultats

Afin d'évaluer la performance anormale mensuelle moyenne à long terme de nos échantillons d'acquéreurs, nous présenterons les résultats pour les différents modèles, selon les deux méthodes de pondération retenues et pour chacune de nos périodes d'étude.

Pour pallier au problème d'hétéroscédasticité potentiel induit par l'approche en temps calendaire, décrit préalablement dans notre méthodologie, nous avons appliqué la correction de White à chacun de nos modèles. Cette correction permet de corriger les écarts types des estimateurs des coefficients par les MCO en autorisant la variance des termes d'erreurs d'être différente, permettant ainsi plus de flexibilité. Les résultats présentés devraient de ce fait, avoir des écarts types *robustes* à l'hétéroscédasticité. Rappelons que nos portefeuilles mensuels sont, par construction, composés d'un nombre de firmes changeant à travers le temps amenant potentiellement la variance du terme d'erreur à, elle aussi, varier d'un mois à l'autre.

Nous avons également estimé nos modèles par l'approche des Moindres Carrés Généralisés (MCG) en appliquant la transformation proposée par Franks & Al. (1991). D'une manière générale, les coefficients obtenus sont relativement similaires à ceux estimés par les MCO avec la correction de White, quelle que soit la méthode de pondération des rendements mensuels et quel que soit l'horizon choisi. Étant donné une différence non significative quant aux différents coefficients estimés par les MCG, jumelée aux critiques de Mitchell & Stafford (2001) concernant cette transformation (cf. méthodologie), nous avons donc décidé d'inclure uniquement les résultats des régressions estimées par les MCO tout en prenant compte de la correction de White[10]. Plus particulièrement, la différence dans les estimations des coefficients par les MCG et par les MCO étant non significative, nous supposons donc qu'en moyenne, il ne devrait pas y avoir de biais trop sévères dans les coefficients estimés par les MCO.

Par ailleurs, le nombre médian de firmes incluses dans nos portefeuilles mensuels est de 6 pour la période d'étude de 12 mois, et de 12 pour celle allant jusqu'à 36 mois après l'annonce. La contrainte, proposée par Mitchell & Stafford (2001), d'inclure les rendements d'au moins 10 firmes pour chaque portefeuille mensuel est donc difficilement applicable pour notre échantillon d'acquéreurs informés. Notons que pour les acquéreurs non informés seulement trois mois ne la respecte pas.

1) Analyse de la performance anormale pour l'horizon d'un an

A. Analyse de la performance anormale pour les acquéreurs informés

Lorsqu'analysée sur un horizon de 12 mois, la performance anormale mensuelle moyenne (α) pour les acquéreurs informés est positive et statistiquement significative, et ce, quelle que soit la méthode

[10] Les résultats détaillés pour les régressions estimées par les moindres carrés généralisés peuvent être fournis sur demande.

de pondération utilisée pour le calcul des rendements mensuels (EW ou VW) et quel que soit le modèle utilisé (**Table 7)**. Notons cependant, que seul le rendement mensuel obtenu avec le modèle de Fama & French à 3 facteurs (1993) mesuré en utilisant une pondération par la valeur marchande (VW), n'est statistiquement significatif qu'au seuil de 10%.

Résumé des résultats de la régression faîte par les MCO pour les acquéreurs informés :

Table 7 – Résultats : Acquéreurs informés – 1 an						
	FF3 (1993)		**Carhart (1997)**		**FF5 (2015)**	
	EW	**VW**	**EW**	**VW**	**EW**	**VW**
α (constante)	0.0103*** (2.75)	0.0090* (1.86)	0.0109*** (2.85)	0.0104** (2.07)	0.0101*** (2.68)	0.0095** (2.04)
β_p (RMRF)	0.9164*** (8.52)	0.9659*** (6.15)	0.8850*** (8.17)	0.9009*** (5.82)	0.9345*** (7.94)	0.9426*** (5.06)
s_p (SMB)	0.0033*** (2.73)	0.0027 (0.16)	0.0034*** (2.88)	0.0004 (0.23)	0.0033** (2.42)	-1.36^{e-06} (-0.00)
h_p (HML)	-0.00003 (-0.02)	-0.0007 (-0.28)	-0.0003 (-0.17)	-0.0012 (-0.49)	-0.0014 (-0.59)	-0.0004 (-0.11)
w_p (WML)			-0.0009 (-1.13)	-0.0018* (-1.66)		
r_p (RMW)					-0.0051 (-0.31)	-0.0014 (-0.62)
c_p (CMA)					0.0028 (0.75)	0.0003 (0.06)
R^2 *ajuste*	33.73%	23.33%	33.83%	24.05%	33.69%	22.94%
N	281					

Notes : 1- * Statistiquement significatif à un seuil de 10%, ** à un seuil de 5% et *** à un seuil de 1%.
2- Les statistiques des test *t* sont notées entre parenthèses et calculées à partir d'écart types *robustes.*

→ D'une manière générale, lorsque les portefeuilles mensuels sont équipondérés, le rendement anormal mensuel moyen est davantage significatif et légèrement supérieur, quel que soit le modèle utilisé. En effet, il s'élève à 1.03% (EW) et à 0.9% (VW) lorsqu'il est obtenu grâce au modèle FF3 (1993). Il augmente à 1.09% (EW) et à 1.04% (VW) lorsque calculé à partir du modèle de Carhart (1997) mais diminue à 1.01% (EW) et à 0.95% (VW) lorsque le modèle de Fama French à 5 facteurs (2015) est utilisé. Ainsi, des tendances similaires s'observent quelle que soit la méthode de pondération choisie.

→ Pour l'ensemble des modèles, seul le facteur relié au risque de marché a un coefficient (β_p) qui est systématiquement significatif et positif. Les β_p étant inférieurs à 1, un premier constat serait que les entreprises composant nos portefeuilles mensuels affichent un risque légèrement inférieur à celui du marché. Cependant, pour aucun des β_p nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle, H0 : β_p = 1.

À titre d'exemple pour le modèle FF3-EW : en moyenne, une augmentation de 1% dans la prime de risque du marché (soit, une augmentation de 1% dans les rendements du portefeuille de marché une fois le rendement sans risque déduit) est corrélée avec une augmentation du rendement excédentaire de notre portefeuille ($R_{p,t} - R_{f,t}$) de 0.92%.

→ Nous observons que la prime inhérente à la taille de l'entreprise a un coefficient (s_p) également positif et significatif pour les modèles utilisant une pondération EW. C'est à dire qu'une meilleure performance parmi les entreprises ayant une plus petite capitalisation, augmente la performance anormale mensuelle moyenne de notre portefeuille. Or, 57% des entreprises de l'échantillon ont une capitalisation boursière inférieure à 2 milliards $, pouvant ainsi être considéré comme ayant une petite capitalisation. Cette observation est donc congruente avec le fait que nous obtenons un rendement anormal mensuel moyen supérieur pour nos modèles EW, puisque nous accordons un poids similaire aux entreprises à petite ou grande capitalisation. Il est également logique d'observer une diminution des β_p pour nos modèles EW par rapport aux modèles VW puisque la prime liée à la taille capture positivement le risque émanant d'une pondération accordant davantage de poids aux entreprises à petite capitalisation.

→ Les coefficients associés au facteur HML (h_p) sont dans l'ensemble négatifs, suggérant ainsi que des firmes de « croissance », caractérisées par un ratio VC/VM faible, seraient prédominantes parmi notre échantillon d'acquéreurs informés. Ces coefficients (h_p) sont toutefois non significatifs et le fait qu'une firme ayant réalisé une F&A soit considérée de « croissance » plutôt que « valeur », ou inversement, ne devrait donc pas avoir d'effets sur la performance anormale à long terme.

→ Bien que seulement significatif à un seuil de 10% dans le cas d'une pondération par la VM, le coefficient négatif associé à l'effet momentum indique que les compagnies ayant fait partie des *loosers* au cours des douze derniers mois devraient surperformer les actions ayant quant à elles, eu les meilleurs rendements.

→ Les facteurs de rentabilité et d'investissement mesurés par les variables RMW et CMA, ont respectivement un coefficient négatif (r_p) et positif (c_p) mais tous deux non significatifs. Bien que le signe négatif devant r_p signifie qu'une meilleure rentabilité devrait, en moyenne, diminuer la performance anormale de notre portefeuille, ce constat n'est cependant pas inquiétant puisque l'effet étant non significatif.

→ Par ailleurs, le R^2 ajusté est supérieur lorsqu'une équipondération (EW) est utilisée pour le calcul des rendements mensuels. En effet, les R^2 ajustés oscillent entre 33.69% et 33.83% quand les rendements sont EW alors qu'ils varient entre 22.94% et 24.05% lorsque ceux-ci sont pondérés par la VM. Bien que les variations soient faibles, nous observons des tendances similaires aux deux méthodes de pondération : le R^2 ajusté s'accroit quand on rajoute le facteur lié au momentum aux trois facteurs de Fama & French (1993), mais diminue quand on utilise le modèle FF5 (2015) puisque les deux facteurs ajoutés sont non significatifs.

B. Analyse de la performance anormale pour les acquéreurs non informés

Lorsqu'analysée sur un horizon de 12 mois, la performance anormale mensuelle moyenne pour les acquéreurs non informés est positive mais globalement statistiquement non significative (**Table 8**). Seuls les modèles de Carhart (1997) et de Fama & French à 5 facteurs (2015) génèrent une performance anormale mensuelle positive significative, et ce uniquement lorsque les portefeuilles mensuels sont équipondérés (EW).

En d'autres termes, il est difficile de rejeter l'hypothèse nulle (H_0: $\alpha = 0$) et trouvons qu'en moyenne les F&A ont eu un impact très faible voire nul sur les rendements des acquéreurs non informés.

<u>Résumé des résultats de la régression faîte par les MCO pour les acquéreurs non informés :</u>

Table 8 - Résultats : Acquéreurs non informés – 1 an

	FF3 (1993)		Carhart (1997)		FF5 (2015)	
	EW	**VW**	**EW**	**VW**	**EW**	**VW**
α (constante)	0.0009 (0.87)	0.0014 (1.05)	0.0025** (2.54)	0.0023 (1.58)	0.0022** (1.96)	0.0017 (1.14)
β_p (RMRF)	1.0959*** (33.46)	1.0908*** (24.75)	1.0231*** (40.51)	1.0513*** (27.15)	1.0263*** (28.24)	1.0674*** (23.46)
s_p (SMB)	0.0074*** (11.34)	0.0061*** (8.27)	0.0075*** (15.92)	0.0062*** (9.28)	0.0071*** (13.28)	0.0066*** (10.55)
h_p (HML)	0.0021*** (3.84)	0.0039*** (6.43)	0.0015*** (3.74)	0.0035*** (6.87)	0.0024*** (3.88)	0.0036*** (4.75)
w_p (WML)			-0.0020*** (-6.03)	-0.0011** (-2.13)		
r_p (RMW)					-0.0016** (-2.03)	0.0005 (0.67)
c_p (CMA)					-0.0026*** (-2.77)	-0.0022** (-2.15)
R^2 *ajuste*	89.24%	81.18%	91.90%	81.91%	90.22%	81.95%
N	299					

Notes : 1- * Statistiquement significatif à un seuil de 10%, ** à un seuil de 5% et *** à un seuil de 1%.
2- Les statistiques des test *t* sont notées entre parenthèses et calculées à partir d'écart types *robustes*.

→ Quand nous prenons les modèles CH4-EW et FF5-EW pour lesquels nous trouvons un rendement anormal mensuel moyen significatif, celui-ci est positif et s'élève respectivement à 0.25% (t-stat = 2.54) et 0.22% (t-stat = 1.96) ce qui est bien inférieur aux rendements anormaux mensuels calculés avec ces mêmes modèles pour les acquéreurs informés.

→ Pour l'ensemble des modèles, les facteurs associés au risque de marché et à la taille arborent des coefficients (β_p et s_p, respectivement) systématiquement significatifs et positifs. Les β_p étant supérieurs à 1, les acquéreurs non informés affichent un risque, en moyenne, légèrement supérieur à celui du marché. Notons que seuls les β_p estimés par le modèle FF3 sont statistiquement différents du risque de marché.

→ De la même manière que pour les acquéreurs informés, la prime inhérente à la taille de l'entreprise ayant un coefficient (s_p) également positif, une meilleure performance parmi les entreprises à petite capitalisation, augmente la performance anormale mensuelle moyenne de notre portefeuille. On note que pour les acquéreurs non informés, s_p est supérieur et davantage significatif que pour les acquéreurs informés. Ceci peut s'expliquer par la prépondérance d'entreprises à petite capitalisation dans notre échantillon (65% des firmes de l'échantillon ont en effet, une capitalisation boursière inférieure à 2 milliards $).

→ Les coefficients associés au facteur HML (h_p) sont dans l'ensemble positifs, c'est à dire qu'inclure des firmes dîtes de « valeur », caractérisées par un ratio VC/VM élevé, dans notre portefeuille serait, en moyenne, corrélé avec une augmentation de la performance anormale.

→ La prime attribuée au facteur d'investissement (CMA) est négative et significative (à 1% pour le modèle FF5-EW et à 5% pour le modèle FF5-VW). D'autre part, la corrélation entre les variables CMA et HML étant positive (0.66), nous pouvons alors constater un biais de variable omise lorsqu'on estime les modèles FF3 et CH4 sans le facteur d'investissement. En effet, dans ces modèles, l'effet accordé au facteur de valeur est sous-estimé (la prime de risque c_p étant négative). Notons également que la corrélation entre les facteurs HML et RMW est elle aussi positive (0.4), il est donc logique que ce biais soit davantage marqué pour les modèles FF3-EW ou CH4-EW, puisque le signe de r_p associé au facteur de profitabilité est également négatif (il est positif mais non significatif quand le modèle FF5-VW est estimé).

→ De la même manière, la corrélation entre les facteurs SMB et RMW étant négative (-0.48), un léger biais de variable omise peut également s'observer lorsque les modèles FF3 et CH4 sont estimés. Dans ces modèles, la prime accordée au facteur taille (SMB) est surestimée pour les modèles utilisant des rendements équipondérés (r_p étant négatif dans le modèle FF5-EW) et sous estimée pour les modèles FF3-VW et CH4-VW (r_p étant positif dans le modèle FF5-VW)

→ Le coefficient associé à l'effet momentum est négatif et significatif. Une interprétation similaire à celle effectuée pour les acquéreurs informés s'applique, w_p indique donc que les compagnies ayant fait partie des *winners* au cours des douze derniers mois devraient sous performer celles ayant été désignées comme *loosers.*

→ Il est à noter que les R^2 ajustés sont nettement supérieurs à ceux obtenus pour les acquéreurs informés. En effet, lorsque les rendements sont équipondérés les R^2 varient entre 89.24% (FF3-EW)

à 91.90% (CH4-EW) et lorsqu'ils sont pondérés par la valeur marchande, ils oscillent entre 81.18% (FF3-VW) et 81.95% (FF5-VW). De même que pour les acquéreurs informés, le R^2 ajusté est supérieur lorsqu'une équipondération (EW) est utilisée pour le calcul des rendements mensuels. Nous remarquons également que le R^2 ajusté (VW) a tendance à augmenter au fur et à mesure que nous rajoutons des variables au modèle, bien que les variations soient négligeables.

C. Conclusions des résultats pour l'horizon d'un an

La performance anormale mensuelle moyenne pour les acquéreurs informés est positive et statistiquement significative, et ce, quelle que soit la méthode de pondération utilisée pour le calcul des rendements mensuels (EW ou VW) et quel que soit le modèle utilisé. Nous estimons que la performance anormale devrait se situer entre **[1.01% ; 1.09%]** si les rendements sont équipondérés et entre **[0.90% ; 1.04%]** s'ils sont pondérés par la valeur marchande.

À l'inverse, pour les acquéreurs non informés, la performance anormale est non significative d'après la plupart des modèles utilisés. Parmi les deux modèles où nous décelons un rendement anormal mensuel moyen significatif celui-ci est nettement inférieur à celui obtenu pour les informés puisqu'il s'élève à **0.25%** (CH4-EW) et **0.22%** (FF5-EW).

En d'autres termes, l'hypothèse nulle qu'il n'existe pas de rendement anormal moyen au cours d'une période de 12 mois après l'annonce d'une F&A peut être clairement rejetée uniquement dans le cas où l'acquéreur détient un avantage informationnel.

Afin de faciliter la lecture et d'évaluer les différences entre les rendements anormaux estimés par les différents modèles, **la Table 9** les présentent de manière annualisés[11] et résumés :

Table 9 – Rendement anormal annualisé (α)

	FF3 (1993)		Carhart (1997)		FF5 (2015)	
	EW	**VW**	**EW**	**VW**	**EW**	**VW**
Informés	13.08%***	11.35%*	13.89%***	13.22%**	12.82%***	12.01%**
Non informés	1.09%	1.69%	3.04%**	2.80%	2.67%**	2.06%
Différence	11.99%	9.66%	10.85%	10.42%	10.15%	9.95%

Ainsi, ces résultats suggèrent que l'asymétrie d'information a en effet un impact sur les rendements anormaux cumulés (CARs) des entreprises acquéreuses, supportant de ce fait notre hypothèse, du moins pour un horizon de 12 mois suivant l'annonce d'une F&A. Nous confirmons également que les rendements des acquéreurs informés, c'est à dire ceux détenant des blocs d'actions de l'entreprise

[11] $\alpha_{annuel} = (1 + \alpha_{mensuel})^{12} - 1$

cible avant l'annonce de l'offre, sont nettement supérieurs (lorsqu'annualisée, la différence s'élève environ à 10%) à ceux des acquéreurs non informés jusqu'à 12 mois après l'annonce.

2) Analyse de la performance anormale pour l'horizon de trois ans

A. Analyse de la performance anormale pour les acquéreurs informés

Lorsqu'analysée sur un horizon de 36 mois, la performance anormale mensuelle moyenne pour les acquéreurs informés présente des constats similaires à l'analyse effectuée sur l'horizon de 12 mois. En effet, la performance anormale mensuelle moyenne pour les acquéreurs informés est positive et statistiquement significative, et ce, quelle que soit la méthode de pondération utilisée pour le calcul des rendements mensuels (EW ou VW) et quel que soit le modèle utilisé (**Table 10**).

Résumé des résultats de la régression faîte par les MCO pour les acquéreurs informés :

Table 10 - Résultats : Acquéreurs informés – 3 ans

	FF3 (1993)		Carhart (1997)		FF5 (2015)	
	EW	**VW**	**EW**	**VW**	**EW**	**VW**
α (constante)	0.0075*** (3.20)	0.0065** (2.37)	0.0083*** (3.41)	0.0074*** (2.59)	0.0072*** (3.06)	0.0067** (2.48)
β_p **RMRF**	0.7973*** (11.26)	0.8840*** (11.19)	0.76267*** (10.28)	0.8408*** (11.57)	0.8057*** (11.24)	0.8777*** (9.26)
s_p **SMB**	0.0037*** (4.14)	-0.0002 (-0.15)	0.0037*** (4.48)	-0.0001 (-0.12)	0.0045*** (5.72)	-0.0004 (-0.36)
h_p**HML**	0.0018 (1.52)	-0.001 (-0.74)	0.0015 (1.22)	-0.0013 (-1.00)	0.0012 (0.75)	-0.0010 (-0.51)
w_p **WML**			-0.0009* (-1.77)	-0.0012 (-1.42)		
r_p **RMW**					0.0013 (1.06)	-0.0010 (-0.67)
c_p **CMA**					-0.0009 (-0.60)	0.0009 (0.34)
R^2 *ajuste*	46.63%	38.88%	47.14%	39.48%	47.35%	38.67%
N	313					

Notes : 1- * Statistiquement significatif à un seuil de 10%, ** à un seuil de 5% et *** à un seuil de 1%.
2- Les statistiques des test *t* sont notées entre parenthèses et calculées à partir d'écart types *robustes.*

Comparativement à l'horizon préalablement étudié, appliquer une stratégie d'investissement similaire mais sur période s'étendant jusqu'à 36 mois après l'annonce, génère un rendement anormal mensuel moyen quelque peu inférieur mais davantage significatif. De même que pour l'horizon d'un

an, lorsque les portefeuilles mensuels sont équipondérés, le rendement anormal mensuel moyen reste légèrement supérieur, quel que soit le modèle utilisé. Nous obtenons un rendement anormal mensuel moyen de 0.75% avec le modèle FF3-EW (t-stat = 3.20), de 0.84% avec le modèle CH4-EW (t-stat = 3.41) et de 0.72% avec le modèle FF5-EW (t-stat = 3.06). Lorsque nous pondérons nos portefeuilles mensuels par la valeur marchande, nous obtenons un rendement anormal mensuel moyen de 0.64% avec le modèle FF3-VW (t-stat = 2.37), de 0.74% avec le modèle CH4-VW (t-stat = 2.59) et de 0.67% avec le modèle FF5-VW (t-stat = 2.48). Notons que pour les modèles VW, le rendement anormal mensuel moyen est significatif à 1% que pour le modèle CH4-VW. Par ailleurs, les tendances observées pour l'horizon d'un an s'appliquent ici également.

L'étude des coefficients est elle aussi relativement similaire à celle de l'horizon de 12 mois :
→ Le facteur relié au risque de marché a toujours un impact positif et significatif sur la performance anormale. Néanmoins, les β_p sont davantage inférieurs à 1 pour l'horizon d'un an. Lorsqu'analysées sur trois ans, les entreprises composant nos portefeuilles mensuels affichent un risque davantage inférieur à celui du marché, cependant seuls les $\beta_p$résultants des modèles EW sont statistiquement différents du risque de marché.

→ La prime inhérente à la taille de l'entreprise a un coefficient (s_p) également positif et significatif pour les modèles utilisant une pondération EW. Notons qu'elle est relativement constante quel que soit l'horizon choisi et les modèles utilisés. Bien que peu significative, la plus grande variation s'observe quand la prime de risque liée au facteur taille est estimée avec le modèle FF5. Un constat similaire celui observé pour les acquéreurs non informés (cf. partie 1-B. des résultats) s'applique, et l'augmentation de s_p de 0.37% à 0.45% émane principalement de la corrélation négative entre les facteurs SMB et RMW (-0.47) entrainant un biais de variable omise et un coefficient sous-estimé pour les modèles FF3 et CH4. La prime de risque est négative mais non significative quand une pondération par la valeur marchande est utilisée.

→ Les coefficients associés au facteur HML (h_p) sont maintenant positifs pour les modèles EW mais demeurent négatifs pour les modèles VW. Ils restent toutefois non significatifs, et le fait qu'une firme ayant réalisé une F&A soit considérée de « croissance » plutôt que « valeur », ou inversement, ne devrait donc pas avoir d'effets sur la performance anormale à long terme.

→ Les coefficients associés à l'effet momentum demeurent négatifs, mais il est maintenant significatif à un seuil de 10% dans le cas d'une équipondération (l'inverse était observé pour la période précédente).

→ De même, les facteurs de rentabilité et d'investissement mesurés par les variables RMW et CMA, affichent des coefficients tous non significatifs mais de signes opposés selon la méthode de pondération retenue. Même si l'effet n'est pas significatif, le signe devant r_p est maintenant positif et le coefficient c_p est maintenant négatif quand les rendements sont équipondérés.

→ En revanche, les R^2 ajustés sont supérieurs pour l'analyse des rendements mensuels anormaux sur un horizon de 3 ans. En effet, les R^2 ajusté oscillent entre 46.63% et 47.14% quand les rendements sont équipondérés (contre 33.75% et 33.95% pour l'horizon d'un an) alors qu'ils varient entre 38.88% et 39.48% lorsque ceux-ci sont pondérés par la valeur marchande (contre 23.34% et 24.32% pour l'horizon d'un an). Nous remarquons également que le R^2 ajusté (EW) augmente à mesure que nous rajoutons des variables au modèle.

B. Analyse de la performance anormale pour les acquéreurs non informés

Lorsqu'analysée sur un horizon de 36 mois, la performance anormale mensuelle moyenne pour les acquéreurs non informés est positive et maintenant significative pour les modèles CH4 et FF5, et ce, quelle que soit la méthode de pondération utilisée pour le calcul des rendements mensuels (**Table 11**)

Résumé des résultats de la régression faîte par les MCO pour les acquéreurs non informés :

Table 11 – Résultats : Acquéreurs non informés – 3 ans

	FF3 (1993)		Carhart (1997)		FF5 (2015)	
	EW	**VW**	**EW**	**VW**	**EW**	**VW**
α (constante)	0.0016 (1.59)	0.0015 (1.56)	0.0033*** (4.02)	0.0027*** (2.77)	0.0025*** (2.57)	0.0026*** (2.56)
β_p **RMRF**	1.0858*** (46.31)	1.1265*** (36.19)	1.0030*** (47.64)	1.0685*** (35.58)	1.0352*** (40.38)	1.0696*** (35.62)
s_p **SMB**	0.0072*** (23.15)	0.0008*** (2.84)	0.0072*** (17.11)	0.0009*** (3.36)	0.0070*** (20.45)	0.0002 (0.59)
h_p**HML**	0.0030*** (8.90)	5.78^{e-06} (0.01)	0.0022*** (6.26)	-0.0005 (-1.06)	0.0028*** (6.32)	0.0011 (1.52)
w_p **WML**			-0.0022*** (-8.01)	-0.0015*** (-6.13)		
r_p **RMW**					-0.014*** (-3.14)	-0.0017*** (-3.11)
s_p **CMA**					-0.0016** (-2.49)	-0.0018* (-1.75)
R^2 *ajuste*	89.73%	88.48%	93.16%	90.43%	90.65%	89.12%
N	323					

Notes : 1- * Statistiquement significatif à un seuil de 10%, ** à un seuil de 5% et *** à un seuil de 1%.
2- Les statistiques des test *t* sont notées entre parenthèses et calculées à partir d'écart types *robustes.*

Une stratégie d'investissement consistant à investir dans les entreprises acquéreuses non informées, sur période s'étendant jusqu'à 36 mois après l'annonce, procure un rendement anormal mensuel

moyen positif et davantage significatif qu'une stratégie analogue appliquée sur un horizon de 12 mois.

Nous obtenons un rendement anormal mensuel moyen de 0.33% avec le modèle CH4-EW (t-stat = 3.41) et de 0.25% avec le modèle FF5-EW (t-stat = 2.57). Lorsque nous pondérons nos portefeuilles mensuels par la valeur marchande, nous obtenons un rendement anormal mensuel moyen de 0.27% avec le modèle CH4-VW (t-stat = 2.59) et de 0.26% avec le modèle FF5-VW (t-stat = 2.48). Seuls les rendements anormaux mensuels estimés par le modèle de FF3 ne sont pas significatifs.

De la même manière que pour les acquéreurs informés, l'étude des coefficients est elle aussi relativement similaire à celle effectué pour l'horizon de 12 mois :

→ Pour l'ensemble des modèles, les facteurs associés au risque de marché et à la taille arborent des coefficients (β_p et s_p, respectivement) systématiquement significatifs et positifs. Les β_p étant supérieurs à 1, les acquéreurs non informés affichent un risque, en moyenne, légèrement supérieur à celui du marché. Contrairement aux informés, seuls les β_p estimés par les modèles EW (CH4 et FF4) ne sont pas statistiquement différents du risque de marché.
La diminution dans les estimations des β_p par les modèles CH4 par rapport aux modèles FF3 peut s'expliquer par : la corrélation négative entre le facteur lié au momentum et la prime de risque du marché (-0.3), jumelée au coefficient négatif (w_p) et significatif associé au facteur momentum, non inclus dans FF3.

→ Le facteur HML est significatif pour les modèles EW, signifiant qu'inclure des firmes de « valeur » dans le portefeuille serait en moyenne, corrélé avec une amélioration de la performance anormale.

→ Les primes associées aux facteurs liés à la profitabilité et à l'investissement (r_p et c_p) arborent toutes des signes négatifs et significatifs. Une amélioration de la profitabilité ainsi qu'une politique d'investissement davantage conservatrice seraient donc, en moyenne, corrélées avec un amoindrissement de la performance anormale.

→ Comparativement à l'horizon d'un an, les R^2 ajustés des modèles EW ne changent pas de manière substantielle, en revanche nous pouvons constater un accroissement (d'environ 8%) des R^2 ajustés pour les modèles VW. Les variables indépendantes rajoutées pour les modèles CH4 et FF5 étant pour la plupart significatives, il est logique d'observer des R^2 ajustés qui augmentent par rapport à ceux observés pour les modèles FF3.

C. Conclusions des résultats pour l'horizon de trois ans

La performance anormale mensuelle moyenne pour les acquéreurs informés demeure positive et statistiquement significative, et ce, quelle que soit la méthode de pondération utilisée pour le calcul des rendements mensuels (EW ou VW) et ce, quel que soit le modèle utilisé. Nous estimons que la

performance anormale devrait maintenant se situer entre **[0.72% ; 0.83%]** si les rendements sont équipondérés et entre **[0.65% ; 0.74%]** s'ils sont pondérés par la valeur marchande.
Pour les acquéreurs non informés, la performance anormale est maintenant significative d'après la plupart des modèles. Seul le modèle FF3 génère encore des rendements anormaux mensuels en moyenne non significatifs. Si nous tenons compte uniquement des modèles pour lesquels les rendements anormaux mensuels sont en moyenne significatifs, la performance anormale devrait maintenant se situer entre **[0.25% ; 0.33]** si les rendements sont équipondérés, et entre **[0.26% ; 0.27%]** s'ils sont pondérés par la valeur marchande.

De même que pour l'horizon à un an, voici ci-dessous, un tableau présentant un résumé des rendements anormaux annualisés :

Table 12 – Rendement anormal annualisé (α) – 3 ans

	FF3 (1993)		Carhart (1997)		FF5 (2015)	
	EW	**VW**	**EW**	**VW**	**EW**	**VW**
Informés	9.38%***	8.08%**	10.43%***	9.25%***	8.99%***	8.34%**
Non informés	1.94%	1.81%	4.03%***	3.29%***	3.04%***	3.17%***
Différence	7.44%	6.27%	6.40%	5.96%	5.95%	5.17%

Équipondérer les portefeuilles mensuels semble, en moyenne, améliorer la significativité des différents modèles émanant d'une supériorité des rendements anormaux mensuels par rapport à ceux obtenus d'une pondération par la VM. Bien qu'ils n'étudient pas l'asymétrie d'information, cette différence quant à la significativité parmi les deux méthodes de pondération, est également observée par Mitchell & Stafford (2001) qui trouvent que, pour un horizon de 3 ans seuls les portefeuilles mensuels, composés de firmes ayant procédé à une F&A, équipondérés génèrent une performance anormale significative. Par contraste, leurs résultats indiquent que la performance anormale pour ces acquéreurs est négative. En revanche, notons d'une part que Mitchell & Stafford (2001) débutent leur période d'étude à partir de la date effective où la transaction a été complétée et non après l'annonce, et d'autre part que leur échantillon est composé des F&A survenues entre juillet 1961 et décembre 1993, soit une période d'étude plus longue que la nôtre.

Puisque le R^2 de leur modèle VW s'élève à 0.95, Mitchell & Stafford (2001) interprètent l'absence d'une sous-performance anormale de ce modèle par le fait qu'en moyenne les firmes à grande capitalisation ne sous performent pas plutôt qu'à un problème dû à la spécification du modèle. Appliquant cette interprétation à nos résultats, nous pouvons attribuer, en moyenne, la supériorité des rendements anormaux estimée avec les modèles EW, à la surperformance des entreprises ayant une petite capitalisation. Cette hypothèse est tout à fait congruente avec le fait que la prime de risque associée au facteur taille soit positive et particulièrement significative pour les modèles EW. En outre, les R^2 ajustés sont supérieurs lorsque les modèles EW sont estimés.

Ainsi, ces résultats suggèrent que l'asymétrie d'information a toujours un impact sur les rendements anormaux cumulés (CARs) des entreprises acquéreuses sur une période étendue à 36 mois suivant l'annonce d'une F&A. La différence entre les rendements anormaux des acquéreurs informés et non informés tend cependant à se réduire à mesure que l'horizon temporel augmente. Ceci peut s'expliquer par le fait que le rendement anormal résultant d'un avantage informationnel s'atténue quand l'horizon s'accroît.

Conclusion

Nos résultats permettent de mettre en évidence l'impact de l'asymétrie sur les rendements anormaux des entreprises ayant complété une F&A.

Nous trouvons que la performance anormale moyenne pour les acquéreurs informés est positive et statistiquement significative jusqu'à 36 mois après l'annonce de la transaction, et ce, peu importe la méthode de pondération appliquée au calcul des portefeuilles mensuels (EW ou VW) ou le modèle utilisé. Toutefois, nous décelons une performance anormale supérieure lorsque la période d'étude s'étend sur 12 mois après l'annonce. En effet, nous estimons que pour un horizon de 12 mois, la performance anormale annualisée devrait se situer entre **[12.82% ; 13.89%]** si les rendements sont EW et entre **[11.35% ; 13.22%]** s'ils sont pondérés par la valeur marchande. Répliquer cette stratégie sur 36 mois permettrait d'obtenir une performance anormale annualisée entre **[8.99% ; 10.43%]** si les rendements sont EW et entre **[8.08% ; 9.25%]** s'ils sont pondérés par la VM.

Inversement, une stratégie consistant à investir dans les entreprises acquéreuses non informées sur une période de 12 mois subséquents à une annonce de F&A ne permettrait pas, en moyenne, d'obtenir des rendements anormaux positifs. Bien que deux modèles sur les six estimés génèrent un rendement anormal moyen significatif (**3.04%** pour le modèle CH4-EW et **2.67%** pour le modèle FF5-EW), celui-ci est nettement inférieur à celui obtenu pour les acquéreurs informés. Appliquer une stratégie d'investissement similaire, mais à un horizon de trois ans, procure en moyenne, un rendement anormal positif significatif et plus élevé qu'à un horizon d'un an. Seul le modèle FF3 génère encore des rendements anormaux non significatifs. Nous estimons que la performance anormale annualisée devrait se situer dans l'intervalle **[1.94% ; 4.03%]** si les rendements sont EW et entre **[1.81% ; 3.29%]** s'ils sont pondérés par la VM.

Ainsi, ces résultats suggèrent que l'asymétrie d'information a, effectivement, un impact sur les rendements anormaux cumulés (CARs) des entreprises acquéreuses, et ce, jusqu'à 36 mois après l'annonce de la transaction, corroborant de ce fait notre hypothèse. Nous confirmons également que les rendements des acquéreurs informés, c'est à dire ceux détenant des blocs d'actions de l'entreprise cible avant l'annonce de l'offre, sont en effet supérieurs à ceux des acquéreurs non informés.
Il convient néanmoins de souligner que la différence entre les rendements anormaux des acquéreurs informés et non informés tend cependant à se réduire à mesure que l'horizon temporel s'étire. Ceci

peut s'expliquer par le fait que le rendement anormal résultant d'un avantage informationnel pourrait s'atténuer quand l'horizon s'accroît. La probabilité d'occurrence d'événements que nous ne pouvons pas contrôler, indépendants de l'annonce de la transaction de F&A analysée, et qui potentiellement pourraient avoir un impact sur la performance anormale, augmente avec la durée de la période d'étude.

Nonobstant, il serait tout de même possible de réaliser un rendement anormal positif en investissant dans des firmes publiques ayant annoncé une F&A avec une entreprise cible dont elles détiennent déjà des blocs d'actions (rappelons que cela s'applique si elles détiennent au moins 5% du total des actions de la cible). En outre, nos résultats exposant une surperformance parmi les entreprises à petite capitalisation, équipondérer les portefeuilles mensuels devrait, en moyenne, accroître la performance anormale sous-jacente à une telle stratégie.
Cependant, les résultats que nous obtenons supposent que les transactions ont effectivement été complétées, information que nous ne pouvons pas connaître *ex ante*, au moment de l'annonce. De ce fait, réaliser une telle stratégie en se basant sur les transactions annoncées par des acquéreurs détenant des blocs d'actions, pourrait néanmoins être profitable mais serait probablement biaisée pour deux raisons :

- D'une part, certaines entreprises ne complèteront pas la transaction, plusieurs hypothèses peuvent être avancées telles qu'une opposition farouche des actionnaires de l'entreprise cible, ou un refus du bureau de la concurrence de compléter la transaction (à titre d'exemple, la Commission européenne s'interroge toujours sur le rachat de Monsanto par Bayer, annoncé en décembre 2016[12]). Inclure les rendements des firmes ayant annoncé, mais jamais complété, une F&A viendrait rajouter du bruit dans les données et ainsi biaiser (à la hausse ou à la baisse) les rendements mensuels.
- D'autre part, inclure ces entreprises supplémentaires dans un portefeuille afin de répliquer cette stratégie viendrait, de surcroît, ajouter des frais de transactions sous-jacents, diminuant ainsi les rendements réels d'un investisseur.

L'analyse des coefficients ayant un impact significatif sur notre performance anormale, nous permettent par ailleurs, de tirer quelques conclusions intéressantes.
Bien que le coefficient associé à la prime de risque du marché soit systématiquement positif et significatif, il n'est toutefois pas toujours statistiquement différent de celui du risque de marché. Pour les acquéreurs informés, le coefficient β_p est statistiquement inférieur à 1 uniquement pour les portefeuilles EW à un horizon de trois ans. Outre le fait que former des portefeuilles équipondérés d'acquéreurs détenant un avantage informationnel semble être une stratégie anormalement profitable, elle semble donc également procurer un effet de diversification. L'inverse s'observe pour les acquéreurs non informés, puisque le coefficient associé à la prime de risque du marché est supérieur à 1 et statistiquement différent du risque de marché quand les portefeuilles mensuels sont pondérés par la valeur marchande. Le facteur lié à la taille paraît lui aussi significatif dans l'explication de la performance anormale (et plus spécifiquement pour les portefeuilles EW dans le cas des acquéreurs

[12] https://www.reuters.com/article/us-monsanto-m-a-bayer-eu/eu-regulators-to-warn-bayer-about-monsanto-bid-source-idUSKBN1E22CZ

informés). Les autres facteurs n'apparaissent, globalement, pas significatifs pour les acquéreurs informés justifiant ainsi les différences observées dans les R^2 pour nos deux types d'acquéreurs. Les acquéreurs non informés arborent quant à eux un facteur HML généralement positif et significatif. Inclure des firmes de « valeur » dans le portefeuille serait donc en moyenne, corrélé avec une amélioration de la performance anormale. Les facteurs liés à la rentabilité, à l'investissement et à l'effet momentum sont significatifs et négatifs pour l'horizon à trois ans (seul le facteur lié à l'effet momentum est lui aussi significatif pour l'horizon à un an), contribuant ainsi à expliquer la performance anormale des acquéreurs non informés.

Parmi nos conclusions susmentionnées, deux constats indissociables sont importants de relever : les rendements anormaux mensuels sont généralement supérieurs pour les modèles EW et une meilleure performance parmi les entreprises ayant une plus petite capitalisation (prédominantes parmi nos échantillons) augmente la performance anormale mensuelle moyenne de notre portefeuille. En particulier, les rendements anormaux des acquéreurs informés sont systématiquement supérieurs pour les modèles EW et de surcroît, les écarts entre les rendements estimés avec une pondération EW versus VW sont davantage importants que les écarts respectifs calculés pour leurs homologues non informés.
Ces observations peuvent s'expliquer par le fait qu'une acquisition et les synergies potentielles sous-jacentes auront davantage d'impact sur les rendements d'une petite entreprise que sur ceux d'une entreprise de taille plus conséquente. Et plus particulièrement, cet impact est encore plus marquant quand l'acquéreur détient un avantage informationnel. Une meilleure estimation des synergies potentielles jumelée à des opportunités de croissance possiblement plus importantes pour les entreprises à petites capitalisations pourrait justifier ces écarts.

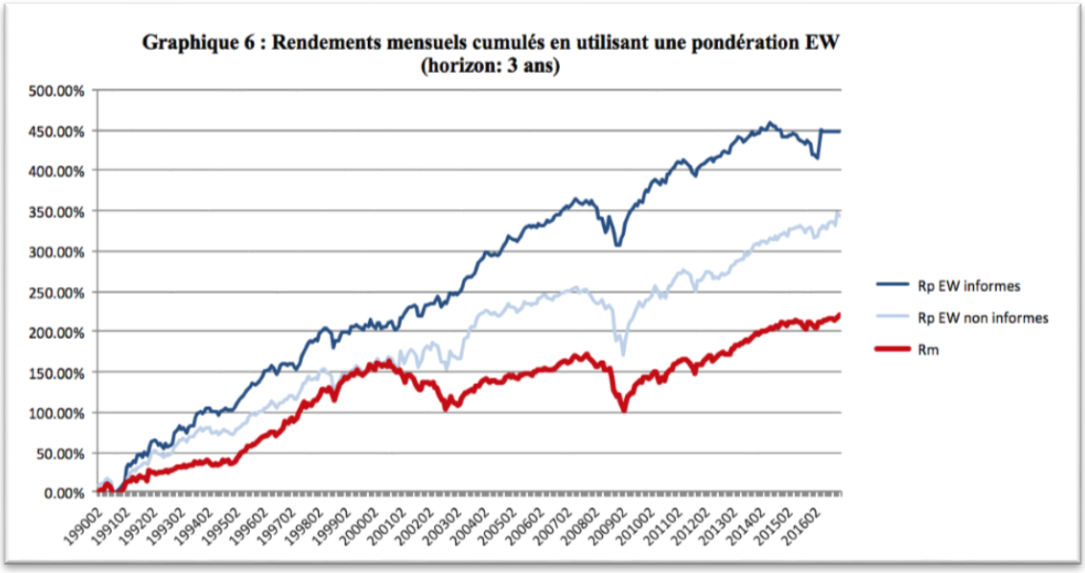
En bref, nous trouvons que l'asymétrie d'information a un impact non négligeable sur les rendements à long terme des entreprises acquéreuses.

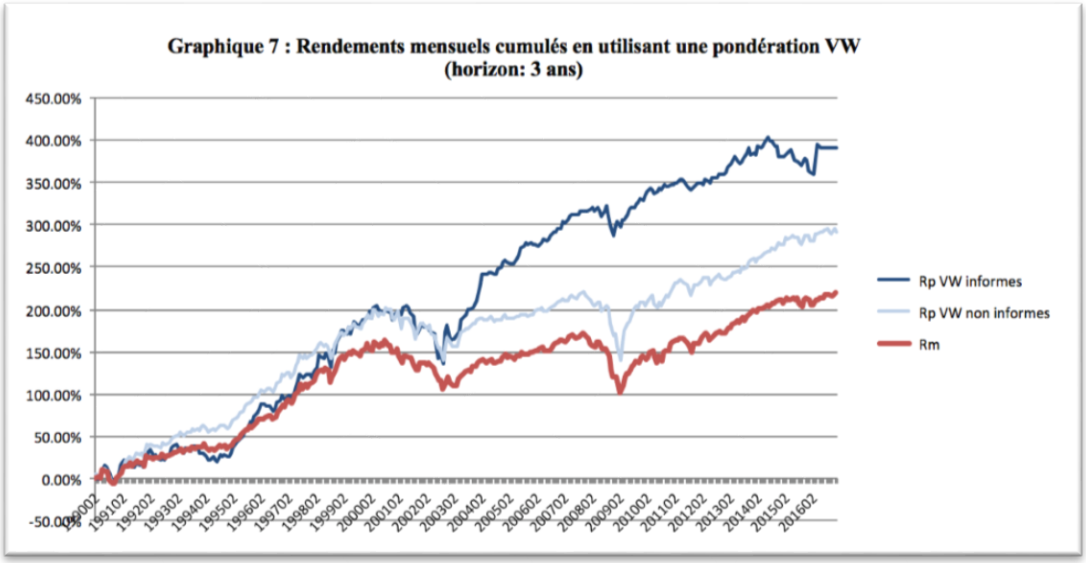
En revanche, nos conclusions s'appuient sur des résultats valables pour notre échantillon composé des transactions de F&A impliquant des entreprises cibles et acquéreuses américaines et publiques. Il serait donc intéressant de savoir si ces conclusions sont aussi validées pour les entreprises acquéreuses Canadiennes par exemple, ou pour des F&A transnationales. Il serait également intéressant de déterminer si d'autres facteurs qui, une fois associés au fait d'être informés, génèrent des rendements anormaux davantage conséquents. Nous pourrions, par exemple tester, si le fait de réaliser une F&A dans le même secteur, le montant payé, la présence d'administrateurs croisés au conseil d'administration avant l'annonce ont un impact, sur les rendements des entreprises acquéreuses à long terme, différents selon le statut informationnel de l'acquéreur.

Finalement, nos hypothèses pourraient également être testées mais en adoptant une méthodologie similaire à celle employée par Mitchell & Stafford (2001), c'est à dire prendre la date effective plutôt que la date d'annonce pour définir le début de notre horizon d'investissement. Nous postulons que les acquéreurs informés devraient avoir des rendements anormaux supérieurs, puisqu' en disposant d'un avantage informationnel ils devraient être plus à même d'évaluer la juste valeur de l'entreprise

cible et les gains associés à l'opération. La raison pouvant motiver une recherche dont la période d'étude débuterait à partir de la date effective, serait le fait que certaines synergies ne puissent se réaliser qu'une fois la transaction effectivement complétée. Et si de surcroît, des rendements anormaux significativement positifs et supérieurs sont décelés parmi un échantillon d'acquéreurs informés, la stratégie d'investissement sera directement applicable et nos doutes, quant à inclure des entreprises n'ayant possiblement jamais complété la transaction, seront à jamais levés.

Annexes


Graphique 6 : Rendements mensuels cumulés en utilisant une pondération EW
(horizon: 3 ans)
500.00%
450.00%
400.00%
350.00%
300.00%
250.00%
200.00%
150.00%
100.00%
50.00%
0.00%
199002
199102
199202
199302
199402
199502
199602
199702
199802
199902
200002
200102
200202
200302
200402
200502
200602
200702
200802
200902
201002
201102
201202
201302
201402
201502
201602
Rp EW informes
Rp EW non informes
Rm


Graphique 7 : Rendements mensuels cumulés en utilisant une pondération VW
(horizon: 3 ans)
450.00%
400.00%
350.00%
300.00%
250.00%
200.00%
150.00%
100.00%
50.00%
0.00%
-50.00%
199002
199102
199202
199302
199402
199502
199602
199702
199802
199902
200002
200102
200202
200302
200402
200502
200602
200702
200802
200902
201002
201102
201202
201302
201402
201502
201602
Rp VW informes
Rp VW non informes
Rm

Références

1. Anup Agrawal, Jeffrey F. Jaffe and Gershon N. Mandelker « The Post-Merger Performance of Acquiring Firms: A Re-Examination of an Anomaly » *The Journal of Finance (September 1992), 47,* 1605-1621

2. Brad M. Barber and John D. Lyon « Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics » *Journal of Financial Economics (1997), 43,* 341-372

3. Anne-Sophie Bergerès, Georges Dionne and Mélissa La Haye « Does asymmetric information affect the premium in mergers and acquisitions? » *Canadian Journal of Economics (2015), 48,* 819-852

4. Sandra Betton and B. Espen Eckbo « Toeholds, Bid Jumps, and Expected Payoffs in Takeovers » The *Review of Financial Studies (2000), 13,* 841-882

5. Paul Brockman and Xueming S. Yan « Block ownership and firm-specific information » *Journal of Banking & Finance (2009), 33,* 308-316

6. Brian J. Bushee and Theodore H. Goodman « Which Institutional Investors Trade Based on Private Information About Earnings and Returns » *Journal of Accounting Research (May 2007), 45,* 289-321

7. Mark M. Carhart « On Persistence in Mutual Fund Performance » *The Journal of Finance (March 1997), 52,* 57-82

8. Alex Edmans « Blockholder Trading, Market Efficiency and Managerial Myopia » *The Journal of Finance (December 2009), 64,* 2481-2513

9. Eugene F. Fama « Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work » *The Journal of Finance (1970), 25,* 383-417

10. Eugene F. Fama and Kenneth R. French « Common risk factors in the returns on stocks and bonds » *Journal of Financial Economics (1993), 33,* 3-56

11. Eugene F. Fama and Kenneth R. French « Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies » *The Journal of Finance (March 1996), 51,* 55-84

12. Eugene F. Fama « Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance » *Journal of Financial Economics (1998), 49,* 283-306

13. Eugene F. Fama and Kenneth R. French « A five-factor asset pricing model » *Journal of Financial Economics (2015), 116,* 1-22

14. Julian Franks, Robert Harris and Sheridan Titman « The postmerger share-price performance of acquiring firms » *Journal of Financial Economics (1991), 29,* 81-96

15. Robert G. Hansen « A Theory for the Choice of Exchange Medium in Mergers and Acquisitions » *The Journal of Business (1987), 60*, 75-95

16. Jeffrey F. Jaffe « Special Information and Insider Trading » *The Journal of Business (1974), 47*, 410-428

17. Michael C. Jensen and Richard S. Ruback « The Market for Corporate Control » *Journal of Financial Economics (1983), 11*, 5-50

18. Tim Loughran and Anand M. Vijh « Do Long-Term Shareholders Benefit from Corporate Acquisitions? » *The Journal of Finance (December 1997), 52*, 1765-1790

19. John D. Lyon, Brad M. Barber and Chih-Ling Tsai « Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns » *The Journal of Finance (February 1999), 54*, 165-201

20. Gershon Mandelker « Risk and return: The case of merging firms » *Journal of Financial Economics (1974), 1*, 303-335

21. Mark L. Mitchell and Erik Stafford « Managerial Decisions and Long-Term Stock Price Performance» *The Journal of Business (2000), 73*, 287-329

22. Stewart C. Myers and Nicholas S. Maljuf « Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have » *Journal of Financial Economics (1984), 13*, 187-221

23. Micah S. Officer, Annette B. Poulsen and Mike Stegemoller « Target-firm information asymmetry and acquirer return » *Review of Finance (2009), 13*, 467-493

24. Richard Roll « The Hubris Hypothesis of Corporate Takeovers » *The Journal of Business (1986), 59*, 197-216

Site internet

Site de Kenneth R. French : http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/index.html