

Prévisions de résultat et réactions : étude de deux sous-réactions sous l'angle du biais d'ancrage*

Michael Kaestner [†]

Septembre 2005

Résumé

Les travaux en finance comportementale tentent, depuis quelques années, d'expliquer certaines des anomalies constatées, en abandonnant l'idée de rationalité de l'investisseur, pourtant centrale à l'hypothèse d'efficience des marchés.

Cette étude, menée sur les entreprises américaines cotées sur la période 1983-1999, vise à montrer qu'à la fois les analystes financiers et les investisseurs sont victimes du biais d'ancrage. Ce biais conduit à une prise en compte insuffisante de l'information nouvelle au détriment de l'information passée.

Les résultats confirment dans un premier temps que les analystes sont victimes d'un biais d'ancrage aux bénéfices précédents. Dans un second temps, nous avons pu établir que les investisseurs ne parviennent pas à corriger ces erreurs de prévision mais se fondent sur des anticipations encore plus conservatrices. A l'instar des analystes financiers, cette attitude conservatrice est fonction des bénéfices antérieurs, ce qui indique également l'existence d'un biais d'ancrage.

Introduction

La littérature empirique en finance comportementale suggère que certaines "anomalies", c'est-à-dire des situations inexplicables par la théorie financière classique, sont dues à l'existence d'erreurs de comportement réalisées par les individus isolés. Ces erreurs pourraient, au lieu de se compenser, influencer de manière non négligeable la formation des prix sur les marchés financiers.

L'anomalie la plus étudiée est certainement la persistance de l'effet d'annonce de résultat, le "PEAD (Post-Earnings-Announcement-Drift)". Elle a été rapportée pour la première fois dans l'article de Ball and Brown (1968),

*The author received valuable suggestions from Paul Amadiou, Véronique Bessière, Pascal Dumontier, Patrick Sentis, Jacques Teulié and Jakob Thomas. Helpful comments from seminar participants at Montpellier University are gratefully acknowledged. All errors remain the author's responsibility.

[†]GESEM & CREGO, Université Montpellier 1 & 2, kaestner@univ-montp1.fr, kaestner@kwsit.com

qui étudie la réaction du marché avant et après l'annonce de résultat annuel de 261 entreprises américaines. Les résultats indiquent que le marché *anticipe* le bénéfice à venir, *réagit* au jour d'annonce de manière cohérente avec l'information publiée mais montrent également que les titres étudiés connaissent des rentabilités anormales ultérieures de même signe que la réaction initiale. Ces résultats, observés au cours des 3 à 6 mois suivant l'annonce de résultat, montrent que le cours ne réagit pas instantanément à l'information nouvelle mais, bien au contraire, de manière progressive à l'information nouvelle.

A ce jour, il n'y a aucune explication à ce phénomène, qui soit communément admise. Un certain nombre de pistes ont toutefois été proposées. Certaines sont relatives à la microstructure des marchés et expliquent le délai d'ajustement à l'information nouvelle par des problèmes d'illiquidité, qui peuvent entraîner un report des transactions. D'autres auteurs ont longtemps nié l'existence du phénomène en soi en avançant des problèmes méthodologiques essentiellement relatifs à une mauvaise prise en compte de facteurs de risque. Les explications les plus récentes et à nos yeux les plus pertinentes sont relatives à l'existence d'erreurs cognitives, qui peuvent affecter la prise de décision des investisseurs et la qualité des prévisions fournies par les analystes financiers, acteurs importants du marché financier.

Le biais d'ancrage correspond à l'utilisation de croyances passées, qui influencent indûment les anticipations conduites par les agents économiques. Il conduit à la sur-pondération de données passées (nous utiliserons le terme de "valeur d'ancrage") au détriment des informations et signaux récents. Les résultats empiriques récents indiquent que les analystes financiers sont effectivement victimes du biais d'ancrage et publient des prévisions trop conservatrices. En revanche, l'existence du biais d'ancrage chez les investisseurs eux-mêmes n'a pas été clairement établi. Or il pourrait constituer une explication potentielle à l'anomalie mentionnée plus haut.

Nous tenterons d'étudier s'il y a effectivement un biais d'ancrage, qui pourrait influencer la prise de décision des investisseurs. Afin de répondre à cette interrogation, il convient de s'assurer qu'il s'agit d'un phénomène indépendant du biais d'ancrage des analystes. Ainsi, notre étude vise à établir qu'au delà d'un éventuel ancrage des analystes financiers, les investisseurs sont victimes d'un biais d'ancrage qui leur est propre.

La section 1 rappelle les études empiriques qui ont, d'abord, établi l'anomalie puis recherché ses causes dans la sous-réaction des investisseurs et analystes. La section 2 discutera les hypothèses empiriques. Dans un premier temps, l'hypothèse d'un biais d'ancrage des investisseurs sera développée, en supposant que les prévisions de résultat sont, en moyenne, correctes. Or, comme l'indique la littérature empirique, les analystes sont également ancrés aux bénéfices passés, ce qui nous amènera à reformuler, dans un second temps, l'hypothèse initiale. Les résultats de nos études, qui indiquent effectivement un biais d'ancrage propre aux investisseurs, seront présentés dans la section 3.

1 Résultats d'études antérieures

L'anomalie liée à la persistance des rentabilités après les annonces périodiques de résultats, mise en évidence pour la première fois par Ball and Brown (1968) et confirmé par de très nombreuses études antérieures n'a pas trouvé, à ce jour, une explication satisfaisante. Plusieurs arguments ont été avancés afin d'expliquer le phénomène, qui constitue une violation à la forme semi-forte de l'efficience. Si certains auteurs avancent une mauvaise prise en compte du risque, il semble que la sous-réaction à l'information nouvelle apportée par l'annonce soit davantage due à un délai d'ajustement du marché.

L'étude initiale de Ball and Brown (1968) porte sur l'utilisation des données comptables par le marché financier. Elle montre que le marché *anticipe* le résultat à venir et ce, au cours des 12 mois précédant l'annonce, mais également que l'ajustement du cours n'est pas immédiat, mais *persiste* au cours des 3 à 6 mois suivant l'annonce.

Plusieurs études ultérieures (Jones and Litzenberger, 1970; Latané, Joy, and Jones, 1970; Latané, Jones, and Rieke, 1974) ont étendu l'analyse aux annonces trimestrielles de résultat. Au delà de la confirmation de la persistance des rentabilités anormales au cours des 60 jours boursiers suivant l'annonce, l'apport méthodologique de ces études a été considérable. La création d'une mesure standardisée du bénéfice non-attendu, SUE ("*standardized-unexpected-earnings*"), a rendu possible une approche paramétrique en

coupe transversale. La détermination du SUE suppose le calcul du bénéfice par action attendu, obtenu par extrapolation (régression) des valeurs passées relatives à l'entreprise considérée et correspond à la différence entre ce bénéfice attendu et le bénéfice par action réel, divisée par l'erreur standard de l'estimation donnée par l'équation de régression obtenue.¹

Si de nombreuses autres études ont confirmé vers le début des années 1980 la validité du phénomène (Watts, 1978; Rendleman, Jones, and Lattané, 1982; Foster, Olsen, and Shevlin, 1984; Jones, Rendleman, and Lattané, 1984; Jones, 1985), certains auteurs attribuent l'existence de rentabilités anormales à des problèmes méthodologiques liés au modèle d'évaluation des rentabilités normatives (Ball, 1978) avec notamment la modification du risque du titre au cours de la période d'annonce (Ball and Kothari, 1991) ou à l'existence d'un effet taille (Banz, 1981; Reinganum, 1981).

Malgré ces critiques, il semblerait que le phénomène ne puisse être expliqué par des considérations méthodologiques. Les explications plus fondamentales avancées tiennent à la présence de frictions sur les marchés et des problèmes d'illiquidité pour certains titres, conduisant à une réaction progressive à l'information et, plus récemment, à des facteurs psychologiques, qui entraîneraient une sous-réaction à l'information nouvelle.

Bernard and Thomas (1990) décomposent un échantillon global de 84792 annonces trimestrielles de résultats en fonction d'un critère de taille (basé sur la capitalisation boursière) puis en fonction de la surprise (SUE) à l'annonce de résultat. Les rentabilités anormales sont déterminées sans l'utilisation d'un modèle normatif : la rentabilité anormale correspond à la différence entre la rentabilité brute du titre et la rentabilité du portefeuille constitué des titres, qui appartiennent à la même catégorie "taille". Les résultats de l'étude semblent indiquer que si la persistance des rentabilités anormales est plus élevée pour les titres à faible capitalisation boursière, ce qui est compatible avec l'existence d'un facteur risque, elle est également significativement présente pour l'échantillon correspondant aux entreprises à forte capitalisation.

¹Avec l'apparition de bases de données relatives aux prévisions de résultat fournies par des analystes financiers, le bénéfice par action attendu sera remplacé par ces données (individuelles ou consensuelles).

La confirmation de l'existence d'un délai d'ajustement même pour les titres avec un risque-taille faible ne fournit cependant pas d'explication quant au phénomène en soi. Il faudra attendre les études de Mendenhall puis Ball, qui étudient la corrélation sérielle des résultats et concluent que ni les analystes (Mendenhall, 1991), ni le marché (Ball and Bartov, 1996) perçoivent *correctement* la relation entre les variations de résultat saisonnières successives.² Ainsi, les analystes et les cours ne reflètent pas correctement le fait que les variations de bénéfices d'un trimestre par rapport au trimestre correspondant de l'année précédente sont positivement corrélées entre elles. La prise en compte progressive du fait qu'une variation positive récente entraîne plus souvent une variation positive des bénéfices ultérieurs seraient ainsi à l'origine de la persistance des rentabilités anormales.

Si le phénomène de persistance de l'effet d'annonce semble trouver une explication dans une sous-réaction des investisseurs à l'information³, le fait générateur de cette sous-réaction reste peu étudié. A partir des travaux de Tversky et Kahneman (Tversky and Kahneman, 1974; Kahneman and Tversky, 1979), les concepts de "représentativité" et d'"ancrage" vont être intégrés à la recherche en finance.⁴ Des travaux de plus en plus nombreux vont, en effet, rechercher la cause de cette sous-réaction des investisseurs à l'annonce de résultat dans les biais d'excès de confiance et d'ancrage.

D'autres travaux mentionnent des phénomènes similaires à la persistance de l'effet d'annonce, ce qui tend à montrer que l'incapacité des investisseurs à correctement percevoir les propriétés des séries temporelles des bénéfices n'est pas seule cause de l'ajustement *lent*. Givoly and Lakonishok (1979) montrent, par exemple, que le marché ne réagit que progressivement aux modifications de prévision des analystes. Un comportement similaire est observé après les "*profit warnings*" (Bulkley, Harris, and Herrerias, 2003), les rachats d'actions (Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen, 1995) ou encore

²Les auteurs notent toutefois que le marché perçoit environ 50% de cette auto-corrélation saisonnière.

³Levasseur, L'Her, and Suret (2002) proposent, de manière théorique, une explication alternative tout à fait rationnelle. La persistance de l'effet d'annonce serait lié, selon les auteurs, à l'existence d'anticipations hétérogènes de la part des investisseurs, que les prévisions de bénéfice, fournies par les analystes ne sont pas en mesure d'éliminer. Le phénomène serait d'autant plus marqué que la dispersion des prévisions est élevée.

⁴Tversky and Kahneman (1974) exposent, au delà des deux biais mentionnés le biais de disponibilité, qui est relatif à l'utilisation de l'information facilement disponible à l'esprit.

les premiers versements (ou l'omission) de dividendes (Michaely, Thaler, and Womack, 1995).⁵

L'étude de Jegadeesh and Titman (1993) rapporte une persistance des rentabilités passées (sur une durée de 6 mois) sur les 6 mois suivants. A première vue, ce phénomène semble contredire les résultats de De Bondt and Thaler (1985), qui ont mis en évidence une corrélation *négative* entre rentabilités passées et futures. Cependant l'horizon retenu par De Bondt and Thaler (1985) est de 36 mois, donc beaucoup plus long, ce qui indique l'existence de deux phénomènes distincts. Pris conjointement, ces deux études semblent indiquer qu'il y a d'abord persistance des performances boursières anormales, puis, ultérieurement, un renversement de cette tendance passée ; se traduisant par un effet "*momentum*" à 6 mois et d'un effet "*contrarian*" sur un horizon de 36 mois.

Il s'agit donc d'un phénomène plus général, dont la cause se trouve en partie, à nos yeux, dans les erreurs de traitement de l'information par les acteurs des marchés financiers.

Le biais d'ancrage traduit le fait que les individus raisonnent par rapport à des valeurs de référence passées. Le poids attribué à cette information passée est excessivement élevé et entraîne un ajustement insuffisant lors de l'arrivée d'une information nouvelle différente.⁶ Au cours du temps cependant, la référence à l'information passée disparaît progressivement et conduit à une correction de la sous-réaction initiale. Le phénomène d'ancrage est donc de nature à provoquer une inertie *temporaire* qui se traduit par un ajustement *progressif* à l'information nouvelle. En ce sens, il constitue une explication potentielle à l'anomalie décrite plus haut.

Si l'idée de l'existence d'un biais d'ancrage affectant les décisions des investisseurs particuliers peut être facilement admise, il n'en est pas de même pour les professionnels de la finance. Compte tenu du contexte professionnel,

⁵Une littérature abondante, initiée par Beaver (1968), étudie l'effet des annonces de résultat sur les volumes d'échanges. Les modèles proposés se basent, dans l'ensemble, sur le concept d'asymétrie information (initiale mais également ultérieure à l'annonce) et sont similaires aux modèles de microstructure des marchés financiers.

⁶Un exemple assez frappant est l'ancrage de nombreux investisseurs particuliers aux cours d'acquisition de leurs titres. L'information concernant la "vraie valeur" est généralement délaissée au profit de la comparaison directe entre le cours de bourse actuel et le cours d'achat.

de leur formation et de l'information dont ils disposent, on peut supposer que les gérants professionnels et les analystes financiers sont moins enclins à réaliser des erreurs cognitives. Cependant, la recherche empirique récente tend à confirmer que les analystes notamment sont "conservateurs" dans leurs estimations. Les études montrent qu'ils réalisent des ajustements insuffisants à l'information diffusée par les entreprises et restent ancrés aux bénéfices antérieurs.

Plusieurs études empiriques montrent que les analystes sont particulièrement optimistes dans la prévision des bénéfices futurs (Fried and Givoly, 1982; O'Brien, 1988; Francis and Philbrick, 1993; Kang, O'Brien, and Sivaramakrishnan, 1994; Dreman and Berry, 1995).⁷ D'autres études montrent que les prévisions fournies par les analystes sont, en moyenne, trop conservatrices, ce qui se traduit par des surprises d'annonce trop importantes. Ainsi, plusieurs études rapportent une sous-réaction des analystes (De Bondt and Thaler, 1987; Klein, 1990; Lys and Sohn, 1990; Mendenhall, 1991). Sur le marché français, l'étude de la performance des analystes, notamment leur évolution dans le temps, a été réalisée par Jacquillat and Grandin (1994).

Les résultats en faveur de l'existence simultanée d'une sous-réaction et d'une sur-réaction sont plus rares et plus disparates. Ainsi Easterwood and Nutt (1999) rapportent un phénomène de sous-réaction aux mauvaises nouvelles, mais une sur-réaction aux bonnes nouvelles. L'étude de Amir and Ganzach (2000) indique d'une part une sur-réaction à l'information dans les changements de prévision d'un trimestre sur l'autre et, d'autre part, une sous-réaction dans les révisions périodiques de ces prévisions.

Des études expérimentales ont par ailleurs permis de mieux comprendre les erreurs cognitives liées au traitement de l'information. Ainsi, Gillette, Stevens, Watts, and Williams (1999) montrent qu'un signal public et unique,

⁷Certains auteurs supposent que l'optimisme notamment est dû au conflit d'intérêt auquel sont exposés les analystes. Les firmes suivies sont en effet des clients potentiels pour les établissements bancaires, qui emploient les analystes, ce qui conduit à certaines anomalies. Ainsi, on rapporte que les recommandations des analystes sont essentiellement l'achat (Stickel, 1995). Voir Trueman (1990) et Schipper (1991) plus généralement sur les structures d'incitation des analystes, McNichols and O'Brien (1997) sur la diminution du nombre d'analystes fournissant des prévisions lorsque celles-ci sont peu favorables ou encore Abarbannell and Lehavy (2000) sur la manipulation des bénéfices par les entreprises.

relatif au dividende, est mal perçu par les acteurs du marché expérimental. Les auteurs rapportent une sous-réaction des *prévisions de résultat* au signal public mais également une sous-réaction des *prix* au signal. Cette dernière est, de surcroît, nettement plus marquée. Des résultats similaires ont été obtenus par Calegari and Fargher (1997). Affleck-Graves, Davis, and Mendenhall (1990) confirment l'existence de biais cognitifs, pouvant affecter la réalisation de prévisions de résultat, mais notent que ces prévisions sont, dans de nombreux cas, meilleures que celles obtenues par l'utilisation d'un modèle statistique auto-régressif.

2 Hypothèses empiriques et sources de données

Si le biais d'ancrage à une information antérieure constitue une explication *potentielle* du phénomène de persistance de l'effet d'annonce, il est difficile d'en apporter la preuve à partir de données boursières agrégées. Il est en effet impossible de définir ce que devrait être l'amplitude de la réaction à une annonce donnée et qui pourrait servir de norme à l'étude d'éventuels biais cognitifs. Une autre situation, moins étudiée, tient à la réaction du marché aux *révisions* des estimations fournies par les analystes financiers. Des études récentes ont confirmé que les investisseurs sous-réagissent non seulement à l'*annonce* de résultat, mais également aux *prévisions*, publiées par les analystes financiers (Dische, 2001 ; Gleason and Lee, 2002). On peut supposer qu'aux yeux des investisseurs, ces estimations ont une "force" plus faible que l'annonce de résultat elle-même. Le phénomène d'ancrage y est plus probable et, par ailleurs, plus facilement observable.

Pour cette raison, nous retiendrons un cadre d'analyse légèrement différent de celui de la persistance de l'effet d'annonce, traditionnellement étudié. Nous faisons l'hypothèse que les investisseurs sous-réagissent aux prévisions des analystes en raison de l'existence d'un biais d'ancrage. L'annonce du résultat effectif, ayant une "force" plus grande que les prévisions d'analystes, conduit alors à la correction, du moins en partie, de la sous-réaction initiale.

Nous supposons par ailleurs que la sous-réaction des investisseurs aux prévisions de résultat est indépendant de l'effet de persistance de l'effet

d'annonce. En effet, ce dernier peut être analysé comme une sous-réaction à l'annonce de résultat elle-même. Ses effets ont été mis en évidence sur des horizons de 3 à 6 mois et ne seront que très faibles, voire absents de notre étude, qui est relative à la réaction *immédiate* du cours à l'annonce de résultat.

2.1 Conséquences d'une divergence entre les prévisions d'analystes et les croyances du marché

Dans les études relatives au phénomène de persistance de l'effet d'annonce, les prévisions de résultat constituent un indicateur de la croyance du marché : il est supposé que le marché dispose des mêmes prévisions que les analystes financiers. Il est cependant concevable que la croyance du marché diffère des prévisions fournies par les analystes, notamment en raison de l'importance que le marché associe aux publications des prévisions. Dans ce contexte, les prévisions constituent une information en-soi, et doivent être traitées et mémorisées par les investisseurs. Si les investisseurs sont victimes du biais d'ancrage et raisonnent par rapport à des bénéfices passés, la prévision de résultat fournie par les analystes ne constitue alors plus un estimateur non-biaisé de la croyance du marché.

Lorsque les investisseurs sont ancrés à un bénéfice antérieur, ils délaissent (ou n'intègrent que partiellement) les prévisions des analystes. Le cours boursier reflète alors non pas la prévision des analystes, mais une croyance biaisée, qui se situe entre la valeur d'ancrage et la prévision. Au moment de l'annonce du bénéfice réel, cette sous-réaction est susceptible d'être corrigée par le marché. L'ajustement du cours à l'annonce correspond alors à la somme de l'ajustement lié à l'erreur de prévision (cadre classique) et la correction de la sous-réaction des investisseurs aux prévisions d'analystes.

Dans le cas d'une prévision de bénéfice supérieure à la valeur d'ancrage, le marché réagit insuffisamment à la hausse. Au moment de l'annonce de résultat, deux cas peuvent se présenter. Si le bénéfice réel est supérieur à la prévision (cas envisagé dans la figure 1), la correction de la sous-réaction antérieure amplifie le mouvement à la hausse du cours. Les deux effets se cumulent. Si, en revanche, le bénéfice réel est inférieur à la prévision, la

FIG. 1 – L'ancrage des investisseurs à une valeur de bénéfice passé : cas d'une prévision à la hausse et d'une surprise d'annonce positive

Le graphique montre l'effet d'un biais d'ancrage des investisseurs sur l'évolution du cours boursier dans le cas d'une prévision à la hausse et d'une surprise d'annonce positive.

La publication d'une prévision de résultat par les analystes financiers (2) donne lieu à un ajustement du cours. Cet ajustement est insuffisant (3) en raison de l'existence d'un ancrage à un bénéfice antérieur (1). Dans notre exemple, le cours boursier est inférieur à sa valeur théorique. La publication du résultat réel (4) corrige cet ancrage. Elle entraîne la correction de la sous-réaction initiale (5) mais également un ajustement correspondant à la différence entre la prévision et le résultat réel (6). Le cours théorique reflète alors de manière non-biaisée le résultat réel (7).

correction de la sous-réaction initiale compense en partie la baisse que le cours devrait subir en raison de la surprise négative que constitue le résultat annoncé.

La figure 2 traduit cette dernière situation dans le cas où le consensus des analystes indique une *baisse du résultat* par rapport à la valeur d'ancrage. Le résultat réel annoncé est cependant largement supérieur aux attentes. Dans ce cas, la sous-réaction à la prévision conduit à une réaction très faible du cours au moment de l'annonce de résultat, la croyance erronée des investisseurs étant très proche du résultat réel.

Sous l'hypothèse d'existence du biais d'ancrage, la réaction du cours à l'annonce de résultat est, par conséquent, fonction de la surprise d'annonce, mais également de la différence entre le bénéfice annoncé et la valeur d'ancrage (bénéfice antérieur). En supposant que les prévisions fournies par les

FIG. 2 – L’ancrage des investisseurs à une valeur de bénéfice passé : cas d’une prévision à la baisse et d’une surprise d’annonce positive

Le graphique montre l’effet d’un biais d’ancrage des investisseurs sur l’évolution du cours boursier dans le cas d’une prévision à la baisse et d’une surprise d’annonce positive.

La publication d’une prévision de résultat par les analystes financiers (2) donne lieu à un ajustement insuffisant du cours (3) en raison de l’existence d’un ancrage à un bénéfice antérieur (1). Dans cet exemple, le cours boursier est supérieur à sa valeur théorique. La publication du résultat réel (4) conduit à une correction de l’ancrage. L’évolution du cours résulte de deux phénomènes contraires. La correction du biais devrait conduire à une baisse du cours (5) afin de refléter correctement la prévision de résultat. La surprise d’annonce étant particulièrement importante (et positive), l’ajustement correspondant (6) compense la correction de l’ancrage. Le cours s’ajuste à la hausse pour traduire le résultat réel (7).

analystes ne sont pas biaisées, la réaction à l’annonce de résultat devrait être, en moyenne, positive lors d’une augmentation du bénéfice par action (par rapport à la valeur d’ancrage) et négative lors d’une diminution de celui-ci.

2.2 Conséquences d’un biais d’ancrage simultané des analystes financiers

Dans le cadre d’une explication potentielle du phénomène de persistance de l’effet d’annonce, plusieurs travaux ont mis en évidence un biais d’ancrage des analystes financiers. Il n’a pas été possible de déterminer si cet ancrage résulte d’erreurs cognitives ou du cadre professionnel des analystes financiers mais les prévisions fournies sont, dans l’ensemble, trop conservatrices, au sens où elles se fondent, au moins en partie, sur un bénéfice antérieur.

Cette circonstance est de nature à complexifier la relation établie précédemment entre la réaction à l'annonce du résultat d'une part et la différence entre le bénéfice réel et la valeur d'ancrage d'autre part. En conservant le cadre théorique inchangé, il est alors impossible de déterminer si un phénomène de correction du cours, indépendant de l'ajustement à l'information fondamentale, est lié à l'ancrage des *investisseurs* où, alternativement, à l'ancrage des *analystes*. Il n'est pas exclu que les deux catégories d'agents soient simultanément (mais éventuellement à des degrés différents), victimes du biais d'ancrage. Ceci se traduirait par la publication de prévisions de bénéfice trop conservatrices par les analystes et, de surcroît, par l'utilisation de données encore plus conservatrices par les investisseurs, qui amplifient ainsi le biais d'ancrage des analystes.

La vérification, le cas échéant, de l'hypothèse d'ancrage des analystes conduit à trois situations envisageables :

1. Les investisseurs utilisent naïvement les prévisions fournies et "transmettent" le biais d'ancrage aux cours boursiers.
2. Les investisseurs corrigent (partiellement ou totalement) le biais d'ancrage des analystes en utilisant des prévisions plus justes.
3. Les investisseurs accentuent le biais des analystes en raison de l'existence d'un biais d'ancrage, qui leur est propre.

Chacune de ces situations a des conséquences empiriques spécifiques, illustrées par la figure 3.

L'ancrage simultané des analystes et des investisseurs à un bénéfice passé (la valeur d'ancrage) se traduit alors par une réaction du cours à l'annonce de bénéfice, qui est non seulement fonction de la surprise d'annonce, mais également de la variation de bénéfice par rapport à la valeur d'ancrage.

Considérons une valeur d'ancrage inférieure au bénéfice réel annoncé. La réaction positive du cours, qui intervient lors d'une surprise d'annonce positive sera très importante, car il compense la sous-estimation initiale biaisée. Toutes choses égales par ailleurs, une surprise d'annonce négative entraînera un ajustement plus faible, le résultat réel étant alors plus proche de l'estimation initiale biaisée. La figure 4 illustre cette situation.

De manière similaire, pour une surprise d'annonce donnée, la réaction du

FIG. 3 – Conséquences envisageables d'un biais d'ancrage des analystes financiers sur le comportement des investisseurs : attitude passive, correction ou amplification du biais - cas d'une prévision à la hausse

Le graphique traduit, de manière schématique, les trois situations envisageables à partir de l'hypothèse d'un biais d'ancrage des analystes financiers.

Notre hypothèse centrale, relative à un ancrage des investisseurs, suppose qu'un éventuel biais d'ancrage des analystes financiers est amplifié par les investisseurs, qui se fondent sur des prévisions encore plus conservatrices (cas illustré à gauche).

Il est bien évidemment concevable que les investisseurs ne soient pas victimes d'un biais d'ancrage, qui leur est propre et qu'il utilisent

- les prévisions des analystes de manière naïve, passive (illustration au centre) ou
 - qu'ils corrigent, en partie ou totalement l'ancrage des analystes en utilisant des prévisions plus justes (illustration à droite)
-

cours sera plus importante lorsque la variation de bénéfice par rapport à la valeur d'ancrage est positive que dans le cas où cette variation est négative. Considérons une surprise d'annonce positive. Cette dernière entraîne, en théorie, un ajustement à la hausse du cours. Cependant, l'existence d'une estimation initiale trop conservatrice (due à un ancrage simultané des analystes et des investisseurs) est de nature à modifier cet ajustement. Si la valeur d'ancrage est inférieure au bénéfice réel, l'ajustement à une surprise positive sera alors plus important, car elle compense également la sous-estimation initiale. *A contrario*, une valeur d'ancrage supérieure au bénéfice réel conduit, pour une *surprise identique*, à un ajustement plus faible, le résultat réel s'établissant finalement à un niveau proche de l'estimation initiale biaisée. Ce cas est illustré par la figure 5.

FIG. 4 – Ajustement du cours à deux surprises d'annonce - positive et négative - de même amplitude dans le cas d'une prévision de bénéfice à la hausse.

Le graphique traduit, de manière schématique, l'impact d'un double biais d'ancrage des analystes et des investisseurs.

L'ancrage des analystes à un bénéfice antérieur v_n les conduit à publier une prévision de résultat trop conservatrice, qui est, dans l'exemple choisi, inférieure au résultat espéré μ . Cette prévision constitue un signal (s) pour les investisseurs. Si ces derniers sont également ancrés au bénéfice antérieur v_n (nous avons supposé qu'ils se fondent sur la même valeur d'ancrage que les analystes), l'ajustement du cours à la prévision ne sera que très faible (3). Dans notre exemple, une surprise positive entraîne un ajustement à la hausse très marqué. Une surprise négative n'entraîne qu'un ajustement faible, la sous-estimation réalisée correspondant finalement davantage au résultat réel.

2.3 Sources de données et méthodologies de calcul des indicateurs de surprise et de performance

2.3.1 Sources de données

Nos données proviennent de deux sources de données : CRSP (*Center for Research in Security Prices*) et I/B/E/S (*International Brokers Estimate System*).

La base de données I/B/E/S fournit un consensus à partir des prévisions de bénéfice communiquées par les analystes, la date d'annonce du bénéfice réel et son montant. CRSP permet d'associer, à chaque évènement les données boursières quotidiennes relatives aux 30 jours boursiers précédant et aux 60 jours boursiers suivant l'annonce de résultat. Tout évènement pour lequel la mise en correspondance des deux bases n'était pas possible

FIG. 5 – Ajustement du cours à une surprise d'annonce positive en fonction de la variation entre le bénéfice antérieur (valeur d'ancrage) et le bénéfice réel annoncé.

Le graphique traduit, de manière schématique, l'impact d'un double biais d'ancrage des analystes et des investisseurs.

Il illustre la correction de cours, qui intervient à l'annonce de résultat en fonction de variation entre la valeur d'ancrage et le bénéfice annoncé. Une variation positive conduit à une prévision de résultat à la hausse, bien que plus conservatrice. Une surprise d'annonce positive conduit alors un ajustement important, compensant la sous-estimation initiale. Dans le cas d'une prévision à la baisse, une surprise d'annonce positive identique est suivie d'un ajustement beaucoup plus faible, le résultat réel étant beaucoup plus proche de l'estimation initiale biaisée.

(défaut d'identité entre les champs CUSIP des deux bases) a été éliminé. Nous avons par ailleurs supprimé les cas, où les données relatives aux rentabilités boursières n'étaient pas disponibles sur l'horizon de l'événement étudié.

Cette extraction-reconstitution de bases de données a permis de constituer un échantillon d'étude composé de 79 289 événements, relatifs à 4 081 entreprises cotées américaines, sur la période du 25 juillet 1984 au 15 juillet 1999, associés à une date et un montant d'annonce de bénéfice réel, un historique de bénéfices réels de 4 trimestres, un historique de 12 mois de prévisions consensuelles de bénéfice et de données boursières pour 90 jours ouvrés autour de la date d'annonce.

2.3.2 Méthodologie de calcul des rentabilités anormales

Les études empiriques réalisées dans le cadre de ce travail utilisent deux méthodes de calcul des rentabilités anormales. La première approche, utilisée dans les études de portefeuille, consiste en une correction du risque sur l'ensemble des titres étudiés (sur un portefeuille). Pour cela, les titres sont classés, en fonction de leur capitalisation boursière puis assignés, en fonction de ce classement, à 10 portefeuilles de même taille. La rentabilité de chacun des 10 portefeuilles est calculée à partir des rentabilités individuelles de chacun des titres le composant, pondérées par la capitalisation boursière du titre considéré.

La **rentabilité anormale** d'un titre, notée AR , est égale à la rentabilité brute (R) diminuée de la rentabilité du portefeuille "taille" ($R_{Sizeportfolio}$) auquel ce titre appartient au 1^{er} janvier de la même année :⁸

$$AR_i = R_i - R_{Sizeportfolio} \quad (1)$$

La deuxième méthodologie, plus traditionnelle, suppose une prise en compte du risque individuel, titre par titre. Cette approche repose sur la quantification du risque non diversifiable de chaque titre. Le risque du titre est déterminé par le bêta, calculé selon la méthode proposée par ?) à partir des rentabilités du titre considéré et du portefeuille de marché sur toute l'année civile. Cette méthodologie permet de déterminer la rentabilité anormale cumulée corrigée du risque bêta, notée CBR . Elle sera notamment utilisée dans les études paramétriques (régressions).

Quelque soit la méthodologie de calcul des rentabilités anormales, nous utiliserons la méthode des rentabilités cumulées (notées CAR , "*Cumulated Abnormal Returns*"), qui implique le cumul par addition des rentabilités quotidiennes. Cette méthode suppose que l'investisseur rééquilibre sa posi-

⁸Cette méthodologie est largement répandue et particulièrement adaptée à l'étude de portefeuille : par construction, la somme des rentabilités anormales sur l'ensemble du marché est nulle.

tion de manière continue jour par jour :⁹

$$CAR(t, n) = \sum_{i=t}^n AR_i \quad (2)$$

2.3.3 Méthodologie de calcul de la surprise d'annonce

Le **bénéfice non-attendu** (ou surprise d'annonce), noté UE , est égal à la différence entre le bénéfice par action réel et la moyenne des prévisions (consensus) des analystes du mois précédant celui de l'annonce de résultat :

$$UE_t = bpa_t - E(est_t) \quad (3)$$

- avec **bpa_t** – bénéfice par action annoncé ;
E(est_t) – consensus des prévisions publiées par les analystes le mois précédant celui de l'annonce de résultat et
est_t – prévisions individuelles publiées par les analystes le mois précédant celui de l'annonce de résultat.

Afin de permettre des analyses en coupe transversale, nous standardisons par le cours du titre du jour précédant l'annonce :

$$SUE_t = \frac{UE_t}{P_t} \quad (4)$$

- avec **UE_t** – bénéfice non attendu ;
P_t – cours du titre le jour précédant l'annonce de résultat.

3 Confirmation du biais d'ancrage des analystes financiers aux bénéfices passés

L'objet de cette section est de présenter les études, qui nous ont permis de confirmer l'existence d'un biais d'ancrage, qui affecte les prévisions de résultat émises par les analystes financiers.

⁹Une autre approche consiste à simuler une stratégie d'achat-vente (*BHAR*, littéralement "*buy-and-hold abnormal return*"). Ce n'est que sur des fenêtres d'événement très grandes, qu'apparaissent des différences significatives entre les rentabilités déterminées selon les deux méthodologies *CAR* et *BHAR* (?).

Nous présenterons, successivement, les résultats de deux études empiriques. La première est basée sur l'étude de la proportion de surprises positives ou négatives en fonction de l'évolution du bénéfice par action par rapport au trimestre précédent et, alternativement, par rapport au trimestre correspondant de l'année précédente. La seconde se base sur des méthodes de régression afin de quantifier l'importance du biais d'ancrage.

3.1 Étude non-paramétrique de l'existence d'un biais d'ancrage chez les analystes financiers

L'hypothèse selon laquelle les analystes restent ancrés aux bénéfices passés implique qu'en cas de variation du bénéfice par action d'un trimestre sur l'autre, la prévision fournie par le consensus indique une variation de même sens mais insuffisante en valeur. Cela suggère qu'une variation positive (respectivement négative) du BPA entre le trimestre de référence (trimestre précédent ou trimestre correspondant de l'année précédente) soit, en moyenne, suivie d'une surprise positive (respectivement négative).

Nous avons étudié les événements de notre échantillon, qui disposaient d'un historique suffisant (BPA de cinq trimestres consécutifs) et d'une surprise SUE pour le plus récent des cinq trimestres. Nous avons comparé le signe de la surprise récente (indice $(\cdot)_0$) avec le signe de la variation de BPA entre le trimestre de référence (indice $(\cdot)_i$) et le trimestre récent.

Il s'avère que les variations de bénéfices sont associées à des surprises de même signe dans près de 2/3 des cas. Ainsi, sur un total de 47 238 événements disponibles pour le trimestre de référence $n = 1$ (trimestre précédent), environ 30 000 correspondent à des surprises de même signe que la variation de BPA. Dans près de 10 000 cas, une variation positive du BPA est associée à une surprise négative, dans 5 000 cas enfin, on rencontre la situation inverse : une baisse du bénéfice par action d'un trimestre sur l'autre correspond alors à une surprise positive. En ce qui concerne les événements qui n'ont pas enregistré de variation de bénéfice, la situation est conforme à l'étude d'ensemble : elle met en évidence une majorité de surprises négatives, ce qui correspond au biais d'optimisme, mentionné lors des études préliminaires. Les résultats sont rassemblés dans le tableau 1.

L'association entre le signe de l'évolution du BPA et la surprise cor-

TAB. 1 – Le biais d’ancrage chez les analystes financiers - Nombre de surprises positives et négatives suite à une modification positive ou négative du bénéfice par action par rapport au trimestre précédent.

Surprise	Variation			Total
	positive	nulle	négative	
positive	15347	1081	4786	21214
négative	10098	1741	14185	26024
Total	25445	2822	18971	47238

respondante apparaît clairement et confirme l’existence d’un biais d’ancrage global des analystes. Le coefficient de contingence pour les variables binaires “signe de la surprise” et “signe de la variation de bénéfice” est de 0,32 et dénote une association relativement forte entre les deux variables.¹⁰

Nous avons réalisé la même analyse pour le trimestre équivalent de l’année fiscale précédente, correspondant au trimestre t_4 , avec nos notations. L’effet “ancrage” y est encore plus marqué : le coefficient atteint ici 0.39 et indique un ancrage plus important. Cela se comprend à la fois par l’existence d’une saisonnalité dans l’activité des entreprises et par conséquent de leurs bénéfices et par le fait que l’appréciation d’un bénéfice trimestriel se fait par rapport au trimestre correspondant de la période précédente.

3.2 Étude paramétrique de l’ancrage des analystes financiers

Afin d’étudier en détail ce phénomène, nous avons recours aux méthodologies de régression linéaire, afin de tenir compte à la fois du signe et du montant des variables étudiées. Le biais d’ancrage implique une relation positive entre la variation de bénéfice par action et la surprise enregistrée à l’annonce du BPA.

¹⁰Le coefficient de contingence est une mesure de l’association des deux variables nominales et repose sur le calcul du χ^2 . Il peut prendre des valeurs entre 0 et une valeur maximale dépendant de la taille du tableau ; cette valeur est de 0,707 pour un tableau de dimensions (2,3). Elle correspond à une matrice diagonale et indique une association parfaite entre deux variables étudiées.

TAB. 2 – Le biais d’ancrage chez les analystes financiers - Nombre de surprises positives et négatives suite à une modification positive ou négative du bénéfice par action par rapport au trimestre équivalent de l’année fiscale précédente.

Surprise	Variation			Total
	positive	nulle	négative	
positive	17721	412	2693	20826
négative	11279	1288	13156	25723
Total	29000	1700	15849	46549

Nous avons appliqué le modèle aux variables non standardisées UE , pour la surprise d’annonce, et $(BPA_t - BPA_{t-i})$, pour la variation brute de BPA, et estimé les coefficients de l’équation suivante :

$$UE_t = \alpha_i + \beta_i(BPA_t - BPA_i) \quad (5)$$

L’absence du biais d’ancrage suppose que les coefficients estimés par la régression soient non-significativement différents de zéro. Un coefficient α positif indique une sur-estimation systématique des surprises d’annonces, ce qui correspond à une sous-estimation du bénéfice effectivement réalisé. Un coefficient négatif indique qu’en moyenne les analystes fournissent des estimations trop élevées, conduisant à des surprises (UE) négatives, même en cas d’absence de variation des bénéfices entre le trimestre actuel et le trimestre de référence passé $t - i$.¹¹

La régression effectuée indique une constante négative égale à -0.035 et un coefficient positif égal à $0,398$ pour la variation par rapport au trimestre précédent et -0.039 et 0.452 pour la variation du BPA par rapport

¹¹Même si un coefficient α négatif est un indicateur du biais d’optimisme, l’utilisation de surprises non standardisées ne constitue pas une preuve formelle de celui-ci. En effet, les valeurs UE sont exprimées en unités monétaires et ne sont pas véritablement comparables entre elles. Il suffirait que les surprises négatives soient plus importantes que les surprises positives pour que la surprise moyenne soit négative. Le signe du paramètre α ne permet pas de conclure qu’il y a plus de surprises négatives que positives. D’autres études menées dans le cadre de ce travail ont cependant confirmé l’existence du biais d’optimisme.

TAB. 3 – Le biais d’ancrage chez les analystes financiers - Régression de la variation de bénéfice par action sur la surprise d’annonce non standardisée UE .

variable explicative	α	β	R^2	effectif
$(BPA_t - BPA_{t-1})$	-0.035 (-36.9)	0.398 (158.2)	0.345	47431
$(BPA_t - BPA_{t-4})$	-0.039 (-44.1)	0.452 (198.9)	0.459	46723

Modèle estimé :

$$UE_t = \alpha_i + \beta_i(BPA_t - BPA_i)$$

au trimestre $t - 4$. Le tableau 3 résume les résultats de l’étude.

Il apparaît clairement que les variables étudiées sont positivement liées, c’est-à-dire qu’une variation de bénéfice est généralement suivie d’une surprise de même sens, indiquant une sous-réaction des analystes financiers à l’information. Nous attribuons cette sous-réaction au biais d’ancrage ; au vu des résultats, le BPA du trimestre équivalent de l’année précédente ($t-4$) semble constituer le point d’ancrage majeur. Nous rappelons, qu’*a priori*, rien n’indique qu’une surprise positive est plus probable qu’une surprise négative, à l’exception du biais d’optimisme que nous avons évoqué plus haut.

Une étude supplémentaire, visant à tester l’effet simultané des variations successives de BPA sur la surprise UE_t nous confirme l’importance des BPA des trimestres $t-4$ et $t-1$. La tableau 4 présente les résultats d’une régression multiple et confirme l’ancrage des analystes aux bénéfices précédents.

Les coefficients de la régression sont positifs pour les quatre variables explicatives introduites, cependant, on remarque que la surprise récente UE_t est davantage fonction des variations de BPA par rapport aux trimestres $t-4$ et $t-1$. La constante α estimée à travers la régression est négative et de même ordre que celle qui résulte des études préliminaires.

Par ces études, nous avons confirmé l’hypothèse selon laquelle les analystes financiers sont particulièrement conservateurs. La valeur de bénéfice du trimestre équivalent de l’année fiscale précédente semble constituer le

TAB. 4 – Le biais d’ancrage chez les analystes financiers

α	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	effectif
-0.039 (-52.5)	0.168 (69.36)	0.102 (41.5)	0.104 (42.7)	0.269 (113.9)	0.62	46690

Modèle estimé

$$UE_t = \alpha + \beta_1(BPA_t - BPA_{t-1}) + \beta_2(BPA_t - BPA_{t-2}) + \beta_3(BPA_t - BPA_{t-3}) + \beta_4(BPA_t - BPA_{t-4})$$

point d’ancrage majeur. Un ancrage moins important au bénéfice du trimestre immédiatement précédent à celui étudié est toutefois constaté.

4 Étude du biais d’ancrage des investisseurs dans le cadre des prévisions et annonces de résultat

Nous avons fait l’hypothèse d’un ancrage des analystes financiers, qui se traduit par la publication de prévisions de résultat conservatrices. Dans ce contexte, la vérification de l’existence d’un biais d’ancrage affectant les investisseurs implique une attitude encore plus conservatrice de la part des investisseurs.

L’objet de cette section est de déterminer si les investisseurs subissent un biais d’ancrage distinct de celui des analystes financiers. Afin de répondre à cette interrogation, il est possible d’étudier si les investisseurs utilisent naïvement les prévisions biaisées fournies par les analystes ou non. Une étude plus précise permet cependant d’étudier directement la relation entre une surprise d’annonce, la variation du bénéfice par rapport à une valeur d’ancrage (bénéfice antérieur) et la réaction observable du marché à l’annonce de résultat, sous forme de rentabilité anormale. Cette étude nous permettra de déterminer si les investisseurs :

- corrigent l’ancrage des analystes financiers ;
- transmettent passivement le biais d’ancrage des analystes ou
- amplifient l’ancrage des analystes par un biais d’ancrage distinct.

Nous présenterons successivement les tests et résultats obtenus dans le cadre d'une étude de portefeuille puis d'une étude paramétrique. Nos résultats sont de nature à valider la troisième situation. Elle correspond à l'existence d'un ancrage des investisseurs à des valeurs de bénéfice passées, qui sont indépendantes du biais d'ancrage qui conduit les analystes financiers à publier des prévisions trop conservatrices.

4.1 Mise en évidence du biais d'ancrage par une étude de portefeuille

L'hypothèse théorique, qui soutend cette étude repose sur la comparaison des rentabilités anormales constatées après une surprise d'annonce positive et une surprise négative de même amplitude. En théorie, l'ajustement du cours à l'information nouvelle devrait être sensiblement identique en valeur absolue. Sous l'hypothèse d'un biais d'ancrage affectant les investisseurs, la différence entre ces deux rentabilités sera cependant non nulle et fonction de l'évolution du bénéfice par rapport à la valeur d'ancrage.

Bien qu'une comparaison *surprise positive/surprise négative* soit possible, il n'est pas exclu que les investisseurs réagissent différemment dans ces deux situations pour des raisons non directement liées au biais d'ancrage. Nous avons, par conséquent, préféré réaliser une comparaison entre les rentabilités observées suite à une même surprise, mais avec des variations de bénéfice de signes opposés.

Nous avons fait l'hypothèse que dans le cas du biais d'ancrage, la réaction du cours corrige (du moins partiellement) l'erreur d'évaluation, qui existait avant l'annonce. La réaction du cours à une surprise positive sera alors plus forte dans le cas où la valeur d'ancrage a été inférieure au bénéfice réel que dans le cas contraire. Symétriquement, la réaction du marché à une surprise négative sera d'autant plus forte que la valeur d'ancrage a été élevée (supérieure au bénéfice réel). Dans les deux cas, la réaction et, par conséquent, les rentabilités anormales plus fortes s'expliquent par l'ajustement des croyances des investisseurs, qui doivent intégrer non seulement la surprise d'annonce, mais également le différentiel entre cette surprise "normative" (issue des prévisions d'analystes) et leur propre croyance erronée.

Nous avons segmenté notre échantillon d'étude successivement selon

TAB. 5 – Le biais d'ancrage chez les investisseurs - Étude de portefeuille

	$\frac{UE}{P}$	1 (0;1)	2 (0;3)		$\frac{UE}{P}$	1 (0;1)	2 (0;3)
$bpa_0 - bpa_1 < 0$				$bpa_0 - bpa_1 > 0$			
1	-0.0541	-2.02% ^{◇◇◇◇}	-1.64% ^{◇◇◇◇}	11	-0.0405	-0.44% ^{****}	-0.09% ^{****}
2	-0.0069	-1.44% ^{◇◇◇◇}	-1.42% ^{◇◇◇◇}	12	-0.0067	-0.19% ^{****}	-0.21% ^{****}
3	-0.0026	-0.94% ^{◇◇◇◇}	-0.91% ^{◇◇}	13	-0.0026	-0.29% ^{****}	-0.41% ^{****}
4	-0.0010	-0.74% ^{◇◇◇}	-0.69% ^{◇◇}	14	-0.0010	-0.39% ^{****}	-0.46% ^{**}
5	-0.0003	-0.37% [◇]	-0.42% ^{◇◇}	15	-0.0002	-0.10% ^{****}	-0.24% ^{***}
6	0.0000	-0.06% ^{◇◇◇◇}	-0.12% ^{◇◇}	16	0.0000	0.22% [◇]	0.08% [◇]
7	0.0002	0.20% [◇]	-0.06% ^{◇◇}	17	0.0002	0.41% [*]	0.23% [*]
8	0.0008	0.58% ^{◇◇◇◇}	0.56% ^{◇◇◇◇}	18	0.0008	1.29% ^{****}	1.22% ^{****}
9	0.0019	1.29% ^{◇◇◇◇}	1.17% ^{◇◇◇◇}	19	0.0019	1.91% ^{****}	1.80% ^{****}
10	0.0113	1.42% ^{◇◇◇◇}	1.39% ^{◇◇◇◇}	20	0.0136	2.55% ^{****}	2.48% ^{****}
	$\frac{UE}{P}$	3 (0;10)	effectif		$\frac{UE}{P}$	3 (0;10)	effectif
$bpa_0 - bpa_1 < 0$				$bpa_0 - bpa_1 > 0$			
1	-0.0541	-1.42% ^{◇◇◇◇}	5788	11	-0.0405	-0.12% ^{***}	1721
2	-0.0069	-1.35% ^{◇◇◇◇}	4930	12	-0.0067	-0.25% ^{****}	2376
3	-0.0026	-0.85% ^{◇◇}	4276	13	-0.0026	-0.33% ^{****}	2863
4	-0.0010	-0.68% ^{◇◇}	3583	14	-0.0010	-0.54% ^{◇◇}	3274
5	-0.0003	-0.38% ^{◇◇}	2720	15	-0.0002	-0.30% ^{**}	3910
6	0.0000	-0.24% [◇]	2183	16	0.0000	-0.06% [◇]	4325
7	0.0002	-0.02% [◇]	1891	17	0.0002	0.26% [*]	5265
8	0.0008	0.61% ^{◇◇◇}	1849	18	0.0008	1.26% ^{****}	5441
9	0.0019	1.19% ^{◇◇◇◇}	1710	19	0.0019	1.86% ^{****}	5664
10	0.0113	1.68% ^{◇◇◇◇}	1461	20	0.0136	2.61% ^{****}	5954

Le tableau indique les rentabilités anormales constatées sur des horizons de 1 à 10 jours suivant l'annonce de résultat. Les portefeuilles ont été constitués en segmentant successivement l'échantillon d'étude selon deux critères :

- le bénéfice non-attendu, standardisé par le prix ($\frac{UE}{P}$) et
- le signe de la variation de bénéfice entre le trimestre actuel et le trimestre précédent.

Les résultats indiquent une forte différence entre les rentabilités anormales constatées, pour une surprise d'annonce similaire, sur les portefeuilles à variation positive et négative de bénéfice. Ainsi, les rentabilités des portefeuilles 1 à 10 sont systématiquement inférieures à celles des portefeuilles 11 à 20, quelle que soit la fenêtre d'événement considérée. Nous interprétons ces résultats comme une validation de notre hypothèse relative à un biais d'ancrage propre aux investisseurs.

Les symboles *, **, *** et **** indiquent que la mesure est significativement supérieure à 90%, 95%, 99% et 99,5% de la distribution empirique de l'échantillon témoin.

Les symboles ◇, ◇◇, ◇◇◇ et ◇◇◇◇ indiquent que la mesure est inférieure à ces mêmes proportions de la distribution empirique.

L'échantillon témoin pour un portefeuille considéré contient l'ensemble des événements à surprise similaire, sans toutefois prendre en considération la variation positive ou négative de bénéfice. Pour deux portefeuilles "associés" (par exemple les portefeuilles 2 et 12), l'échantillon témoin est constitué par l'ensemble des annonces de résultat appartenant soit à l'un, soit à l'autre des deux portefeuilles.

Les rentabilités anormales des deux portefeuilles sont significativement différentes, dès lors qu'un des deux portefeuilles au moins affiche une rentabilité anormale significativement différente de celle de l'échantillon témoin. La procédure de constitution de la distribution empirique dépend de la taille de chacun des portefeuilles considérés.

deux critères. Dans un premier temps, nous avons constitué dix portefeuilles en fonction de la surprise d'annonce. Nous avons utilisé un critère de surprise simple, correspondant à la différence entre la prévision consensuelle publiée le mois précédant l'annonce et le bénéfice par action réel, divisée par le cours du titre le jour précédant l'annonce :

$$\text{Surprise d'annonce standardisée} = \frac{UE_t}{P_t} \quad (6)$$

avec UE_t – la différence entre le bénéfice par action réel et la prévision consensuelle et
 P_t – le cours du titre le jour précédant l'annonce.

Dans un second temps, nous avons scindé chacun des dix portefeuilles obtenus en fonction de l'évolution du bénéfice par rapport à la valeur d'ancrage v_n (variation négative, nulle ou positive).

Le tableau 5, reproduit ci-contre, rassemble les résultats de cette étude pour les vingt portefeuilles, qui affichent une évolution négative ou positive du bénéfice par rapport au trimestre précédent.

Les résultats montrent une réaction significative du cours dans les dix jours suivant l'annonce lorsque la surprise est de même signe que la variation de bénéfice (portefeuilles 1 à 4 et 18 à 20). Les rentabilités anormales constatées sur les portefeuilles à surprise positive *et* variation de bénéfice positive (18 à 20) sont significativement supérieures aux rentabilités anormales des portefeuilles 8 à 10, qui affichent une surprise d'annonce sensiblement identique. En l'absence de biais, ces deux catégories de portefeuilles devraient enregistrer des rentabilités anormales identiques. De manière symétrique, les portefeuilles 1 à 4 connaissent des rentabilités anormales négatives et largement inférieures à celles des portefeuilles 11 à 14.

Ces résultats confirment globalement notre hypothèse relative à l'existence d'un biais d'ancrage chez les investisseurs. L'ajustement du cours n'est pas simplement fonction de l'information nouvelle apportée au marché (la surprise d'annonce), mais également de la différence entre cette information et l'information d'ancrage, constituée ici par le bénéfice précédent.

Une étude paramétrique, dont les résultats sont présentés dans le point

suisant, permettra d'étudier le phénomène de l'ancrage de manière agrégée sur la totalité de l'échantillon.

4.2 Étude paramétrique basée sur l'estimation du coefficient de réponse (*ERC*)

Afin de confirmer les résultats issus de l'étude de portefeuille, présentée précédemment, nous avons eu recours à une étude paramétrique, visant à *quantifier* le différentiel d'ajustement résultant du biais d'ancrage.

Nous avons ainsi déterminé les paramètres d'une régression de la surprise d'annonce sur la rentabilité anormale cumulée. Nous avons utilisé, successivement, la rentabilité anormale du jour suivant l'annonce de résultat (fenêtre 1) et la rentabilité anormale calculée sur les trois jours suivant l'annonce (fenêtre 2). Les rentabilités anormales utilisées dans cette régression ont été déterminées à partir d'un bêta empirique calculé pour chaque titre.

Nous avons introduit une variable muette, notée *Dummy*, relative à la variation de bénéfice depuis le trimestre précédent et au signe de la surprise d'annonce.

Nous avons ainsi estimé les paramètres du modèle linéaire suivant :

$$CBR = \alpha_0 + \alpha_1 \times \frac{UE}{P} + \beta_0 \times Dummy + \beta_1 \times Dummy \times \frac{UE}{P} + \epsilon \quad (7)$$

avec **CBR** – la rentabilité anormale cumulée, corrigée du risque par utilisation d'un bêta empirique ;

UE – la différence entre le bénéfice par action réel et la prévision consensuelle ;

P – le cours du titre le jour précédant l'annonce ;

Dummy – une variable binaire, prenant la valeur 1 lorsque que la surprise d'annonce (*UE*) et la différence entre le bénéfice réel (*BPA₀*) et la valeur d'ancrage (*BPA_n*) sont de même signe et la valeur 0 lorsqu'elles sont de signes différents et

α, β, ϵ – paramètres à estimer et terme d'erreur.

Les variables α_1 et β_1 correspondent aux coefficients de réponse du cours

à l'annonce de résultat. La variable muette *Dummy* est associée au paramètre β_1 , lequel mesure la différence de "réponse" entre :

- les situations, où la variation de bénéfice est de même signe que la surprise d'annonce et
- les situations, où la variation de bénéfice est de signe contraire à celui de la surprise d'annonce.

L'hypothèse d'un biais d'ancrage des investisseurs implique un complément d'ajustement du cours à l'annonce lorsque la surprise est de même signe que l'évolution du bénéfice. Cet ajustement supplémentaire correspond à la correction de la sous-réaction initiale due à l'ancrage. Dans le cas où la surprise est de signe contraire à l'évolution du bénéfice, l'ajustement (rationnel) à la surprise compense, en partie, la correction de la sous-réaction. Le coefficient de réponse est supposé plus faible dans ces cas. Nous nous attendons, par conséquent, au-delà d'un coefficient α_1 positif, à un paramètre β_1 significativement supérieur à zéro. Les paramètres α_0 et β_0 attendus ne sont pas différents de zéro, illustrant l'absence de réaction à une surprise nulle. Le tableau 6 rassemble les résultats des deux régressions réalisées sur les fenêtres 1 et 2.

Le paramètre estimé β_1 correspond à la différence entre la réaction à l'annonce de résultat lorsque l'évolution entre la valeur d'ancrage (bénéfice passé) et le bénéfice par action publié est du même signe que la surprise d'annonce. Les rentabilités anormales constatées au cours des jours suivant l'annonce sont non-seulement fonction de l'erreur de prévision, mais également de l'évolution du BPA, ce qui se traduit par un paramètre β_1 significativement différent de zéro.

Nos résultats indiquent qu'au jour d'annonce, la réaction est fonction positive de la surprise d'annonce lorsque cette dernière et la variation de bénéfice (par rapport à la valeur d'ancrage) sont de signes contraires ($\alpha_1 = 0.014$). Elle est significativement plus forte lorsque les deux grandeurs sont de signes identiques ($\alpha_1 + \beta_1 = 0.056$). Ainsi, lorsqu'une surprise positive (négative) intervient simultanément avec une diminution (respectivement une augmentation) du bénéfice réel par rapport à la valeur d'ancrage, la réaction du marché, plus prononcée, indique que la croyance du marché ne correspond pas aux prévisions des analystes, mais est encore plus conser-

TAB. 6 – Le biais d’ancrage chez les investisseurs - Étude paramétrique du coefficient de réponse ERC au bénéfice non-attendu

Modèle estimé :

$$CBB = \alpha_0 + \alpha_1 \times \frac{UE}{P} + \beta_0 \times Dummy + \beta_1 \times Dummy \times \frac{UE}{P} + \epsilon$$

valeur d’ancrage	α_0	α_1	β_0	β_1	R^2	effectif
fenêtre 1 (0;1) trimestre précédent	0.001 (1.691)	0.024 (2.200)	0.002 (3.785)	0.032 (2.384)	0.02	38284
fenêtre 2 (0;3) trimestre précédent	0.000 (0.164)	0.014 (1.053)	0.002 (4.173)	0.036 (2.182)	0.01	38284

Le tableau indique les résultats d’une régression de la surprise d’annonce sur la rentabilité anormale cumulée, calculée sur les fenêtres 1 et 2. La régression repose sur l’estimation d’un coefficient de réponse (“*Earnings Response Coefficient*”, traduit par les variables α et β) à une surprise d’annonce standardisée ($\frac{UE}{P}$).

L’introduction d’une variable muette, *Dummy*, permet d’identifier le différentiel de réponse entre les situations, où la variation de bénéfice par rapport au trimestre précédent est de même signe que la surprise d’annonce ($Dummy = 1$). L’hypothèse d’un ancrage des investisseurs au bénéfice précédent implique un supplément d’ajustement dans ce cas. Nos résultats indiquent effectivement un paramètre β_1 significativement positif, validant ainsi l’hypothèse d’un biais d’ancrage des investisseurs.

vatrice.

Ces résultats indiquent d’une part que le marché ne parvient pas à corriger l’ancrage des analystes et, d’autre part, qu’il est significativement influencé par des investisseurs ancrés au bénéfice du trimestre précédent.

Conclusion

Le biais d’ancrage est considéré comme une explication potentielle de l’anomalie relative à la persistance de l’effet d’annonce de résultat. Cette anomalie se traduit par l’existence de rentabilités anormales significatives au cours des 60 jours suivant une annonce.

L’étude du biais d’ancrage nous a conduit à considérer non pas la période postérieure à l’annonce, mais à étudier le phénomène de correction, qui inter-

vient au moment de l'annonce de résultat. En supposant une prise en compte insuffisante des prévisions de résultat par les investisseurs, due au biais d'ancrage, nous avons fait l'hypothèse que cette sous-réaction antérieure est corrigée, tout au moins en partie, au moment de la publication du résultat réel.

Afin de permettre la vérification empirique de cette hypothèse, une étude préliminaire a été menée sur l'existence d'un éventuel biais d'ancrage des analystes. Les résultats confirment que les analystes sont particulièrement conservateurs dans la détermination des prévisions de résultat, ce qui est cohérent avec l'existence d'un biais d'ancrage. Compte tenu de ce résultat, nous avons pu établir d'une part, que les investisseurs ne parviennent pas à corriger ces erreurs de prévision mais également, d'autre part, qu'ils se fondent sur des anticipations encore plus conservatrices. A l'instar des analystes financiers, cette attitude conservatrice est fonction des bénéfices antérieurs. Ces résultats tendraient donc à prouver l'existence d'un double biais d'ancrage : celui des analystes d'une part et celui des investisseurs d'autre part.

Références

- Abarbannell, J. and R. Lehavy** (2000). Biased forecasts or biased earnings? the role of earnings management in explaining apparent optimism and inefficiency in analysts' earnings forecasts.
- Affleck-Graves, J., J. Davis, and R. Mendenhall** (1990). Forecasts of earnings per share : Possible sources of analyst superiority and bias. *Contemporary Accounting Research* 6, 501–517.
- Amir, E. and Y. Ganzach** (2000). Overreaction and underreaction in analysts' forecasts. *Journal of Economic Behavior and Organization*.
- Ball, R.** (1978). Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. *Journal of Financial Economics* 6-2/3, 103–126.
- Ball, R. and E. Bartov** (1996). How naive is the stock market's use of earnings information? *Journal of Accounting and Economics* 21, 319–337.
- Ball, R. and P. Brown** (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6, 159–178.
- Ball, R. and S. Kothari** (1991). Security returns around earnings announcements. *Accounting Review* 66-4, 718–738.
- Banz, R.** (1981). The relation between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics* 9, 3–18.
- Beaver, W.** (1968). The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 67–92.
- Bernard, V. and J. Thomas** (1990). Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 13, 305–341.
- Bulkley, G., R. Harris, and R. Herrerias** (2003). Stock returns following profit warnings : A test of models of behavioral finance.
- Calegari, M. and N. Fargher** (1997). Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future

earnings : An experimental approach. *Contemporary Accounting Research* 14, 397–433.

De Bondt, W. and R. Thaler (1985). Does the stock market overreact? *Journal of Finance* 40, 793–805.

——— (1987). Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *Journal of Finance* 42, 557–581.

Dische, A. (2001). Dispersion in analyst forecasts and the profitability of earnings momentum strategies. University of St. Gallen, Switzerland.

Dreman, D. and M. Berry (1995). Analysts forecasting errors and their implications for security analysis. *Financial Analyst Journal* 51-3, 30–41.

Easterwood, J. and S. Nutt (1999). Inefficiency in analysts' earnings forecasts :systematic misreaction or systematic optimism? *Journal of Finance* 54-5, 1777 – 1797.

Foster, G., C. Olsen, and T. Shevlin (1984). Earnings releases, anomalies and the behavior of security returns. *Accounting Review* 59-4, 574–603.

Francis, J. and D. Philbrick (1993). Analysts' decisions as products of a multi-task environment. *Journal of Accounting Research* 31-2, 216–230.

Fried, D. and D. Givoly (1982). Financial analysts' forecasts of earnings : A better surrogate for market expectation. *Journal of Accounting and Economics* 4, 85–107.

Gillette, A., D. Stevens, S. Watts, and A. Williams (1999). Price and volume reactions to public information releases : An experimental approach incorporating traders' subjective beliefs. *Contemporary Accounting Research* 16-3, 437–479.

Givoly, D. and J. Lakonishok (1979). The information content of financial analysts' forecasts of earnings : Some evidence on semi-strong inefficiency. *Journal of Accounting and Economics* 1, 165–185.

- Gleason, C. and C. Lee** (2002). Analyst forecast revisions and market price discovery. University of Arizona, Cornell University.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen** (1995). Market underreaction to open market share repurchases. *Journal of Financial Economics* 39, 181–208.
- Jacquillat, B. and P. Grandin** (1994). Performance measurements of analysts' forecasts. *Journal of Portfolio Management Fall*, 94–102.
- Jegadeesh, N. and S. Titman** (1993). Returns to buying winners and selling losers : Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance* 48-1, 65–91.
- Jones, C.** (1985). Earnings announcements : Pré- and post-responses. *Journal of Portfolio Management* 11-3, 28–33.
- Jones, C. and R. Litzemberger** (1970). Quarterly earnings reports and intermediate stock price trends. *Journal of Finance* 25-1, 143–148.
- Jones, C., R. Rendleman, and H. Latané** (1984). Stock returns and sies during the 1970's. *Journal of Portfolio Management* 10-2, 18–22.
- Kahneman, D. and A. Tversky** (1979). Prospect theory : an analysis of decision under risk. *Econometrica* 47, 263–291.
- Kang, S., P. O'Brien, and K. Sivaramakrishnan** (1994). Analysts' interim earnings forecasts : Evidence on the forecasting process. *Journal of Accounting Research* 32, 103–112.
- Klein, A.** (1990). A direct test of the cognitive bias theory of share price reversals. *Journal of Accounting and Economics* 13, 155–166.
- Latané, H., C. Jones, and R. Rieke** (1974). Quarterly earnings reports and subsequent period returns. *Journal of Business* 43-4, 427–438.
- Latané, H., O. Joy, and C. Jones** (1970). Quarterly data, sort-rank routines, and security evaluation. *Journal of Business* 43-4, 427–438.

- Levasseur, M., J. L'Her, and J. Suret** (2002). Anticipations hétérogènes et rendements boursiers : le cas du marché français. *Revue Finance* 23-1, 52–75.
- Lys, T. and S. Sohn** (1990). The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security price changes. *Journal of Accounting and Economics* 13, 341–363.
- McNichols, M. and P. O'Brien** (1997). Self-selection and analyst coverage. *Journal of Accounting Research* *supp.*, 167–199.
- Mendenhall, R.** (1991). Evidence of possible underweighting of earnings-related information. *Journal of Accounting Research* 29, 170–180.
- Michaely, R., R. Thaler, and K. Womack** (1995). Price reactions to dividend initiations and omissions : Overreaction or drift ? *Journal of Finance* 502, 573–608.
- O'Brien, P.** (1988). Analysts forecasts as earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics* 10- 1, 53–83.
- Reinganum, M.** (1981). Misspecification of capital asset pricing : Empirical anomalies based on earningsyields and market values. *Journal of Financial Economics* 9, 19–46.
- Rendleman, R., C. Jones, and H. Latané** (1982). Empirical anomalies based on unexpected earnings and the importance of risk adjustment. *Journal of Financial Economics* 10-3, 269–287.
- Schipper, K.** (1991). Commentary on analyst forecasts. *Accounting Horizons* 5, 105–121.
- Stickel, S.** (1995). The anatomy of the performance of buy and sell recommendations. *Financial Analyst Journal* 51-5, 25–39.
- Trueman, B.** (1990). On the incentives for security analysts to revise their earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research*, 203–222.
- Tversky, A. and D. Kahneman** (1974). Judgement under uncertainty : Heuristics and biases. *Science* 185, 1124 –1131.

Watts, R. (1978). Systematic “abnormal” returns after quarterly earnings announcements. *Journal of Financial Economics* 6-2/3, 127–150.