

L'Efficience informationnelle du marché des paris sportifs : un parallèle avec les marchés boursiers

Christophe Barraud

▶ **To cite this version:**

Christophe Barraud. L'Efficience informationnelle du marché des paris sportifs : un parallèle avec les marchés boursiers. Economies et finances. Université Paris Dauphine - Paris IX, 2012. Français. NNT : 2012PA090063 . tel-00834768

HAL Id: tel-00834768
https://theses.hal.science/tel-00834768

Submitted on 17 Jun 2013

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

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

UNIVERSITÉ PARIS-DAUPHINE

ÉCOLE DOCTORALE DE DAUPHINE

Numéro attribué par la bibliothèque

L'efficience informationnelle du marché des paris sportifs : un parallèle avec les marchés boursiers

Document de soutenance de thèse

Pour l'obtention du titre de

DOCTEUR EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

(Arrêté du 7 août 2006)

Soutenue publiquement le 6 décembre 2012 par

Christophe BARRAUD

COMPOSITION DU JURY

Directeur de thèse :	**Monsieur Thierry GRANGER** Professeur, Université Paris-Dauphine
Rapporteurs :	Madame Hélène RAYMOND Professeur, Université Paris Ouest Nanterre
	Monsieur Jean-Baptiste DESQUILBET Professeur, Université Lille 1
Suffragant :	Monsieur François ETNER Professeur, Université Paris-Dauphine

L'université n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses : ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs

REMERCIEMENTS

Mes premières pensées s'adressent à mon directeur de thèse, Monsieur le Professeur Thierry Granger, Université Paris-Dauphine. Je le remercie pour la confiance qu'il m'a accordée tout au long de ce travail doctoral. Sa disponibilité, ses conseils et ses encouragements permanents m'ont été des plus précieux dans la conduite de mes recherches.

Je remercie Madame le Professeur Hélène Raymond, Université Paris Ouest Nanterre, et Monsieur le Professeur Jean-Baptiste Desquilbet, Université Lille 1, d'avoir accepté d'être les rapporteurs de cette thèse. Mes remerciements s'adressent également à Monsieur le Professeur François Etner, Université Paris-Dauphine, qui m'a fait l'honneur d'accepter d'être membre du jury.

Mes remerciements s'adressent ensuite à Philippe Gillet, Maître de conférences à l'Université Paris-Dauphine, qui m'a fait l'honneur de coécrire un chapitre de cette thèse et qui m'a encouragé dans mes démarches depuis la licence.

Je souhaite également exprimer ma gratitude à la société Fracsoft qui a fait preuve de patience et m'a fourni les données dont j'avais besoin.

Je remercie aussi la société Betclic ainsi que l'ARJEL (Autorité de Régulation des Jeux en Ligne) pour m'avoir consacré du temps.

Je m'en voudrais également d'oublier ceux qui ont souvent éclairé de leur joie et de leur bonne humeur mon quotidien de doctorant. Je pense tout particulièrement à Michael, Driss, Pierre-Arnaud, Laurent, Olivier, Richard, Romain, Charlie, Julien B, Julien W, Philippe, Nicolas et surtout Tooggy.

Enfin, toutes mes pensées vont aux membres de ma famille qui ont cheminé avec moi lors de ce travail et ont su donner du sens à mes réalisations.

RÉSUMÉ

Cette thèse a pour but de présenter le marché des paris sportifs plus précisément de montrer en quoi ce dernier constitue un cadre d'observations simplifié suffisamment proche des marchés boursiers pour tester la théorie de l'efficience informationnelle et aboutir à des conclusions tranchées concernant sa validité empirique. En premier lieu, nous concentrons notre attention sur la forme faible de l'efficience informationnelle et plus précisément sur une anomalie connue sous le nom du *Favourite Longshot Bias*, qui a été recensée aussi bien dans le cadre des paris sportifs que celui des marchés boursiers. À l'aide d'un vaste échantillon de données, nous observons qu'aujourd'hui encore, cette anomalie persiste et remet en cause la forme faible de l'efficience informationnelle. Nous montrons également que les coûts de transaction et les préférences des parieurs ont un impact significatif sur le niveau des cotes proposées par les bookmakers et sont donc en mesure d'expliquer les anomalies recensées dans la littérature. Par ailleurs, nous discutons de la rationalité des parieurs et nous montrons en quoi le comportement des parieurs n'est pas si différent de celui des investisseurs sur les marchés boursiers. Dans la dernière partie, nous analysons en détails la forme forte de l'efficience informationnelle et plus précisément la pertinence de la fourchette en tant qu'indicateur de délits d'initiés dans le cadre du marché des paris sportifs.

Mots clés : paris sportifs, efficience informationnelle, rationalité, Favourite Longshot Bias, Betfair.

Laboratoire d'accueil

SDFI-LEDA

Université Paris-Dauphine

Place du Maréchal de Lattre de Tassigny

75775 Paris Cedex 16

SUMMARY

The aim of this thesis is to introduce the sports betting market, and more precisely to show how this market forms a simplified framework for observations, close enough to stock markets to test the informational efficiency theory, and lead to clear conclusions about its empirical validity. Firstly, we focus on the weak form of informational efficiency and more particularly on an anomaly known as the *Favourite Longshot Bias*, which was listed in sports betting markets, as well as in stock markets. Using a vast data sample, we observe that this anomaly is persisting and is undermining the weak form of informational efficiency. We also prove that transaction costs and bettors' preferences have a significant impact on odds fixed by bookmakers, and therefore are able to explain anomalies identified in the literature. Moreover, we also discuss bettors' rationality and we show how bettors' behaviour is not so different from that of investors in the stock markets. In the last section, we provide a detailed analysis of the strong form of informational efficiency and more precisely of the spread as an indicator of insider trading in the sports betting market.

Keywords: sports betting, informational efficiency, rationality, Favourite Longshot Bias, Betfair.

Research Unit

SDFI-LEDA

Université Paris-Dauphine

Place du Maréchal de Lattre de Tassigny

75775 Paris Cedex 16

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS **4**

RÉSUMÉ **6**

SUMMARY **7**

TABLE DES MATIÈRES **7**

INTRODUCTION GÉNÉRALE **12**

CHAPITRE 1
L'efficience informationnelle des marchés financiers : définitions, implications et validation empirique **15**

Introduction 16

1 L'efficience informationnelle selon Fama 16

2 Les trois formes de l'efficience informationnelle 17

3 Hypothèses et implications de la définition de l'efficience informationnelle 18

4 Les premières critiques de la définition de Fama 20

4.1 Les bulles rationnelles 20

4.2 Parasitages ou volatilité excessive 21

4.3 Les croyances collectives 21

5 L'efficience informationnelle selon Jensen 22

6 La validation empirique dans le cadre des marchés boursiers 24

Conclusion 25

Références du chapitre 1 27

CHAPITRE 2

Le marché des paris sportifs : un cadre d'observations simplifié proche des marchés boursiers **30**

Introduction 31

1 Le marché des paris sportifs : un cadre d'observations simplifié 31

1.1 La présentation du marché des paris sportifs 31

1.2 Les avantages pratiques du marché des paris sportifs pour tester la théorie 32

2 Les caractéristiques des actifs traités : similitudes entre paris sportifs et dérivés 33

3 Le parallèle entre les modes d'organisation 36

3.1 Le cas des marchés boursiers 36
3.1.1 Les marchés dirigés par les prix 37
3.1.2 Les marchés dirigés par les ordres 37
3.2 Le cas du marché des paris sportifs 37
3.2.1 Les cotes fermes (Fixed Odds) 38
3.2.2 Les échanges de paris (Betting Exchanges) 43
3.2.3 Les pari-mutuels (Pools) 45
3.2.4 Les paris sur les écarts (Spread Betting) 46
4 Parallèle entre les types d'intervenants et les règles auxquelles ils sont soumis 46
4.1 Le cas des marchés boursiers 47
4.1.1 Les types d'intervenants 47
4.1.2 Les règles auxquelles ils sont soumis 47
4.2 Le cas du marché des paris sportifs 50
4.2.1 Les types d'intervenants 50
4.2.2 Les règles auxquelles ils sont soumis 51
Conclusion et tableaux récapitulatifs 55
Références du chapitre 2 58

CHAPITRE 3
Le Favourite Longshot Bias et ses explications : une revue de littérature 61
Introduction 62
1 Les définitions de la forme faible de l'efficience informationnelle 62
2 La présentation du Favourite Longshot Bias 66
3 La manifestation du FLB sur le marché des paris sportifs 69
3.1 Le FLB dans les courses de chevaux 69
3.2 Le FLB dans les autres disciplines 80
4 Les tentatives d'explication du FLB dans le cadre du marché des paris sportifs 83
4.1 Théorie de l'utilité espérée et préférences des parieurs 83
4.2 Les autres explications 86
4.2.1 Théorie des perspectives cumulées et préférences des parieurs 86
4.2.2 La distorsion des probabilités 87
4.2.3 Cadre alternatif et préférences des parieurs 90
4.2.4 La recherche de sensations 90
4.2.5 Le risque de sélection adverse 91
4.2.6 Les coûts de transaction et d'information 91
4.3 Résumé 93

5 La manifestation du FLB sur le marché des dérivés 94
6 Les tentatives d'explication du FLB dans le cadre du marché des dérivés 100
6.1 La pression de la demande 100
6.2 Coûts de transaction et appels de marge 103
6.3 Résumé 104
Conclusion 105
Références du chapitre 3 108

CHAPITRE 4
Analyse empirique de l'impact des coûts de transaction et des préférences des parieurs sur les cotes des bookmakers 119
Introduction 120
1 La présentation de notre cadre d'analyse 121
1.1 Les avantages des matchs de tennis du circuit professionnel masculin 121
1.2 Les avantages du système des cotes fermes 122
2 La présentation de l'échantillon 123
2.1 Le choix de l'échantillon 123
2.2 Les statistiques descriptives 124
3 L'analyse de l'impact des coûts de transaction 126
4 L'analyse de l'impact des préférences des parieurs 127
4.1 L'analyse microéconomique du moment d'ordre 1 : le rendement espéré 127
4.1.1 Les statuts des joueurs 128
4.1.2 Les probabilités implicites 128
4.1.3 Années et statuts des joueurs 129
4.1.4 Années et probabilités implicites 129
4.1.5 Surfaces et statuts des joueurs 130
4.1.6 Surfaces et probabilités implicites 130
4.1.7 Types de tournois et statuts des joueurs 131
4.1.8 Types de tournois et probabilités implicites 131
4.1.9 Phases de compétition et statuts des joueurs 131
4.1.10 Phases de compétition et probabilités implicites 132
4.1.11 Résumé 132
4.2 L'analyse globale du moment d'ordre 1 : le rendement espéré 132
4.2.1 La régression paramétrique : régression linéaire 133
4.2.2 La régression paramétrique : régression logistique 134
4.2.3 La régression non-paramétrique 135
4.2.4 Résumé 137

4.3 L'analyse théorique du moment d'ordre 2 et 3 : variance et skewness 138
4.3.1 Comportement de la variance et aversion des parieurs pour le risque 138
4.3.2 Comportement du skewness et goût des parieurs pour les gains extrêmes 140
4.4 L'analyse empirique du moment d'ordre 2 et 3 : variance et skewness 142
4.5 Commentaires.....144
Conclusion 146
Références du chapitre 4 149
ANNEXE 1 154
ANNEXE 2 155
ANNEXE 3 156
ANNEXE 4 157
ANNEXE 5 158
ANNEXE 6 162
ANNEXE 7 163
ANNEXE 8 167
ANNEXE 9 168
ANNEXE 10 172
ANNEXE 11 173

CHAPITRE 5
La révélation des opérations d'initiés grâce à la fourchette : un parallèle avec le marché des paris sportifs (coécrit avec Philippe Gillet) 177
Introduction 178
1 Informations privées et tests de la forme forte de l'efficience informationnelle 179
1.1 Les difficultés liées à la détection de l'information privée 179
1.2 Les tests de détection des délits d'initiés.....179
2 Présentation de l'échantillon et du cadre d'analyse 180
2.1 La fourchette.....180
2.2 Les atouts de notre cadre d'analyse.....181
2.2.1 Les avantages des matchs de tennis du circuit professionnel masculin 182
2.2.2 Les avantages de Betfair.....182
3 Présentation de la méthodologie et des tests.....183
4 Résultats et commentaires.....188
4.1 L'analyse descriptive de l'échantillon de référence 189
4.2 L'analyse descriptive des matchs suspects.....192
4.3 Analyse statistique et comparaison 194
Conclusion 198

Références du chapitre 5 201
ANNEXE 1 203
ANNEXE 2 206
ANNEXE 3 207
ANNEXE 4 208
ANNEXE 5 209
ANNEXE 6 210

CONCLUSION GÉNÉRALE 211

INTRODUCTION GÉNÉRALE

Depuis les années 60, la finance néoclassique a largement contribué aux avancées de l'économie financière qui a pour mission d'évaluer la valeur des actifs financiers. Ce courant de pensée s'est construit sur l'hypothèse d'absence d'opportunités d'arbitrage (AOA). Cette dernière stipule qu'à l'équilibre, un investisseur ne peut mettre en place une stratégie d'investissement rationnelle dont le coût en date 0[1] est strictement négatif (nul) et qui donnera des payoffs positifs ou nuls en chaque état des dates 1 à T (mais non tous nuls). Cette hypothèse a servi de point de référence à plusieurs résultats essentiels tels que le modèle de la droite de marché (CAPM), le modèle d'évaluation du prix des options ou encore la théorie de l'efficience informationnelle qui constitue le socle de la finance contemporaine. Ce dernier stipule que le prix observé sur un marché reflète, à tout moment, l'ensemble de l'information disponible, aussi bien passée, publique ou privée, de telle sorte qu'il soit une estimation correcte de la valeur fondamentale du titre. Par valeur fondamentale, on fait référence aux flux de revenus que va générer le titre en question.

Dans le chapitre 1, après avoir énoncé les hypothèses et implications de la théorie de l'efficience informationnelle, nous verrons que sa validation empirique dans le cadre des marchés boursiers pose problème. En effet, bien que cette théorie ait acquis un large crédit auprès des chercheurs, l'émergence des diverses crises, celle de la bulle internet et plus récemment celle des crédits hypothécaires américains, ravivent de façon continue le débat de la rationalité des individus et l'hypothèse selon laquelle les cours boursiers reflètent à tout moment la valeur fondamentale des titres. De plus, il apparait que les marchés boursiers présentent de nombreux désavantages pour servir de support visant à tester l'efficience informationnelle et aboutir à des résultats unanimes concernant sa validité empirique. Heureusement, cette difficulté peut être contournée dans la mesure où l'attrait de la définition de l'efficience informationnelle est qu'elle ne concerne pas uniquement les marchés boursiers mais fait référence à l'ensemble des marchés spéculatifs, y compris le marché des paris sportifs qui constitue notre objet d'étude.

[1] 0 est la date initiale et T la date finale de telle sorte que t = 0, 1, …, T

Ce dernier fait partie de ce qu'on peut appeler le marché des jeux, en anglais *gambling market*, qui englobe l'ensemble des jeux où les agents économiques sont prêts à placer des mises sur des événements incertains (paris sportifs, loterie, roulette, black jack…). Néanmoins, dans le chapitre 2, nous montrerons que le marché des paris sportifs se distingue des autres types de jeu dans la mesure où il présente un grand nombre de similitudes avec les marchés boursiers, plus particulièrement avec le marché des dérivés et constitue un cadre d'observations suffisamment proche pour tester la théorie de l'efficience informationnelle.

Dans le chapitre 3, nous nous interrogerons sur la validité de la forme faible de l'efficience informationnelle en examinant une anomalie connue sous le nom du *Favourite Longshot Bias*, qui a été recensée aussi bien dans le cadre du marché des paris sportifs que celui du marché des dérivés. Cette dernière implique qu'il est possible d'obtenir une espérance de gain net supérieure en pariant sur les alternatives ayant une probabilité implicite de se réaliser élevée. Nous ferons une revue de littérature des travaux y faisant référence et tenterons d'y trouver une explication en recensant plusieurs hypothèses puisées dans la théorie de l'utilité espérée ou dans des approches alternatives. Enfin, nous retiendrons les explications susceptibles d'être appliquées au marché des paris sportifs comme au marché des dérivés et qui auront été validées par la littérature de manière à aboutir à des résultats qui n'ont pas encore fait l'objet de contestations.

Puis, dans le chapitre 4, à l'aide d'un vaste échantillon de données, nous observerons qu'encore aujourd'hui, le *Favourite Longshot Bias* persiste et remet en cause la forme faible de l'efficience informationnelle. De même, nous testerons les hypothèses retenues au chapitre précédent pour expliquer cette anomalie. Plus précisément, nous montrerons que les coûts de transaction et les préférences des parieurs ont un impact significatif sur le niveau des cotes proposées par les *bookmakers*. Par ailleurs, nous discuterons de la rationalité des parieurs et nous analyserons en quoi l'attitude de ces derniers n'est pas si différente de celle des investisseurs sur les marchés boursiers.

Dans le chapitre 5, nous continuerons d'étudier le parallèle qui existe entre le marché des paris sportifs et les marchés boursiers à travers un autre aspect de l'efficience informationnelle, à savoir la forme forte. Dans notre démarche, nous nous concentrerons sur l'analyse de la fourchette en tant qu'indicateur des délits d'initiés. Nous démontrerons notamment que le comportement de cette dernière dans le cadre du marché des paris sportifs est assez similaire aux observations recensées sur le marchés des actions en cas de délits d'initiés.

Enfin, nous terminerons en insistant sur nos observations faîtes dans le cadre du marché des paris sportifs et leurs implications vis-à-vis de la littérature des marchés boursiers. A ce sujet, nous soulignerons en quoi nos conclusions dans le cadre du marché des paris sportifs peuvent être utilisées pour confirmer ou infirmer certains résultats mis en lumière dans le cadre des marchés boursiers mais également explorer de nouveaux champs de recherche.

CHAPITRE 1

L'efficience informationnelle des marchés financiers : définitions, implications et validation empirique

Introduction

Ce premier chapitre nous donnera l'occasion d'étudier en détails la théorie de l'efficience informationnelle. Plus précisément, nous partirons de la définition initiale de Fama (1965), ensuite, nous présenterons sa classification des différentes formes de l'efficience informationnelle avant de mettre en évidence les hypothèses et implications de cette théorie dans la section 3. Dans la section 4, nous montrerons comment les premières critiques des travaux de Fama (1965, 1970) ont conduit à l'émergence de nouvelles définitions dont celle de Jensen (1978), qui, nous le verrons dans la section 5, est largement partagée par les chercheurs et professionnels. Enfin, avant de conclure, dans la section 6, nous verrons que même si le théorie de l'efficience informationnelle n'a cessé d'être testée dans le cadre des marchés boursiers depuis près de 50 ans, aucune conclusion tranchée concernant sa validité empirique n'a été mise en évidence.

1 L'efficience informationnelle selon Fama

Les années 60 ont été le témoin de l'avènement du concept d'efficience des marchés financiers, développé à la suite des travaux de Roberts (1959) sur les variations de prix de l'indice Dow Jones et de Markowitz (1952) sur le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF). Le concept d'efficience des marchés peut revêtir plusieurs facettes, néanmoins dans cette thèse nous nous focaliserons sur l'efficience informationnelle[2], qui constitue le socle de la finance contemporaine et qui stipule que le prix observé sur un marché reflète toute l'information disponible ; ce prix englobe instantanément les conséquences des événements passés et incorpore les anticipations concernant les événements futurs.

Sur le plan théorique, Fama (1965) est le premier à donner une définition précise d'un marché financier efficient, « *sur un marché efficient, la concurrence que se livre un grand nombre d'opérateurs avisés, crée une situation dans laquelle, à chaque instant, les prix des différentes valeurs reflètent les effets de l'information basée d'une part, sur des événements qui se sont déjà produits et, d'autre part, sur des événements que le marché s'attend à voir dans le futur. En d'autres termes le prix pratiqué est, à tout moment, une bonne estimation de la valeur intrinsèque du titre* ».

[2] Nous ne traiterons pas de l'efficience allocationnelle et opérationnelle.

Par valeur intrinsèque, on fait référence à la notion plus connue de valeur fondamentale. En effet, à la base de la théorie de l'efficience informationnelle des marchés financiers, se trouve l'hypothèse selon laquelle les titres possèdent une vraie valeur, appelée valeur fondamentale. Dans le cadre des actions, la valeur fondamentale est égale à l'espérance mathématique risque-neutre de la valeur actualisée des flux de dividendes distribués par l'entreprise. À noter que le montant des dividendes futurs n'est pas connu, les investisseurs doivent les anticiper sur la base de l'ensemble de l'information dont ils disposent. De fait, selon le principe de l'efficience informationnelle des marchés financiers et dans le cadre où tous les investisseurs achètent et vendent des actions uniquement en fonction des informations disponibles relatives à la valeur fondamentale de l'entreprise, la valeur boursière de l'entreprise sera, par conséquent, égale à sa valeur fondamentale. Il convient maintenant de préciser ce qu'on entend par information disponible.

2 Les trois formes de l'efficience informationnelle

L'une des questions centrales relatives à l'étude des marchés financiers concerne leur degré d'efficience. Fama (1970) distingue trois formes d'efficience informationnelle des marchés financiers selon la nature de l'information qui est supposée être incorporée dans les prix:

La *forme faible* fait référence à l'ensemble des valeurs passées, elle prétend qu'il n'est pas possible de tirer parti des informations passées concernant un actif financier pour prévoir la valeur future de cet actif. Les tests concernant la forme faible visent à vérifier si les historiques de séries de rentabilités permettent de prévoir les rentabilités futures (tests de marche aléatoire).

La *forme semi-forte* renvoie à l'ensemble des informations publiques, elle suppose qu'au moment même où les informations concernant un actif financier sont rendues publiques, celles-ci sont immédiatement intégrées de telle sorte qu'il ne soit pas possible de réaliser un profit, il y a donc ajustement instantané des prix. Les tests doivent déterminer à quelle vitesse s'ajustent les cours boursiers et si le marché est capable d'anticiper certaines informations comme le versement de dividendes.

La *forme forte* s'applique à l'ensemble des informations privées détenues par les producteurs d'informations et les initiés ; elle prétend que la détention d'informations privées ne permet pas de réaliser un profit certain. L'objet de ces tests est d'observer si les personnes

ayant accès à des données privilégiées, en particulier les dirigeants d'entreprises, sont en mesure de dégager des profits nettement supérieurs aux autres agents.

A noter que face à l'abondance des travaux visant à vérifier le concept d'efficience, Fama (1991) modifie sa classification initiale dans la mesure où les tests sur la forme faible sont renommés *tests de prévisibilité des rentabilités* et ne font plus seulement référence aux historiques des séries de rentabilités passées mais également à toutes les autres variables économiques ou financières pouvant être utilisées pour les prévisions des rentabilités futures. Les deux autres modifications ne concernent qu'un changement de dénomination et non une modification du contenu d'information. Les tests concernant les études d'événements remplacent les tests sur la forme semi-forte et les tests sur l'information privée remplacent les tests sur la forme forte.

3 Hypothèses et implications de l'efficience informationnelle

La faculté du marché à transformer l'ensemble de l'information en prix n'est envisageable qu'à condition de faire des hypothèses théorique fortes. Cela implique notamment que les investisseurs aient la capacité cognitive d'utiliser l'information disponible de manière optimale en formant ce qu'on appelle des *anticipations rationnelles*. Cette théorie a d'abord été introduite par Muth (1961), puis popularisée par Lucas (1972). Elle stipule que les anticipations subjectives des valeurs futures des variables économiques et financières, formulées par les investisseurs conditionnellement à l'information dont ils disposent sur les facteurs qui leur semblent déterminer ces variables, coïncident avec les valeurs objectives de ces variables. Autrement dit, cela revient à considérer qu'à tout moment, il existe une correspondance parfaite entre les distributions subjectives et les distributions objectives des probabilités et que par conséquent, les prix intègrent instantanément l'ensemble de l'information disponible. Prenons un exemple avec un actif dont le prix coté aujourd'hui est de 100€. L'investisseur rationnel est en mesure d'anticiper les scénarii possibles concernant l'évolution future du prix de cet actif. Pour simplifier, on supposera qu'il y a deux états de la nature, un favorable et l'autre défavorable. Dans l'état favorable, l'actif vaudra 105€ alors que dans l'état défavorable, ce dernier ne vaudra plus que 96€. L'investisseur est capable d'assigner des probabilités à ces deux scénarii de telle sorte qu'il estime le premier à 70% et le second à 30%. La valeur future anticipée sera donc de $0{,}70 \times 105 + 0{,}30 \times 96 = 102{,}30$€.

Sur la base de son anticipation, l'investisseur achètera l'ensemble des titres qui coteront en dessous de 102,30€ de manière à dégager un profit.

Ainsi, à mesure que les investisseurs vont recevoir de nouvelles informations, ils vont assigner de nouvelles probabilités à leurs scénarii conformément à la règle de Bayes (1763) et feront ensuite des choix visant à maximiser leur utilité. De fait, comme le soulignent Lardic et Mignon (2006), « *un marché ne peut être considéré comme efficient que si les opérateurs sur ce marché ont des anticipations et un comportement rationnel. Remettre en question la notion d'efficience informationnelle revient donc à jeter un doute sur l'hypothèse d'agents rationnels capables de prendre des décisions qui maximiseront leur utilité* ».

Toutefois, la rationalité des agents n'est pas la seule condition nécessaire pour garantir l'efficience informationnelle d'un marché. Dans un contexte où le comportement des agents économiques est modélisé sous la forme d'un problème d'optimisation dans le cadre espérance[3]-variance[4] de Markowitz (1952), la qualité de ces anticipations dépendra aussi bien de l'utilisation du bon modèle d'évaluation du prix des actifs (modèle d'actualisation des dividendes, actualisation des *cash flows*, méthode des comparables…), que de l'accès à l'ensemble de l'information disponible. En effet, il est nécessaire que l'information soit commune, gratuite et accessible à tous les investisseurs (information parfaite).

Par ailleurs, une autre condition nécessaire à l'efficience informationnelle des marchés financiers est l'absence de coûts de transaction ; en présence de coûts de transaction, les agents n'effectueront leurs opérations que si le gain espéré est supérieur au coût et donc, toute opération n'ayant pas la capacité de générer des profits net ne sera pas menée à son terme.

De plus, il faut que le marché soit suffisamment concurrentiel, c'est-à-dire qu'il n'y ait pas de contraintes, comme par exemple sur les ventes à découvert, qu'il soit liquide, c'est-à-dire qu'à tout moment un individu puisse acheter ou vendre n'importe quel actif sans en faire décaler le prix.

Enfin, aucun investisseur ne doit avoir la capacité d'influencer le marché par ses prises de position (atomicité des investisseurs) et ne doit pouvoir cacher ses prises de position (transparence du marché).

Néanmoins, plusieurs de ces hypothèses théoriques semblent éloignées de la réalité, en effet, si à tout moment, les prix reflètent l'ensemble de l'information disponible et les agents forment en permanence des anticipations rationnelles, il devrait s'ensuivre une disparition de la plupart des transactions. En réalité, on observe un léger délai d'incorporation de

[3] L'espérance mathématique est l'équivalent en probabilité de la moyenne d'une série statistique en statistiques.
[4] La variance représente la moyenne des carrés des écarts à la moyenne.

l'information. Si l'on part d'une date *t* où l'on se situe à l'équilibre matérialisé par l'absence de transaction et à une date t + 1, on assiste à la révélation d'une nouvelle information, il faudra attendre la date t + 2 pour que l'investisseur analyse l'information et prenne une décision d'investissement. Enfin, en t + 3, un nouvel équilibre se formera.

4 Les premières critiques de la définition de Fama

Dès le début des années 80, le fait que la valeur boursière reflète uniquement la valeur fondamentale des titres a été remise en cause par les observations des chercheurs qui ont noté des écarts récurrents entre les cours de bourse et la valeur fondamentale des entreprises. Ces disjonctions ont été étudiées en profondeur sous trois aspects différents, à savoir les bulles rationnelles, les parasitages ou la volatilité excessive et enfin, les croyances collectives.

4.1 Les bulles rationnelles

Ce courant de pensée postule que l'écart observé entre ces deux valeurs qualifié de *bulle rationnelle* est imputable au fait que la valeur de l'actif à chaque période est déterminée rétroactivement par sa valeur anticipée à la période suivante et que coexistent des *croyances auto-réalisatrices* différentes propres à chaque investisseur. Cette multiplicité des croyances débouche alors sur une indétermination des cours et une pluralité d'équilibres. Cette argumentation s'est développée après qu'il ait été mis en évidence que le premier modèle d'anticipations rationnelles proposé par Muth (1961) aboutissait à un équilibre unique grâce à des hypothèses particulières[5]. Hormis ce cas précis, on observe que les modèles linéaires d'anticipations rationnelles admettent, en général, une infinité d'équilibres. En effet, on a obtenu une multiplicité d'équilibres à partir du moment où l'on a construit des modèles plus dynamiques dans lesquels, à chaque période, la variable endogène ne dépendait plus simplement de son anticipation passée concernant sa valeur présente, mais des anticipations passées et présentes concernant sa valeur présente et future. Plusieurs travaux menés dans ce domaine, notamment par Blanchard et Watson (1984), montrent que les bulles peuvent être compatibles à la fois avec le concept d'anticipations rationnelles des investisseurs. Ils

[5] Shiller (1978) et Blanchard (1979) soulignent que le modèle linéaire employé par Muth (1961) fait l'hypothèse que la variable endogène analysée ne dépend que de l'anticipation faîte à la période antérieure (date t-1) concernant sa valeur actuelle (date t).

montrent que sur le sentier temporel de la bulle, les investisseurs conservent un comportement rationnel, dans le sens où chaque opérateur compare systématiquement son espérance de gain et la perte probabilisée de capital associée à l'éclatement de la bulle. Le comportement de l'investisseur dépendra donc de sa conception du cours d'équilibre correspondant aux fondamentaux, à l'évolution de la valeur de l'actif (poursuite de la bulle), mais aussi de sa probabilité subjective de s'effondrer. Toutefois, il faut noter qu'ils ne fixent pas de limite de temps. Une bulle ne peut exister en horizon fini puisque sa valeur actuelle n'est autre que sa valeur finale actualisée (qui doit être différente de 0).

4.2 Parasitages ou volatilité excessive

Ces concepts renvoient à l'idée qu'au-delà de la volatilité intrinsèque qui correspond à la fluctuation des *cash flows* attendus, on voit apparaître un autre type de risque propre aux fluctuations du cours futur du titre. En fait, il apparaît que le cours de bourse serait différent de ce qu'il aurait dû être au regard de la valeur fondamentale en raison de la présence sur le marché d'investisseurs mal informés sur la réalité économique et commerciale des sociétés cotées et n'intervenant que sur la base de rumeurs ou de bruits. Ces derniers parasiteraient par leurs achats et leurs ventes non-fondés, les transactions des investisseurs instruits. Cette théorie implique donc que tout écart à la valeur fondamentale résulterait de ces parasitages. Keynes (1936) est le premier à formuler cette intuition en évoquant le fait que l'écart entre le prix de marché et la valeur fondamentale résulte de comportements irrationnels, qu'il appelle *les instincts animaux*, de certains agents que l'on qualifie aujourd'hui de *noise traders*. Ce courant de pensée s'oppose donc à la notion d'efficience des marchés et au concept de rationalité des agents.

4.3 Les croyances collectives

Le point commun des deux précédentes analyses est de s'appuyer sur le présupposé d'une valeur fondamentale exogène à l'égard du marché. Toutefois, un courant de pensée fait apparaître que ce référent exogène n'est en fait que de l'agrégation d'opinions individuelles qui se concentrent arbitrairement en fonction de phénomènes tels que le climat économique et social ou encore les récentes performances boursières. Plus encore, on suppose que même si les individus ont au départ des opinions personnelles propres, ces dernières sont susceptibles de se modifier et de se transformer en leur exact contraire. Orléan (1999) souligne que le prix

qui s'établit sur les marchés financiers n'est donc pas le produit de la valeur fondamentale mais celui de croyances collectives et aborde d'ailleurs, la question de la production de ses croyances collectives. Il distingue trois types de stratégies, chacune étant associée à un type de rationalité spécifique. Dans la première stratégie, correspondant à la rationalité fondamentaliste, l'intervenant cherchera la valeur fondamentale sous-jacente pour prendre des décisions. La deuxième stratégie, dite spéculative, est fondée sur une rationalité stratégique et consiste à connaître l'avis des autres en supposant que ces derniers ont des informations pertinentes sur la valeur fondamentale. Dans le cadre de la troisième stratégie, on suppose que tous les individus sont convertis à la stratégie spéculative. La rationalité devient alors autoréférentielle et aboutit au fait que l'on cherche à connaître l'opinion des autres sans se soucier du bien-fondé de ces opinions. De manière générale, le fait d'adopter l'opinion collective en délaissant son opinion privée n'a rien d'irrationnel. Au contraire, l'apprentissage peut alors apparaître comme un processus dynamique efficace puisqu'en moyenne les individus optent le plus souvent pour la bonne opinion. Ainsi, la propriété d'efficience informationnelle du marché fonctionnerait correctement, mais la notion de valeur fondamentale exogène aurait disparue.

Cette multiplication des critiques à l'encontre des travaux de Fama (1965, 1970) a conduit les chercheurs à proposer de nouvelles interprétations de l'efficience informationnelle et à faire émerger une nouvelle définition moins restrictive, plus pragmatique et qui soit susceptible de limiter les controverses, à savoir celle de Jensen (1978).

5 L'efficience informationnelle selon Jensen

Plusieurs chercheurs ont tenté d'améliorer la définition initiale proposée par Fama (1965) comme Latham (1986) ou Beaver (1991). Latham (1986) note que les marchés financiers sont efficients par rapport à une information précise si le fait de révéler cette information à tous les agents ne modifie ni l'équilibre des prix, ni celui des portefeuilles. Beaver (1981) définit le concept d'efficience par rapport à l'ensemble des signaux donnés par le marché. Il considère qu'un marché financier est efficient par rapport à un signal si la configuration des titres est identique à ce qu'elle aurait été dans une économie où chaque agent reçoit à la fois le signal en question et des informations privilégiées.

De manière littéraire, l'idée générale de l'efficience est que si les prix reflètent pleinement l'information disponible, tous les événements futurs dont dépendent les profits des

entreprises sont identifiés, tout comme leurs conséquences. Il s'ensuit que les mouvements de prix ne sont dus qu'à la prise en compte instantanée, d'informations non encore connues ou anticipées et ne dépendent donc pas des rentabilités passées.

D'un point de vue mathématique, il est possible de rapprocher la théorie de l'efficience informationnelle et le modèle de marche au hasard introduit au début du 20ème siècle. En effet, les variations de prix, autrement dit les rentabilités, sont imprévisibles puisque tous les événements connus et anticipés sont déjà pris en compte dans les cours actuels, il est donc impossible de prévoir les rentabilités futures à partir des rentabilités passées. En d'autres termes, les prix suivent une marche au hasard et les rentabilités sont assimilées à un processus de bruit blanc, c'est-à-dire à un processus de moyenne nulle, de variance constante et dont les valeurs ne sont pas autocorrélées.

Néanmoins, suite aux violations empiriques de l'indépendance des rentabilités, le modèle de marche au hasard est apparu comme trop restrictif, ce qui a conduit les chercheurs à préférer le modèle de martingale introduit par Samuelson (1965). En effet, même si ce modèle n'interdit pas la dépendance entre les rentabilités successives, contrairement au modèle de marche au hasard, il implique tout de même l'impossibilité de tirer parti d'un écart entre le prix observé sur un marché et la valeur fondamentale.

Par la suite, ce modèle a amené Jensen (1978) à proposer une définition plus pragmatique de l'efficience informationnelle et qui, aujourd'hui encore, est largement adoptée par les chercheurs et praticiens. « *Sont maintenant réputés efficients les marchés sur lesquels les prix des actifs cotés intègrent les informations les concernant de telle manière qu'un investisseur ne peut, en achetant ou en vendant cet actif, en tirer un profit supérieur aux coûts de transaction engendrés par cette action […]. Par profit, on entend le taux de rentabilité ajusté du risque et net de tout* ». Jensen (1978) va plus loin dans son analyse de l'efficience informationnelle en soulignant également que « *dans un marché efficient, toute prévision dégage un profit nul. On peut prévoir, mais le profit est nul étant donné qu'il existe des frais (récolte de l'information, maintien d'une présence sur le marché…)* ». De fait, au sens de Jensen (1978), l'efficience informationnelle ne signifie pas qu'il soit impossible de prévoir l'évolution des cours boursiers mais qu'il soit simplement impossible d'en tirer profit compte tenu des coûts subis par les investisseurs. En d'autres termes, en utilisant aussi bien l'information passée, publique ou privée, un investisseur ne pourra réaliser de profit. C'est donc logiquement que les tests empiriques ont eu pour objectif d'évaluer la capacité des investisseurs à battre le marché.

.

6 La validation empirique dans le cadre des marchés boursiers

Bien que la théorie de l'efficience informationnelle ait acquis un large crédit dans les années 80, l'émergence des diverses crises, celle de la bulle internet et plus récemment, celle des crédits hypothécaires américains, ravivent de façon continue le débat de la rationalité des individus et l'hypothèse selon laquelle les cours reflètent à tout moment la valeur fondamentale des titres. Par ailleurs, même si la théorie de l'efficience informationnelle n'a cessé d'être testée dans le cadre des marchés boursiers depuis près de 50 ans, aucune conclusion tranchée concernant sa validité empirique n'a été mise en évidence comme le remarquent Gillet et Szafar (2004) ou encore Mignon (2008). Cette incapacité à établir un consensus s'explique par divers facteurs propres aux marchés boursiers.

Pour commencer, dans le cadre des marchés boursiers, il convient de souligner que la notion d'efficience informationnelle est toujours définie en référence à un modèle d'évaluation et de formation des prix (p. 19). Dans le cadre des marchés à horizon infini tels que le marché des actions ou celui des changes, la rentabilité anormale, c'est-à-dire l'écart entre la rentabilité réellement obtenue par les investisseurs et une rentabilité théorique qu'ils pouvaient espérer en utilisant leur évaluation préalable de la valeur fondamentale, n'est évidemment pas observable. Il est clair qu'on ne peut parler de rentabilité anormale sans faire d'hypothèses précises sur le modèle d'évaluation de la valeur fondamentale (modèle d'actualisation des dividendes, actualisation des *cash flows*, méthode des comparables pour le marchés des actions, modèle de la parité des pouvoir d'achat, de la parité des taux d'intérêt ou BEER pour le marché des changes). Ainsi comme le souligne Lardic et Mignon (2006), « *la conséquence essentielle d'une telle approche est que l'on ne peut prétendre tester réellement l'efficience. On teste en effet inévitablement l'hypothèse jointe de la validité du modèle de formation des cours et l'efficience. Dès lors, si une hypothèse est rejetée, comment déterminer si ce rejet provient d'une inefficience du marché ou bien d'une mauvaise spécification du modèle de formation des cours ?* ». Le même problème se retrouve dans les marchés à horizon fini comme par exemple, dans le cadre du marché des dérivés actions (aussi appelé options sur actions), qui est lui aussi très complexe et où les modèles d'évaluation du prix des actifs divergent avec d'un côté les modèles avec des rendements supposés normaux comme Black et Scholes (1973) ou bien les modèles avec sauts comme celui de Kou (2002).

Par ailleurs, même si les données sont faciles d'accès dans le cadre des marchés à horizon infini, elles sont nettement plus difficiles à récupérer dans le cadre des marchés à horizon fini et plus précisément les options. A titre d'exemple, Broadie et al. (2009),

remarquent qu'on retrouve souvent un manque d'observations pour les options qui sont, soit extrêmement en dehors de la monnaie, soit extrêmement en dedans. De même, le problème du *Peso*[6] souvent mentionné dans les études du marché des dérivés à l'image de Bondarenko (2003) ou encore Santa-Clara et Saretto (2009).

Un autre facteur pouvant expliquer la diversité des résultats concerne la multiplicité des méthodologies utilisées. En effet, on peut souligner que les premiers tests économétriques mis en pratique au début des années 80 étaient peu puissants et se sont rapidement complexifiés avec le développement de logiciels très précis tels que Stata, Eviews ou encore Gretl.

Conclusion

La première définition très théorique et restrictive de Fama (1965) d'un marché efficient s'est rapidement heurtée à un certain nombre de critiques de la part des praticiens qui ont identifié des écarts récurrents entre les cours de bourse et la valeur fondamentale des titres. Ces disjonctions ont été étudiées en profondeur sous trois aspects différents, à savoir les bulles rationnelles, les parasitages ou la volatilité excessive et enfin les croyances collectives. Cette multiplication des critiques à l'encontre des travaux de Fama (1965, 1970) a conduit les chercheurs et praticiens à se tourner vers une définition moins contraignante susceptible de limiter les controverses, à savoir la définition de Jensen (1978). Cette dernière n'implique pas qu'il est impossible de prévoir l'évolution des cours boursiers mais simplement qu'il est impossible d'en tirer un profit compte tenu des coûts subis par les investisseurs. Toutefois, même si la théorie de l'efficience informationnelle n'a cessé d'être testée depuis plus de 50 ans dans le cadre des marchés boursiers de différentes manières, aucune conclusion tranchée concernant sa validité empirique n'a été mise en évidence. Le fait est que les marchés boursiers présentent de nombreux désavantages pour servir de support visant à tester la théorie de l'efficience informationnelle et aboutir à des résultats unanimes. Heureusement, cette difficulté peut être contournée dans la mesure où l'attrait de la définition de l'efficience informationnelle est qu'elle ne concerne pas uniquement les marchés boursiers mais fait référence à l'ensemble des marchés spéculatifs y compris le marché des paris sportifs qui va constituer notre objet d'étude. Dans le second chapitre, nous montrerons que ce dernier offre

[6] Le problème du *Peso* réfère à une situation où un événement rare mais pouvant avoir beaucoup d'importance n'est pas présent dans un échantillon de données.

un cadre d'observations simplifié suffisamment proche des marchés boursiers pour tester la théorie de l'efficience informationnelle et comparer les résultats obtenus dans ces deux domaines.

Références du chapitre 1

Bayes T. (1763), « An Essay towards Solving a Problem in the Doctrine of Chances », *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, vol. 53, pp. 370-418.

Beaver W.H. (1981), « Market Efficiency », *The Accounting Review*, vol. 56(1), pp. 23-37.

Black F. et Scholes M. (1973), « The Pricing of Options and Corporate Liabilities », *Journal of Political Economy*, vol. 81, pp. 637-654.

Blanchard O.J. (1979), « Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations », *Economic Letters*, vol. 3, pp. 387-389.

Blanchard O.J. et Watson M.V. (1984), « Bulles, Anticipations Rationnelles et Marchés Financiers », *Annales de L'Insee*, vol. 54, pp. 1305-1311.

Bondarenko O. (2003), « Why are Put Options So Expensive? », Working paper presented at the *American Finance Association*, San Diego, CA. http://ssrn.com/abstract=375784

Broadie M., Chernov M. et Johannes M. (2009), « Understanding Index Option Returns », *Review of Financial Studies, Oxford University Press for Society for Financial Studies*, vol. 22, (11), pp. 4493-4529.

Fama E.F. (1965), « The Behavior of Stock Market Prices », *Journal of Business*, vol. 38 (1), pp. 35-105.

Fama E.F. (1970), « Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work », *Journal of Finance*, vol. 25 (2), pp. 383-417.

Fama E.F. (1991), « Efficient Capital Markets: II », *Journal of Finance*, vol. 46 (5), pp. 1575-1617.

Gillet R. et Szafar A. (2004), « Marchés Financiers et Anticipations Rationnelles », *Reflets & Perspectives de la Vie Economique*, TOME XVLIII.

Jensen M.C. (1978), « Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency », *Journal of Financial Economics*, vol. 6, pp. 95-101.

Keynes J.M. (1936), « The General Theory of Employment, Interest and Money », The Collected Writings of John Maynard Keynes, vol. VII, London, Macmillan, 1973 (première publication 1936).

Kou S. (2002), « A Jump Diffusion Model for Option Pricing », *Management Science*, vol. 48, pp. 1086-1101.

Lardic S. et Mignon V. (2006), *L'Efficience Informationnelle des Marchés Financiers*, Repères, La Découverte, Paris.

Latham M. (1986), « Informational Efficiency and Information Subsets », *Journal of Finance*, vol. 41 (1), pp. 39-52.

Lucas R.E. (1972), « Expectations and the Neutrality of Money », *Journal of Economic Theory*, vol. 4, pp. 103-124.

Markowitz H. (1952), « Portfolio Selection », *Journal of Finance*, vol. 7 (1), pp. 77-91.

Mignon V. (2008), « Les ambigüités de la théorie de l'efficience informationnelle », dans Regards Croisés sur l'Economie, n°3.

Muth J.F. (1961), « Rational Expectations and the Theory of Price Movements », *Econometrica*, vol. 29, pp. 315-335.

Orléan A. (1999), *Le Pouvoir de la Finance*, Ed. Odile Jacob.

Roberts H.V. (1959), « Stock Market “Patterns” and Financial Analysis: Methodological Suggestions », *Journal of Finance*, vol. 14 (1), pp. 1-10.

Samuelson P.A. (1965), « Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly », *Industrial Management Review*, vol. 6 (2), pp. 41-49.

Santa-Clara P. et Saretto, A. (2009), « Option Strategies: Good Deals and Margin Calls », *Journal of Financial Markets*, vol. 12 (3), pp. 391-417.

Shiller R. (1978), « Rational Expectations and the Dynamic Structure of Rational Expectations Models: a Critical Review », *Journal of Monetary Economics*, vol. 4, pp 1-44.

CHAPITRE 2

Le marché des paris sportifs : un cadre d'observations simplifié proche des marchés boursiers

Introduction

Dans le chapitre 1, nous avons constaté que les marchés boursiers ne constituaient pas un support approprié pour tester la théorie de l'efficience informationnelle et aboutir à des résultats unanimes concernant sa validité empirique. Heureusement, cette difficulté peut être contournée dans la mesure où l'attrait de la définition de l'efficience informationnelle est qu'elle ne concerne pas uniquement les marchés boursiers mais fait référence à l'ensemble des marchés spéculatifs y compris le marché des paris sportifs. Dans la première section de ce chapitre, après avoir présenté le marché des paris sportifs, nous montrerons que contrairement aux marchés boursiers, ce dernier constitue un cadre d'observations simplifié offrant un certain nombre d'avantages pratiques pour tester la théorie de l'efficience informationnelle. Puis, nous verrons que ce marché présente de nombreuses similarités avec les marchés boursiers en ce qui les caractéristiques des actifs traités (section 2), les modes d'organisation (section 3) et enfin le type des intervenants ainsi que les règles auxquelles ces derniers sont soumis (section 4). Ainsi, dans les autres chapitres, nous pourrons utiliser les résultats obtenus dans le cadre du marché des paris sportifs pour infirmer ou confirmer ceux recensés dans le cadre des marchés boursiers.

1 Le marché des paris sportifs : un cadre d'observations simplifié

Nous commencerons par présenter le marché des paris sportifs avant de montrer en quoi ce dernier offre un certain nombre d'avantages pratiques pour tester la théorie de l'efficience informationnelle.

1.1 La présentation du marché des paris sportifs

La notion de pari sportif est assez simple à comprendre. Il existe, essentiellement dans le monde anglo-saxon, des possibilités de parier sur des résultats sportifs. Cette pratique est, pour des raisons morales et législatives, très réduite dans les pays latins[7]. Néanmoins, en Grande-Bretagne, dans les pays scandinaves (Norvège, Suède, Danemark), ou encore en Asie (Hong Kong), il est possible, légal et courant de parier sur le résultat de n'importe quel

[7] Même si la législation européenne tend aujourd'hui à permettre la mise en place de tels paris dans tous les pays de l'Union. Exemple : en France, depuis juin 2010, les paris sportifs sont légalisés.

événement sportif chez un *bookmaker*. Des sites internet se sont développés récemment. Les parieurs les utilisent très fréquemment et cela constitue aujourd'hui une véritable industrie. L'univers des paris sportifs peut sembler assez lointain des marchés financiers. Pourtant, même si les sites de paris en ligne proposent un service, c'est-à-dire qu'ils offrent la possibilité aux parieurs de placer un pari sur des domaines multiples tels que le sport, la politique ou encore la météorologie, ils ont avant tout créé un vaste marché de l'information très proche de celui des marchés boursiers. En effet, l'opinion des parieurs est consultable par tous et il est donc facile de collecter des consensus. A titre d'exemple, le site www.intrade.com permet à chacun de consulter la probabilité assignée par les parieurs à un scénario de retour en récession de l'économie américaine l'année prochaine.

1.2 Les avantages pratiques du marché des paris sportifs pour tester la théorie

Face aux difficultés rencontrées dans la mise en place des tests d'efficience des marchés boursiers et dans leurs interprétations (pp. 24-25), le marché des paris sportifs apparait comme un cadre d'observations simplifié offrant un certain nombre d'avantages pratiques. En premier lieu, Thaler et Ziemba (1988) remarquent que les paris sportifs et les dérivés ont l'avantage d'avoir une durée de vie clairement définie, on sait à partir de quel moment leur valeur devient certaine. L'absence de cette propriété est notamment un des facteurs engendrant des difficultés dans les tests de rationalité des agents sur le marché des actions où la valeur des actifs dépend des anticipations des investisseurs sur les résultats futurs des entreprises.

En deuxième lieu, dans le cadre des paris sportifs, les échantillons de données sont extrêmement complets ce qui n'est pas le cas du marché des dérivés. Par exemple, dans le cadre des matchs de tennis, le site www.tennis-data.co.uk offre un accès gratuit, depuis 2001, à plus de 40 000 matchs du circuit professionnel masculin. Cette multitude de données permet d'éviter le problème du *Peso*[8] souvent mentionné dans les études du marché des dérivés, par exemple, on peut se référer à Bondarenko (2003) ou encore Santa-Clara et Saretto (2009). Une autre critique repose sur l'absence de diversité des données recensées sur le marché des options. On retrouve souvent un manque d'observations pour les options qui sont, soit extrêmement en dehors de la monnaie, soit extrêmement en dedans, comme dans l'étude de Broadie et al. (2009). Ce constat n'est pas vérifié dans le cadre du marché des paris sportifs.

[8] Ce problème réfère à une situation où un événement rare mais pouvant avoir beaucoup d'importance n'est pas présent dans un échantillon de données.

Par exemple, dans le cas du tennis, il n'est pas étonnant de voir se disputer aux premiers tours des tournois, un match, opposant une tête de série, qui aura le statut de favori incontournable, à un outsider issu des qualifications et peu connu du public. Dans cette situation, la probabilité que la tête de série gagne, sera extrêmement élevée (option très en dedans) et à l'inverse, la probabilité que l'outsider gagne, sera très faible (option très en dehors).

En troisième lieu, un point important réside dans le fait que le comportement des parieurs est plus facile à appréhender que celui des investisseurs. Le choix de ces derniers est affecté par de nombreux facteurs exogènes tels que les perspectives de croissance, de résultats, les taux de change ou les taux d'intérêt. Par ailleurs, ces paramètres ont un impact variable au cours du temps qui est fonction du focus du moment. De même, les analystes financiers influencent significativement le comportement des investisseurs à travers les médias (TV, presse, internet). A l'inverse, dans le cadre du marché des paris sportifs, moins de facteurs exogènes influencent le choix des parieurs, de même, les médias ne s'intéressent que de manière limitée à ce marché, ce qui en fait un cadre d'étude offrant des conditions proches de celles de laboratoire.

Par la suite, nous observerons que le marché des paris sportifs est suffisamment proche des marchés boursiers pour pouvoir être utilisé dans le cadre de l'analyse de l'efficience informationnelle et servir de point de comparaison. Pour commencer, nous identifierons les caractéristiques des actifs traités sur le marché des paris sportifs et sur les marchés boursiers, nous verrons ensuite comment sont organisés ces marchés, quels en sont les intervenants et les règles auxquels ils sont soumis.

2 Les caractéristiques des actifs traités : similitudes entre paris sportifs et dérivés

Les marchés boursiers font référence à plusieurs classes d'actifs qui sont susceptibles d'avoir un horizon de vie infini comme les actions, les devises ou bien fini, comme les obligations ou les dérivés. Toutefois, parmi les différents actifs traités sur les marchés boursiers, les dérivés sont les actifs qui se rapprochent le plus des paris sportifs. Thaler et Ziemba (1988) notent que les paris sportifs et les options sont des actifs dont la valeur est connue, on sait à partir de quand leur valeur devient certaine contrairement aux actions.

Figlewski (1989) fait d'ailleurs remarquer que les options très en dehors de la monnaie offrent des payoffs comparables à ceux de certains paris risqués, à savoir une mise de départ faible et une possibilité de gain très substantiel.

Levitt (2004) souligne que les options, les paris sportifs et tout actif ayant une valeur fixée à échéance peut être défini comme un jeu à somme nulle avec un investisseur de chaque côté de la transaction ayant un intérêt contradictoire. De plus, il est possible d'associer les paris sportifs à des options digitales, c'est-à-dire des options qui garantissent un capital lorsque le sous-jacent est en-dessous ou au-dessus d'un certain seuil et n'offrent rien quand le seuil n'est pas atteint. Par exemple, dans les courses de chevaux, le sous-jacent sera le cheval que l'on a choisi et le seuil correspondra à sa victoire (exemple du *Call* sur ce cheval).

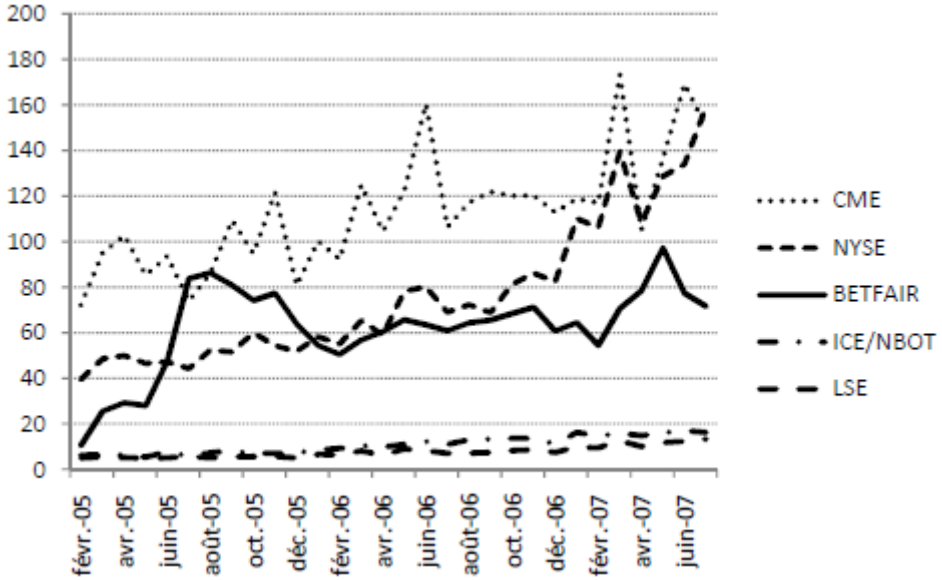
Sur le plan des dérivés de crédit, Vecer, Ichiba et Laudanovic (2006) ont été les premiers à faire un lien direct entre les *Credit Default Swap* et les paris sportifs. Dans leur analyse, ils se placent à la fois dans le cadre du *pricing* des scores des matchs de football et des alternatives (Victoire – Match nul – Défaite) et montrent qu'un but marqué pendant le déroulement d'un match peut être perçu comme un événement de défaut et l'intensité de marquer un but peut être assimilée à l'intensité d'*upgrade* ou de *downgrade* d'un *CDS*.

Hodges, Tompkins et Ziemba (2003) sont les premiers à avoir appliqué aux options (dérivés sur indices et devises) des tests empiriques initialement utilisés sur les paris sportifs. Ces derniers analysent les rendements associés à plusieurs groupes d'options formés en fonction du delta (probabilité implicite d'être dans la monnaie à maturité). Ils observent notamment que les rendements des groupes d'options ayant un delta élevé sont supérieurs aux groupes d'options ayant un delta faible, ce phénomène est à mettre en parallèle avec une anomalie bien connue dans le cadre du marché des paris sportifs, à savoir le *Favourite Longshot Bias*, c'est-à-dire qu'en règle générale, le rendement associé aux favoris est supérieur aux rendements associés aux outsiders.

Concernant maintenant le nombre de transactions exécutées, on peut souligner qu'avec un grand nombre de parieurs et de faibles montants misés, le marché des paris sportifs n'a rien à envier aux marchés boursiers comme le montre l'étude de Roman (2007)[9]. Si l'activité du site de paris en ligne Betfair génère moins de trades que le CME, elle en génère plus que le LES ou le NBOT. Son activité est tout à fait comparable à celle d'un marché de taille moyenne.

[9] Les données sont disponibles sur le blog midas.org à l'adresse suivante : www.midasoracle.org/2007/08/23/does-betting-exchange-betfair-handle-more-daily-trades-than-the-new-york-stock-exchange/

Graphique 1 : Nombre de transactions exécutées chaque mois (en millions)

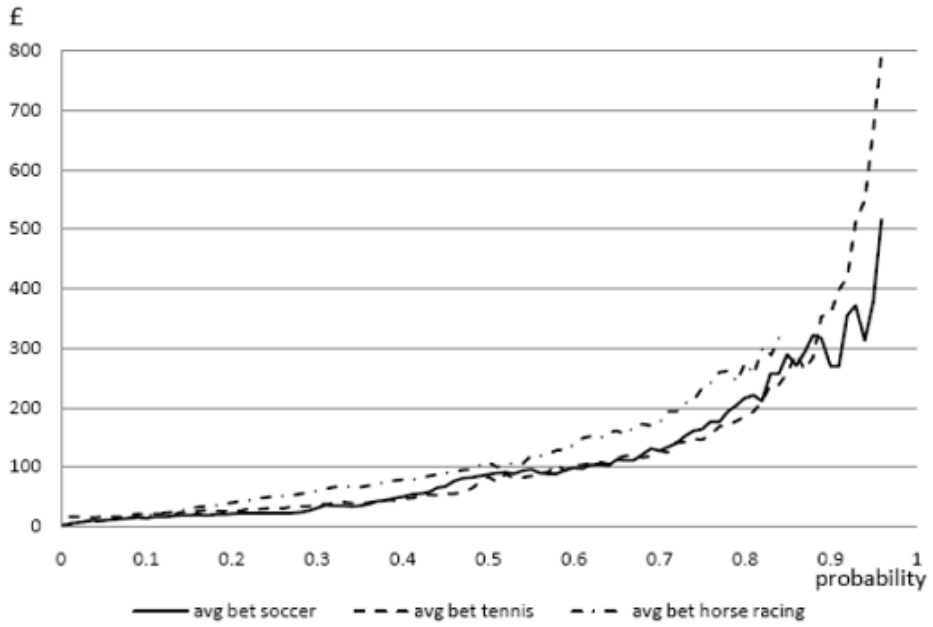


Ce constat prouve que, tout comme les marchés boursiers, le marché des paris sportifs est extrêmement liquide. De fait, un parieur ayant pris une position peut, à tout moment, la revendre. Cela est d'autant plus vrai que lorsqu'un pari est ouvert, la cotation ne s'arrête quasiment jamais[10] jusqu'à la fin de l'événement, il est donc possible de prendre une position à n'importe quelle heure du jour ou de la nuit et de la revendre.

Pour finir notre analyse sur les caractéristiques des actifs traités, on peut souligner que Kopriva (2009) montre que les volumes de paris sont concentrés sur les alternatives présentant le moins de risque, à savoir celles qui ont une probabilité implicite élevée. Plus précisément, il montre que les volumes traités sont fonction de la cote de chaque pari. Plus la probabilité implicite associée à un pari est élevée (plus la cote est faible), plus le volume moyen traité associé à ce pari est important comme le montre le graphique 2. Ce constat est également caractéristique des marchés boursiers où les actifs les plus échangés sont les actifs les moins risqués, à savoir les obligations étatiques. A titre d'exemple, il n'est pas rare d'enregistrer des transactions de plusieurs centaines de millions de dollars sur les obligations du trésor américain alors que cela est inhabituel sur le marché des actions, caractérisé par une volatilité nettement plus élevée.

[10] Les cotations sont interrompues pendant quelques instants uniquement en cas de modifications significatives des paramètres. Par exemple, lorsqu'un but intervient dans un match de football.

Graphique 2 : Volumes moyens traités pour chaque niveau de probabilité implicite dans le cadre des matchs de tennis, football et courses de chevaux.



Source : KOPRIVA F. (2009), « Risk aversion estimates from Betfair Bettings Markets », www.smu.ca/iarepsabe09/documents/KOPRIVA-A.pdf

Après avoir observé que les caractéristiques des actifs traités sur le marché des paris sportifs et sur les marchés boursiers étaient relativement similaires, nous allons maintenant voir ce qu'il en est pour les modes d'organisation.

3 La parallèle entre les modes d'organisation

Nous allons passer en revue les différents modes d'organisation des marchés boursiers d'une part et du marché des paris sportifs, d'autre part, afin de mettre en exergue les similitudes et divergences qui peuvent exister entre ces deux domaines.

3.1 Le cas du marché des marchés boursiers

Dans le cadre des marchés boursiers, les différentes classes d'actifs sont négociées sur deux catégories de marché. On distingue *les marchés dirigés par les prix* des *marchés dirigés par les ordres*.

3.1.1 Les marchés dirigés par les prix

Dans le cadre des marchés dirigés par les prix comme le marché des changes ou bien le Nasdaq, les ordres d'achat et de vente ne sont pas transmis de manière immédiate, l'information sur le niveau de prix est préalablement requise. Des intervenants, communément appelés *market-makers*, ont pour mission d'informer les investisseurs sur les niveaux de prix qu'ils pratiquent et d'accepter ensuite toute transaction à ces niveaux de prix pour des quantités qui doivent toutefois se situer dans un ordre de grandeur standard (ex : 1 à 10 millions sur le marché des changes). Ces *market-makers*, à la fois acheteurs et vendeurs potentiels, ne peuvent pratiquer le même prix dans les deux sens. Ils affichent, pour chaque demande, deux prix, le prix auquel ils sont prêts à acheter, le plus faible (*bid*) et le prix auquel ils sont prêts à vendre, le plus élevé (*ask*). A noter que lorsque les quantités demandées par les investisseurs dépassent les normes standards, le *market-maker* va élargir la fourchette de prix (*bid-ask spread*) qu'il propose. Cette fourchette représente donc un coût implicite supporté par les investisseurs et est légitimé par un certain nombre de coûts subis par le *market-maker*[11].

3.1.2 Les marchés dirigés par les ordres

On distingue également les marchés dirigés par les ordres : les ordres d'achats et de ventes émanent des investisseurs finaux, il n'y a pas d'intermédiaires comme c'est le cas dans les marchés dirigés par les prix. Les cours résultent donc de la confrontation directe de l'offre et de la demande de titres. Historiquement, les bourses de valeurs ont été organisées selon ce mode de négociation encore en vigueur aujourd'hui sur la plupart des places mondiales, on peut citer comme exemple les bourses de Paris, Francfort ou bien encore Tokyo.

3.2 Le cas du marché des paris sportifs

Le marché des paris sportifs est organisé de quatre manières différentes. Néanmoins, avant d'entrer dans les détails, il convient de définir deux termes essentiels :

- *Une cote* : coefficient multiplicateur associé à la mise du parieur. Une cote de 2/1 implique que le parieur peut, en cas de gain, multiplier sa mise par 2. La cote a également un rôle

[11]Voir Hamon (1997).

informationnel dans la mesure où elle constitue une estimation de la probabilité de gagner du joueur. Une côte de 2/1 implique que la probabilité estimée de gagner du parieur est de 50% (inverse de la cote, à savoir ½ = 0,50). Par la suite, nous verrons que cette cote peut être établie de différentes manières. Elle sera fixée par le *bookmaker* (côté offre) dans le cadre des *cotes fermes* et des *paris sur les écarts*, ou bien elle résultera d'une confrontation directe (***indirecte***) entre l'offre et la demande dans le cadre des *échanges de paris (**pari-mutuels**).*

- *Un pari* : mise monétaire placée dans l'espoir de la réalisation d'une alternative d'un événement particulier (exemple : dans un match de football opposant une équipe A et B, on va parier que l'équipe A gagne le match 3-2). Le gain brut attendu en cas de réalisation de cette alternative est égal au produit de la mise multiplié par la cote. Enfin, le gain net est obtenu en soustrayant la mise au gain brut.

3.2.1 Les cotes fermes (Fixed Odds)

En général, lorsque l'on parle de paris sportifs, on fait référence au système des *Fixed Odds*, que l'on peut traduire par *cotes fermes*. Dans ce système, plusieurs *bookmakers* sont en concurrence sur un même événement et vont devoir proposer les cotes les plus attractives sur chaque alternative pour séduire les parieurs. Dans cette configuration, lorsqu'un parieur place un pari chez un *bookmaker*, ce dernier s'engage à ce que la cote retenue dans le calcul des gains éventuels du parieur reste inchangée quelles que soit les diverses informations qui peuvent être dévoilées après le placement du pari, d'où le terme de cotes fermes. On peut formaliser cette situation de la manière suivante :

On se situe dans le cadre d'un jeu simple à 2 périodes (0 et 1), en t_0, l'individu va placer sa mise et en t_1, il observe le résultat de son pari. Soit $e = 1,\ldots, E$; les alternatives sur lesquelles il est possible de parier dont on suppose qu'elles forment un système complet. Soit $\pi(e)$, la probabilité que l'alternative e se réalise, alors on a :

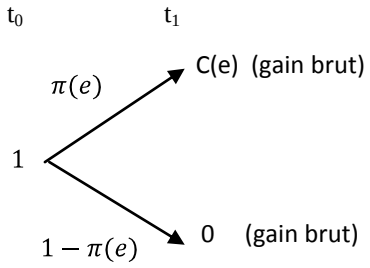
$$\pi(e) > 0 \quad et \quad \sum_{e=1}^{E} \pi(e) = 1 \qquad (1)$$

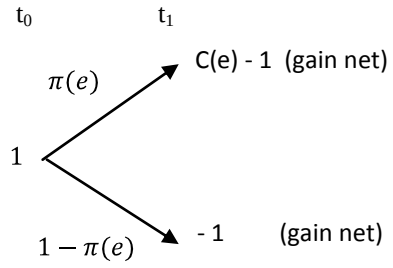
Dans ces conditions, si l'on définit la cote et la mise du parieur sur l'alternative e respectivement par $C(e)$ et $M(e)$, selon le scénario S, qui peut être gagnant G ou perdant P, le gain brut $GB_p^S(e)$ et le gain net $GN_p^S(e)$ seront égaux à :

$$GB_p^G(e) = M(e) \times C(e) \quad ; \quad GB_p^P(e) = 0 \tag{2}$$

$$GN_p^G(e) = M(e) \times C(e) - M(e) \quad ; \quad GN_p^P(e) = -M(e) \tag{3}$$

Les équations (2) et (3) sont schématisées ci-dessous en prenant M(e) = 1 :





L'espérance de gain brut, $E[GB_p(e)]$ et l'espérance de gain net d'un parieur, $E[GN_p(e)]$, seront donc égales à :

$$E[GB_p(e)] = \pi(e) \times M(e) \times C(e) \tag{4}$$

$$E[GN_p(e)] = \pi(e) \times M(e) \times (C(e) - 1) + (1 - \pi(e)) \times -M(e) \tag{5}$$

En normalisant la mise à 1 unité, on obtient :

$$E[GB_p(e)] = \pi(e) \times C(e) \tag{6}$$

$$E[GN_p(e)] = \pi(e) \times (C(e) - 1) + (1 - \pi(e)) \times -1 \tag{7}$$

L'espérance de gain net d'un *bookmaker*, $E[GN_b(e)]$, qui a reçu une mise $M(e) \geq 0$ sur toutes les alternatives d'un événement est donc :

$$E[GN_b(e)] = \sum_{e=1}^{E} M(e) - \sum_{e=1}^{E} \pi(e) \times M(e) \times C(e) = \sum_{e=1}^{E} M(e) \times (1 - \pi(e)) \times C(e)) \tag{8}$$

Si la cote est exactement égale à l'inverse de la probabilité de réalisation de l'alternative *e*, on a :

$$C(e) = \frac{1}{\pi(e)} \tag{9}$$

Ce que l'on peut appeler une cote actuarielle. Si cette dernière relation est vérifiée, l'espérance de gain net du *bookmaker* est nulle et il en sera de même pour l'espérance de gain net du parieur (l'espérance de gain brut du parieur sera égale à sa mise). On comprend bien que le *bookmaker* ne pourra avoir une espérance de gain net positive qu'à condition que :

$$C(e) < \frac{1}{\pi(e)} \tag{10}$$

Il fixera donc une cote inférieure, $C'(e)$, qui sera associée à une probabilité implicite de gagner supérieure, $\pi'(e)$, de manière à ce que :

$$C'(e) = \frac{1}{\pi'(e)} < \frac{1}{\pi(e)} \tag{11}$$

En d'autres termes, le *bookmaker* va volontairement surestimer les probabilités d'occurrence des alternatives de telle sorte que :

$$\sum_{e=1}^{E} \pi'(e) > 1 \tag{12}$$

La différence entre la somme des probabilités réelles des alternatives (égale à 1) et la somme des probabilités implicites fixées par les *bookmakers*, désigne ce que l'on appelle l'*overround* et qui peut être utilisé pour approximer la marge appliquée par les *bookmakers*. Pour être plus clair, il suffit de prendre un exemple numérique :

Tableau 2(a) : Exemple de cotes proposées dans le cadre d'un match de tennis sans possibilité d'arbitrage

	Formalisation	Joueur 1	Joueur 2
Cote proposée	$C'(e)$	1,95/1	1,65/1
Probabilité implicite correspondante	$\pi'(e)$	51,28%	60,61%
Total des probabilités	$\sum_{e=1}^{E} \pi'(e)$	111,89%	
Overround	$\sum_{e=1}^{E} \pi'(e) - 1$	11,89%	

Nous pouvons voir dans le tableau que le *bookmaker* va volontairement surestimer la probabilité implicite de gagner des deux joueurs de telle sorte que le total des probabilités soit supérieur à 100% et que son espérance de gain net soit positive. De manière opposée, l'espérance de gain net du parieur sera négative. Ce dernier n'aura intérêt à parier que s'il a une préférence pour le risque. Son attitude vis-à-vis du risque est donc opposée à celle du *bookmaker* qui est averse au risque et se retrouve contraint de supporter ce dernier. En effet, même si son espérance de gain net est positive, son profit ne peut être garanti que si les mises des parieurs sont proportionnelles aux cotes. En effet, si l'on formalise le problème avec $w(e)$, la proportion de mise placée sur l'alternative e, on a :

$$w(e) = \frac{\pi'(e)}{\sum_{e=1}^{E} \pi'(e)} \qquad et \qquad \sum_{e=1}^{E} w(e) = 1 \tag{13}$$

De fait, pour une mise totale de 1, la somme totale redistribuée aux parieurs, avec e' l'alternative réalisée, sera :

$$w(e') \times C(e') < 1 \text{ où } e' \text{ désigne l'alternative réalisée} \tag{14}$$

Et le gain net du *bookmaker* sera :

$$GN_b(e') = \sum_{e=1}^{E} M(e) - w(e') \times C(e') \tag{15}$$

Si l'on retourne à notre exemple numérique :

Tableau 2(b): Exemple de cotes proposées dans le cadre d'un match de tennis sans possibilité d'arbitrage

	Formalisation	Joueur 1	Joueur 2
Cote proposée	$C(e)$	1,95/1	1,65/1
Probabilité implicite correspondante	$\pi'(e)$	51,28%	60,61%
Proportion des mises	$w(e)$	45,92%	54,08%

Si l'on suppose que la mise totale est de 1 et si les mises sont proportionnelles aux probabilités implicites, le *bookmaker* devra décaisser :

Si J1 gagne : $0,4592 \times 1,95 = 0,895$
Si J2 gagne : $0,5408 \times 1,65 = 0,892$

Mais son gain net sera :

Si J1 gagne : $GN_b(1) = 1 - 0,895 = 0,105$
Si J2 gagne : $GN_b(2) = 1 - 0,892 = 0,108$

Dans le cas contraire où les mises ne seraient pas proportionnellement reparties en fonction des cotes, le *bookmaker* sera exposé à une perte. De fait, dans notre exemple, l'*overround* de 11,89%, correspond à la rémunération exigée par le *bookmaker* pour assurer la liquidité sur chaque joueur et supporter le risque d'une perte éventuelle dans le cas où les mises ne seraient pas proportionnelles aux cotes. Du point de vue du parieur, l'*overround* peut être assimilé à la fourchette et donc à coût de transaction implicite. En effet, si l'on reprend le cas des matchs de tennis, parier sur la victoire du joueur 1 revient à parier sur la défaite du joueur 2. Ainsi, si pour n'importe quelle raison que ce soit le parieur désire annuler sa position, il lui suffira de parier sur la victoire du joueur 2 (ce qui correspond à la défaite du joueur 1), mais il perdra l'équivalent de la fourchette. On voit bien que le rôle du *bookmaker* est assimilable à celui d'un *market-maker* qui doit, en permanence, réajuster ses prix face à l'arrivée d'une nouvelle information, assurer la liquidité pour l'ensemble des parieurs souhaitant prendre position et s'exposer à de nombreux risques.

A noter que les réajustements de cotes ne sont pas très fréquents avant le début d'un événement (peu d'informations nouvelles) mais sont plus que courants durant le déroulement d'un événement, période que l'on appelle le *live betting*. Si l'on prend l'exemple d'un match

de football et d'un événement classique, à savoir l'issue d'un match, il y a trois alternatives possibles : Victoire de l'équipe 1 – Match Nul – Victoire de l'équipe 2. Avant le début de la rencontre, tous les parieurs disposent des informations relatives aux classements, à leurs dernières performances. Il n'y a que très peu d'informations qui arrivent mis à part les forfaits de dernières minutes ou bien la composition des équipes. A l'inverse, durant le match, les cotes vont évoluer à une fréquence élevée. Si le score est nul, plus le temps passe et plus la probabilité que cette alternative se réalise sera élevée, les *bookmakers* seront alors obligés de diminuer la cote du match nul et d'accroître celles des deux autres.

Pour terminer, il faut souligner que le système des cotes fermes présente plusieurs inconvénients, notamment du fait qu'il est impossible de se placer du côté vendeur, c'est-à-dire qu'il n'y a aucune possibilité de procéder à des ventes à découvert. Dans notre exemple sur le tennis où il n'y a que deux alternatives, cela n'a aucune importance. En revanche, si l'on se place dans le cadre d'une course de chevaux avec 20 partants et que l'on veut parier sur la défaite d'un cheval, il faudra parier sur la victoire des 19 autres. Par ailleurs, un autre inconvénient réside dans le fait que les coûts de transaction implicites matérialisés par l'*overround* sont relativement importants. C'est pour cela que *les échanges de paris*, *Betting Exchanges* en anglais, ont été créés.

3.2.2 Les échanges de paris (Betting Exchanges)

Il s'agit d'un système de cotation alternatif au système des cotes fermes. Ce système permet aux parieurs de prendre une position non pas face à un *bookmaker*, mais face à d'autres joueurs, c'est une sorte de bourse de paris également appelée Peer to Peer ou P2P. Plusieurs sites internet qui jouent le rôle d'intermédiaire, ont créé des systèmes de cotations où les parieurs ont désormais la possibilité de jouer contre la réalisation d'une alternative d'un événement et donc de se positionner comme vendeur, *layer* en anglais. Prenons un exemple, si l'on se place dans le cadre d'une course de chevaux avec 7 partants et qu'un parieur a la conviction qu'un cheval n'a aucune chance de gagner. Plutôt que d'être obligé de parier sur la victoire des six autres (comme ce serait le cas dans le système des cotes fermes), il peut directement parier sur la défaite du cheval qui ne semble pas en mesure de gagner. Ce système permet à n'importe quel parieur de prendre la place d'un *bookmaker*. Bien entendu, il reste toujours la possibilité de parier sur la réalisation d'une alternative d'un événement et d'endosser la place d'acheteur, *backer* en anglais. Dans ce système, les cotes fluctueront en permanence en fonction des évolutions du marché, c'est-à-dire des flux financiers

correspondant aux anticipations des parieurs. Tout comme pour une bourse traditionnelle, les parieurs peuvent placer plusieurs types d'ordres, au marché, à la meilleure limite, ou à court limité. La manière la plus simple de comprendre ce mode d'organisation est de prendre un exemple pratique.

Tableau 3 : Exemple de cotes proposées dans le cadre d'une course de chevaux avec 7 partants

Sélections: (7)	101.6%		Back	Lay		89%
1. Cliff Divin	22 €2	27 €15	28 €19	38 €6	40 €4	44 €3
2. Enon	1.43 €40	1.49 €363	1.5 €149	1.51 €113	1.52 €73	1.53 €430
3. Jordan Ray	25 €3	26 €166	27 €4	120 €8	340 €4	1000 €3
4. G. C. Dominguez	8.2 €43	9.2 €22	9.4 €8	13.5 €22	14 €11	15 €8
5. Ferris	27 €34	28 €15	29 €3	48 €2	50 €10	65 €3
6. Dont Come Back	24 €11	30 €50	32 €2	340 €4	1000 €3	
7. Way Cool	9.2 €2	9.4 €64	9.6 €44	10.5 €4	12 €4	13.5 €9

Source : Betfair

Dans cet exemple et pour le reste de notre analyse, nous retiendrons Betfair qui est le plus gros acteur dans le domaine des *Betting Exchanges* avec plus de 80% de part de marché comme le fait remarquer Gomber et al. (2008). Nous pouvons observer que si le parieur pense que le cheval n°2 (ENON) ne gagnera pas, il ne sera pas dans l'obligation de parier sur les six autres (*Back*), mais il pourra le vendre (*Lay*).

En se plaçant à 1,51 (case en gras), il peut en vendre pour une quantité de 113€, pour chaque mise de 1€ encaissée, il acceptera de payer 1,51 si le cheval gagne, autrement dit, s'il accepte de prendre pour 113€ de mises, il risque de perdre, en cas de victoire du cheval n°2, 0,51 × 113 = 57,63€, à l'inverse si le cheval ne gagne pas, il empochera 113€.

A noter que s'il choisit de vendre pour plus de 113€, il devra offrir une cote plus avantageuse, à savoir, 1,52 et sera à nouveau limité à une quantité de 73€ et ainsi de suite, il pourra vendre pour une quantité supplémentaire de 430€ s'il offre une cote de 1,53.

A l'inverse, si le parieur souhaite parier sur la victoire du cheval n°2, la cote la plus avantageuse que les autres parieurs lui proposent est de 1,50 pour une quantité de 149€, s'il désire miser plus, on lui offrira une cote moins importante, à savoir 1,49 pour une quantité de 363€.

Un deuxième point intéressant concerne l'*overround*. On peut observer que ce dernier (case en gras en haut à gauche) n'est que de 1,60%. Cela montre notamment que les cotes

offertes sur les sites de *Betting Exchanges* sont plus avantageuses pour les parieurs que celles offertes par les *bookmakers* traditionnels qui imposent généralement un *overround* compris 8% et 20% selon les pays en contrepartie du risque opérationnel qu'ils supportent. Cette constatation a déjà été faîte par Jones et al. (2004) ou bien encore Griffiths (2005). Plus précisément, Smith, Paton et Vaughan Williams (2009) notent que Betfair a permis de réduire considérablement l'*overround* en-dessous de 0,5% pour les sports les plus populaires et jusqu'à 5% maximum pour les sports les plus délaissés. Ici, l'*overround* n'est pas assimilé à un coût imposé par un *bookmaker* pour se couvrir mais comme une fourchette de transaction entre deux parieurs.

3.2.3 Les pari-mutuels (Pools)

Il s'agit d'un mode d'organisation réservé exclusivement au marché des paris sportifs et plus particulièrement aux courses de chevaux. Dans cette configuration, un parieur ne peut pas prendre de positions vendeuses, de même, sa rémunération ne dépend pas d'une cote fixe déterminée par un *bookmaker* ou par la confrontation entre une offre et une demande sur une bourse de paris, mais d'un système dans lequel l'ensemble des montants misés est mutualisé et ensuite redistribué aux gagnants au prorata de leurs mises, après déduction d'une marge proportionnelle imposée par le régulateur, *Tote* en anglais. De fait, si la majorité des parieurs mise sur le même cheval alors que ce dernier sera favori, la cote n'est jamais fixée à l'avance et évolue jusqu'à la clôture du pari en fonction des nouveaux paris enregistrés par le régulateur. On peut noter que cette configuration assure au régulateur de réaliser systématiquement un profit quelle que soit l'issue de la rencontre, ce dernier ne prenant aucun risque opérationnel. En règle générale, la marge pratiquée est comprise entre 15 et 30% selon la fiscalité des pays. Pour une meilleure compréhension, on peut reprendre la formalisation initiée p. 38.

Si l'on reste dans le cadre des courses de chevaux, on aura $w(e)$, la somme misée par l'ensemble des parieurs sur le cheval e et l'on suppose que les sommes totales misées dans une course avec E chevaux sont normalisées à 1 de telle sorte que :

$$\sum_{e=1}^{E} w(e) = 1 \tag{16}$$

En définissant *t* comme la marge imposée par le *Tote*, il en ressort que la cote offerte à chaque parieur sur le cheval *e* sera :

$$C'(e) = \frac{1-t}{w(e)} \tag{17}$$

3.2.4 Les paris sur les écarts (Spread Betting)

Il s'agit du système de cotation le moins répandu qui permet de parier sur un nombre d'actions pendant un événement. Le parieur a la possibilité de pronostiquer que ce nombre se situera au-dessus ou en-dessous d'une fourchette, *spread* en anglais, déterminée par un *bookmaker*. Par exemple, dans le cadre d'un match de football, si le *bookmaker* anticipe que le nombre de corners sera compris entre 12 et 13, le *spread* sera fixé à [12-13].

Si un parieur anticipe que le nombre de corners sera supérieur à 13 et achète le point de *spread* à 2€ :

Il gagnera $3 \times 20€$ si le nombre de corners est de *16*.
Il perdra $3 \times 20€$ si le nombre de corners est de *10* .

Inversement, si le parieur anticipe que le nombre de corners sera inférieur à *12* et achète le point de *spread* à *20€* :

Il gagnera $2 \times 20€$ si le nombre de corners est de *10*.
Il perdre $2 \times 20€$ si le nombre de corners est *14*.

Après avoir parcouru les différents modes d'organisation des marchés boursiers et du marché des paris sportifs, nous allons maintenant nous intéresser aux différents types d'intervenants présents sur ces marchés ainsi que les règles auxquelles ils sont soumis.

4 Parallèle entre les types d'intervenants et les règles auxquelles ils sont soumis

Comme précédemment, nous commencerons à nous pencher sur le cas des marchés boursiers avant de nous attaquer au marché des paris sportifs.

4.1 Les cas des marchés boursiers

Nous allons voir que les intervenants opérant sur les marchés boursiers peuvent être regroupés en quatre catégories et que les règles auxquelles ils sont soumis varient selon le cadre des marchés : *marchés de gré à gré* ou bien *marchés organisés*.

4.1.1 Les types d'intervenants

Plusieurs acteurs interviennent directement sur les marchés boursiers, nous pouvons les regrouper en trois classes distinctes :

Les arbitragistes : il s'agit des opérateurs de marché se trouvant à l'affût d'opérations financières assurant un gain positif ou nul de manière certaine. Leur objectif est donc de profiter d'inefficiences temporaires de prix entre différents titres, contrats ou devises. Un exemple assez simple, consisterait à vendre et à acheter au même moment un même actif financier sur deux places de cotation différentes (acheter à Paris et vendre à New York). Leur rôle est crucial dans la mesure où ils contribuent à rendre les marchés plus efficients en faisant converger les prix vers leur valeur fondamentale. Ainsi, plus un marché sera efficient et moins il y aura d'arbitragistes.

Les hedgers (les investisseurs souhaitant se couvrir) : il s'agît des opérateurs qui viennent sur le marché afin de se débarrasser d'un risque qu'ils ne veulent plus supporter. L'exemple le plus connu est celui des producteurs agricoles qui veulent s'assurer contre le risque de variation de prix de leur récolte. Dans ces circonstances, ils vendront à terme la quantité de récolte qu'ils veulent assurer contre le risque de prix à des spéculateurs.

Les spéculateurs : ce terme est souvent utilisé de manière préjudiciable, pourtant il fait avant tout référence à des opérateurs souhaitant prendre à leur compte un certain nombre de risques. Sans eux, les *hedgers* ne pourraient pas s'assurer. De même, lorsqu'une entreprise fait appel au marché des actions pour s'introduire en bourse, les spéculateurs prennent à leur charge une partie du risque industriel auparavant supportée par l'entreprise.

4.1.2 Les règles auxquelles ils sont soumis

Tous ces acteurs sont bien entendu soumis à un certain nombre de règles qui sont la garantie du bon fonctionnement des transactions. Plutôt que de toutes les citer, nous ferons un bref récapitulatif de celles qui sont essentielles pour nous. Dans notre synthèse, il convient de

distinguer les règles appliquées aux marchés de gré à gré, des règles associées aux marchés organisés :

Un marché de gré à gré se caractérise avant tout par une absence de réglementation et de localisation géographique. L'interaction est bilatérale dans la mesure où les transactions se déroulent entre deux protagonistes sans aucune intervention extérieure. Les opérations y sont peu normalisées du fait que tous les termes du contrat peuvent être négociés, à n'importe quel instant du jour ou de la nuit, pour autant que les contreparties se mettent d'accord : c'est un marché sur-mesure. Les transactions portent en majorité sur des produits non-standardisés et donc peu liquides à l'image des paniers d'options. Il est possible qu'un broker joue le rôle d'intermédiaire du fait de la difficulté de trouver des contreparties, mais dans cette configuration il facturera des frais élevés. Outre la flexibilité des transactions, l'imperméabilité est de rigueur. En effet, l'objet sur lequel porte la transaction, le montant de cette dernière et l'identité des contractuels ne sont pas dévoilés aux autres acteurs. Toutefois, s'agissant d'un marché inorganisé et non-structuré, les risques de contreparties existent en raison de l'absence de chambre de compensation. De même, la condition de libre entrée et libre sortie n'étant pas forcément vérifiée en raison de la difficulté de trouver une contrepartie. Un opérateur peut se retrouver à porter une position plus longtemps qu'il l'aurait souhaité. En bref, un marché de gré à gré offre une grande flexibilité et un niveau de confidentialité élevé au détriment de la sécurisation des transactions.

Par opposition, le fonctionnement d'un marché organisé est assuré par une entreprise de marché localisée géographiquement, la plus connue aujourd'hui pour les actions étant Nyse-Euronext. Hormis la nécessité de définir des règles, une entreprise de marché a pour mission d'habiliter un certain nombre de participants. En effet, l'accès direct à un marché organisé n'est pas donné à tous, mais réservé aux membres qui sont chargés de transmettre les ordres de leurs clients. L'interaction est multilatérale, c'est-à-dire que les différentes contreparties ne négocient pas directement entre elles mais placent des ordres d'achat et de vente qui sont centralisés dans un carnet d'ordres et dont la confrontation va permettre de dégager un prix. A noter que les prix sont présentés de manière à respecter des échelles de cotation, qui varient en fonction du nominal des prix. A titre d'exemple, voici les pas de cotation des *blue chips* retenus par Nyse-Euronext :

Tableau 5 : Ecarts minima de cotation pour chaque niveau de prix pour les *blue chips*

Prix en €	Pas de cotation
Entre 0 et 9,999	0,001
Entre 10,000 et 49,995	0,005
Entre 50,000 et 99,99	0,01
A partir de 100,00	0,05

Source : Nyse-Euronext

Même si l'anonymat est maintenu sur les participants, la diffusion du carnet d'ordres et des cours en temps réel à l'ensemble des acteurs, autrement dit le caractère public de la négociation, garantit l'égalité de traitement et la transparence. Toutefois, le concept de transparence de marché doit être nuancé dans la mesure où il existe des *ordres cachés* permettant aux acteurs de ne pas dévoiler entièrement leurs intentions. De même, concernant la centralisation des ordres, en Europe, la directive *MIFID*[12] a supprimé la règle de concentration des ordres, pour un même titre, il existe donc plusieurs plateformes de négociation (Nyse-Euronext, Chi-X, Turquoise…). Ces nouvelles plateformes de négociation sont appelées les *dark pools* du fait de l'anonymat et du manque de transparence qu'elles offrent. Refermons la parenthèse, après la négociation, les ordres sont transmis à une chambre de compensation qui garantit que les acheteurs soient livrés et les vendeurs payés dans les délais prévus (1 à 3 jours) par les règles de fonctionnement du marché et assure donc la sécurité des transactions. Dans cette démarche, la chambre de compensation va demander à chaque adhérent, un dépôt de garantie permettant de couvrir ses positions. Les positions ouvertes de chaque adhérent sont revalorisées quotidiennement et donnent lieu à des appels de marge. L'étape ultime, le règlement-livraison**,** matérialise le transfert de propriété des actifs négociés du vendeur vers l'acheteur. Cette étape a lieu chez le *dépositaire central des titres*. Enfin, l'entreprise de marché a également pour rôle d'assurer le bon déroulement des transactions en soumettant tous les acteurs au contrôle d'une autorité de tutelle, en France, l'*Autorité des Marchés Financiers* (AMF) et en leur faisant respecter des obligations en matière de diffusion d'information. La standardisation des transactions et la sécurité offerte par les marchés organisés attirent un très grand nombre d'investisseurs et débouchent à la fois sur une liquidité abondante et des coûts de transaction réduits. De fait, les investisseurs peuvent entrer et sortir du marché comme ils le souhaitent pendant la période de cotation.

[12] Cette directive vise à renforcer le cadre législatif communautaire des services d'investissement et des marchés réglementés de manière à protéger les investisseurs et préserver l'intégrité du marché mais également de promouvoir l'équité et la transparence des marchés financiers.

Pour les titres des grandes sociétés, ces derniers peuvent être cotés en continu sur plusieurs places boursières différentes comme Paris, New York ou bien Tokyo, ce qui permet d'éviter les arrêts de cotation en semaine. En résumé, un marché organisé offre un cadre réglementaire strict mais extrêmement sécurisé où l'interaction est multilatérale et le montant des transactions limité à la liquidité offerte par les opérateurs. On peut ajouter que ces marchés offrent de moins en moins de rigidité en offrant la possibilité de pratiquer des ventes à découvert. En France, on peut prendre l'exemple des titres du marché du *règlement mensuel*. Nous allons maintenant voir ce qu'il en est pour le marché des paris sportifs.

4.2 Le cas du marché des paris sportifs

Comme pour les marchés boursiers, nous verrons que les intervenants sur le marché des paris sportifs peuvent être regroupés en trois groupes distincts qui sont soumis à des règles variant fortement en fonction du mode d'organisation des paris retenu.

4.2.1 Les types d'intervenants

Plusieurs acteurs interviennent directement sur le marché des paris sportifs, il s'agit des mêmes types que ceux des marchés boursiers.

Les arbitragistes : de même que sur les marchés boursiers, ces opérateurs sont à la recherche de la moindre opportunité pouvant leur procurer un gain sans risque. Prenons un exemple pratique.

Tableau 4 : Exemple de cotes proposées dans le cadre d'un match de tennis avec possibilité d'arbitrage

	Formalisation	Joueur 1	Joueur 2
Cote proposée	$C'(e)$	2,20/1	1,87/1
Probabilité implicite correspondante	$\pi'(e)$	45,45%	53,48%
Total des probabilités	$\sum_{e=1}^{E} \pi'(e)$	98,93%	

Si l'on suppose que l'ensemble de la richesse du parieur est égale à 1 et qu'il mise toute sa richesse. Pour être certain de réaliser un gain, ce dernier devra parier :

Si J1 gagne : $0{,}4545 \times (1/0{,}9893) = 0{,}4594$ sur le joueur 1

Si J2 gagne : $0{,}5348 \times (1/0{,}9893) = 0{,}5406$ sur le joueur 2

De fait, le gain net du parieur sera :

Si J1 gagne : $GN_p(1) = 1{,}011 - 1 = 0{,}011$

Si J2 gagne : $GN_p(2) = 1{,}011 - 1 = 0{,}011$

On peut également souligner qu'une cote peut être arbitrée en prenant une position longue chez un *bookmaker* et une position courte (vente à découvert) sur un site comme Betfair.

Les hedgers (les investisseurs souhaitant se couvrir) : il s'agit des opérateurs visant à se débarrasser d'un risque. Le *hedging* s'adresse essentiellement aux *bookmakers* qui accumulent des positions longues et qui veulent les liquider via les sites de *Betting Exchanges*.

Les spéculateurs : ces derniers ne prennent pas seulement des positions et attendent le résultat final d'un événement, grâce à Betfair, ils peuvent prendre des positions, profiter des mouvements de cote et se déboucler.

4.2.2 Les règles auxquelles ils sont soumis

On peut noter que le système des cotes fermes, celui des paris sur les écarts ou encore le pari-mutuel, se rapprochent le plus d'un marché de gré à gré. Même si l'absence de réglementation n'est pas totalement de rigueur, l'interaction est bilatérale et oppose un parieur à un *bookmaker* (qui joue le rôle de régulateur dans le cadre des pari-mutuels), les parieurs ne pouvant pas se placer du côté vendeur. Cela pose le problème suivant : dans la mesure où il n'y a pas de libre sortie sur le marché, un parieur ne peut revendre directement sa position. Il se retrouve obligé de parier sur toutes les alternatives complémentaires pour se couvrir. Il faut rajouter que la transparence n'est pas assurée puisqu'outre l'anonymat portant sur les parieurs, les *bookmakers* ne dévoilent jamais le montant des transactions qu'ils réalisent. Ainsi, les acteurs ne sont pas en mesure de quantifier l'importance des flux placés sur chaque alternative. De même, la liquidité est réduite car les *bookmakers* limitent les mises des parieurs. En moyenne, ils leur permettent de jouer un maximum de 10 000 £ par semaine. Un des points positifs de ce système résulte dans l'absence de coûts de transaction explicites. De

l'autre côté, même si le système des échanges de paris à l'instar de Betfair, a comme point avec les *bookmakers* d'être faiblement réglementé, il se rapproche davantage d'un marché organisé dans la mesure où il offre également une interaction multilatérale : les différentes contreparties ne négocient pas directement entre elles mais placent des ordres d'achat et de vente, centralisés dans un carnet d'ordres, dont la confrontation va permettre de dégager un prix. Les prix sont aussi présentés de manière à respecter des échelles de cotation :

Tableau 6 : Ecarts minima de cotation pour chaque niveau de cote

Cote	Pas de cotation
Entre 1 et 2	0,01
Entre 2,02 et 3	0,02
Entre 3,05 et 4	0,05
Entre 4,1 et 6	0,1
Entre 6,2 et 10	0,2
Entre 10,5 et 20	0,5
Entre 21 et 30	1
Entre 32 et 50	2
Entre 55 et 100	5
Entre 110 et 1000	10

Source : Betfair

Betfair ne prend aucune position opérationnelle et met en relation des parieurs dont l'anonymat est maintenu. Néanmoins, la transparence est au moins équivalente à celle des marchés boursiers avec la diffusion du carnet d'ordres et des volumes de transaction échangés, voire plus élevée, en raison de l'interdiction d'utiliser des ordres cachés. Betfair joue également le rôle de chambre de compensation et requiert le dépôt en garantie de l'ensemble des sommes misées par un parieur. Ce procédé lui permet de régler les paris instantanément après la fin d'un événement et même avant, dans le cas des opérations de couverture. Concernant les coûts de transaction explicites, la rémunération de Betfair est égale au maximum à 5% des profits net et peut descendre à 2% pour les meilleurs clients. De fait, en cas de pertes, le parieur ne subit aucun coût de transaction supplémentaire. Prenons un exemple, vous jouez 10€ sur une cote à 2 et vous gagnez. Vous récupérez 20€ soit un profit net de 10€. Betfair vous prendra 0,5€, il vous restera donc 9,5€ net. La compétitivité de Betfair et les faibles coûts de transaction associés attirent de nombreux parieurs, en effet, dans son rapport annuel de 2009, Betfair clamait avoir à elle seule plus de 2,5 millions de clients et

affichait un chiffre d'affaires, qui correspond aux mises totales des parieurs, de plus de 10 milliards de livres. On peut en déduire que les sommes moyennes mises en jeu par les parieurs sont nettement inférieures à celles misées par les investisseurs dans le cadre des marchés boursiers où, par exemple, 3 milliards d'euros de titres sont échangés quotidiennement pour les seules entreprises du CAC 40.

Toutefois, on peut noter qu'il existe des divergences marquées entre marchés boursiers et marché des paris sportifs concernant les règles de négociation. La première qu'il faut souligner concerne la cotation. Dans le cadre des paris sportifs, cette dernière se fait en continu, jour et nuit, tous les jours de la semaine jusqu'à la clôture du pari. Les seules interruptions interviennent lorsqu'un paramètre du pari est susceptible de modifier la structure des cotes. Par exemple, dans un match de football où les deux équipes sont à 0-0, un but modifiera de manière significative les cotes. Cette suspension est d'autant plus intéressante qu'elle empêche les parieurs de réaliser des profits sans risque. En effet, lors de la suspension, le carnet d'ordres est purgé, les ordres qui n'ont pas trouvé de contrepartie sont annulés de façon à ce que les parieurs ayant placé des ordres à court limité dans le mauvais sens puissent réajuster leur position, cependant, cela n'annule en rien les transactions réalisées avant cette suspension. On peut noter que cette pratique est la même chez les *bookmakers* traditionnels. C'est là, la grande innovation par rapport aux marchés boursiers classiques. Prenons le cas d'une annonce de PIB très nettement supérieure aux consensus, les investisseurs seront donc enclin à revaloriser leurs anticipations à la hausse mais certains le feront plus vite que d'autres et l'on verra plusieurs milliers d'ordres de vente à court limité être exécutés.

Par ailleurs, Pitt et al. (2005) ont montré qu'il y avait un autre point commun essentiel entre tous les systèmes organisationnels de paris qui les distinguent des marchés boursiers, à savoir la non-obligation légale de payer les paris ! C'est-à-dire que même si votre pari est gagnant, le *bookmaker* n'est pas obligé de vous rendre plus que vous avez misé, on parle de *gentleman's agreement*. Au premier abord, cela peut sembler totalement déconcertant mais cela permet également d'éviter les fraudes. En effet, généralement les *bookmakers* ou les sites de *Betting Exchanges* annulent les paris lorsqu'il y a un fort soupçon de fraude. A ce sujet, nous pouvons prendre deux exemples concrets, l'un pour Betfair et l'autre pour les *bookmakers*. Lorsque l'on parle de soupçons de fraude, on fait référence à des volumes de paris anormaux ou des mouvements de cotes incohérents. On peut citer l'exemple du match de tennis Davydenko (n°4 mondial) – Arguello (n°87 mondial), le 02/08/2007, au tournoi de Sopot, en Pologne. Betfair a annulé tous les paris, d'une part, parce que les volumes de paris enregistrés ont été multipliés par près de 10 par rapport à la normale et d'autre part parce que

les mouvements de cote étaient totalement anormaux. Arguello était très nettement favori tout au long de la partie alors même qu'il était mené un set à rien et finalement Davydenko a abandonné. Le 15/06/2009, lors du match de tennis, Hernandez (n°67 mondial) – Kollerer (n°91 mondial), au tournoi d'Hertogenbosch, aux Pays Bas, plusieurs *bookmakers* ont annulé les paris pour les mêmes raisons. Dans ces circonstances, la possibilité de ne pas être obligé d'honorer les paris offre un avantage considérable par rapport aux marchés boursiers. A ce jour, dans le cas du marché français, l'AMF n'a jamais suspendu immédiatement la cotation de titres après avoir identifié des anomalies. Il en ressort que même si les initiés sont parfois punis, les investisseurs abusés ne sont pas indemnisés. Nos observations relatives aux quatre modes d'organisation du marché des paris sportifs sont synthétisées ci-dessous :

Tableau 7 : Synthèse de nos observations sur les quatre modes d'organisation du marché des paris sportifs

	Fixed Odds	*Betting Exchanges*	*Pools*	*Spread Betting*
Traduction	Cotes fermes	Echange de paris	Pari-mutuels	Paris sur les écarts
Marché	Dirigé par les prix	Dirigé par les ordres	Mutualisation	Dirigé par les prix
Fixation des prix	Les *bookmakers* fixent les cotes	Les cotes résultent d'une confrontation entre l'offre et le demande à travers un carnet d'ordres	Le régulateur fixe les cotes en fonction des mises placées par les parieurs	Les *bookmakers* fixent les cotes
Flexibilité	Impossibilité de se placer côté vendeur = VAD interdites	Possibilité de se placer côté vendeur = VAD autorisées	Impossibilité de se placer côté vendeur = VAD interdites	Impossibilité de se placer côté vendeur = VAD interdites
Cote retenue pour le paiement des gains	La cote offerte au moment du pari est ferme = aucune révision	La cote fixée entre deux parieurs est ferme = aucune révision	La cote fixée au moment du pari fera l'objet de révisions jusqu'à la clôture définitive des paris	La cote offerte au moment du pari est ferme = aucune révision
Transparence	Nulle = aucun historique de cote fournit par les *bookmakers*	Quasi-totale = à l'exception de l'identité des parieurs, toutes les transactions sont tenues à jour, les est accessible à tous	Partielle = sachant que les cotes sont fixées proportionnellement aux mises, l'évolution des cotes donne une idée de l'évolution des flux	Nulle = aucun historique de cote fournit par les *bookmakers*
Liquidité	Limitée = les *bookmakers* fixent des limites sur les mises des parieurs	Limitée à la taille des marchés	Pas de limites en cas de mutualisation	Limitée = Les *bookmakers* fixent des limites sur les mises des parieurs
Frais	*Overround* imposé par les *bookmakers* entre 8 et 20% selon les pays	*Overround* faible : 0,5% pour les événements les plus populaires et 5% pour les moins populaires mais 5% supplémentaires sur les gains nets	Taxes imposées par le régulateur importantes entre 15% et 30% selon les pays	*Overround* imposé par les *bookmakers* en fonction du *spread*

Conclusion

D'un point de vue global, nous avons observé que malgré l'existence de certaines divergences, il apparait que le marché des paris sportifs présente un grand nombre de similitudes avec les marchés boursiers et constitue donc un cadre d'observations simplifié suffisamment proche pour tester la théorie de l'efficience informationnelle. Plus précisément, on peut noter que le système des cotes fermes s'apparente fortement au marché des dérivés comme le montre le tableau 8.

Tableau 8 : Parallèle entre le marché des paris sportifs (cotes fermes) et le marché des dérivés

	Marché des paris sportifs (cotes fermes)	Marché des dérivés
Horizon des actifs traités	Fini : échéance déterminée à l'avance	Fini : échéance déterminée à l'avance
Nombre d'investisseurs et nombre de transactions	Très important dans les deux cas	Très important dans les deux cas
Répartition des volumes	Faibles sur les gros outsiders et élevés sur les gros favoris	Faibles sur les options très en dehors de la monnaie et élevés sur les options très en dedans.
Anomalies détectées	*Favourite Longshot Bias*	*Favourite Longshot Bias*
Fixation des prix	Dans le cadre des cotes fermes, les cotes sont fixées par les *bookmakers*	Les cotes résultent d'une confrontation de l'offre et de la demande à travers un carnet d'ordres dans le cadre des marchés organisés ou bien elles peuvent être fixées par des *market-makers* dans le cadre des marchés de gré à gré
Cotation	Continue : jour/nuit de l'ouverture à la clôture des paris	Limitée aux heures et jours d'ouverture de la bourse et continue en cas de gré à gré
Gestion des risques : Arrêts de cotation	Les *bookmakers* suspendent les cotes avant de les réactualiser	Arrêts de cotations occasionnels en cas d'arrivée d'une information importante du type OPA mais sans remise à zéro du carnet d'ordres
Gestion des risques : Indemnisation en cas de fraudes	En cas de suspicions d'anomalies, annulation des paris et remboursement de tous les parieurs	En cas de suspicions d'anomalies, pas de possibilité de revenir en arrière et de rembourser les investisseurs lésés
Frais implicites	*Overround* de 0,5% pour les sports les plus populaires et 5% pour les moins populaires	La fourchette est faible dans le cadre des options très traitées et élevée dans le cas des options faiblement traitées
Frais explicites	Aucun	Frais restreints sur les gains et les pertes, droits de garde à prévoir
Transparence	Limitée : l'identité des investisseurs est gardée secrète tout comme le montant des transactions	Limitée : l'identité des investisseurs est gardée secrète.
Liquidité	Les *bookmakers* fixent des limites concernant les mises de l'ordre de 10 000£/semaine	Limitée à la taille du marché mais les volumes sont relativement élevés

Par ailleurs, concernant le marché des paris sportifs, on a noté un décalage significatif entre le système des échanges de paris, notamment Betfair qui se rapproche des marchés boursiers dirigés par les ordres où la négociation se fait de gré à gré et, les systèmes des cotes fermes et des paris sur les écarts qui se rapprochent des marchés dirigés par les prix où la négociation se fait de gré à gré. En effet, on peut souligner que dans le cas des échanges de paris, Betfair semble plus efficient sur le plan informationnel que le marché des actions (tableau 9) avec des coûts de transaction faibles en cas de gain et nul en cas de pertes, une remise à zéro du carnet d'ordres en cas d'informations modifiant significativement les cotes et une procédure d'annulation des paris empêchant que les parieurs ne soient lésés.

Tableau 9 : Parallèle entre Betfair et le marché des actions

	Betfair	Marché des actions
Horizon des actifs traités	Fini : échéance déterminée à l'avance	Infini : les retraits de la cote sont exceptionnels
Nombre d'investisseurs et nombre de transactions	Très important dans les deux cas	Très important dans les deux cas
Répartition des volumes	Faibles sur les gros outsiders et élevés sur les gros favoris	Faibles sur les petites capitalisations (< 100 millions d'euros) et élevés sur les grandes capitalisations (> 1 milliard d'euros)
Anomalies détectées	*Favourite Longshot Bias*	Multiples => Barberis et Thaler (2002)
Fixation des prix	Les cotes résultent d'une confrontation de l'offre et de la demande à travers un carnet d'ordres	Les cotes résultent d'une confrontation de l'offre et de la demande à travers un carnet d'ordres
Cotation	Continue : jour/nuit de l'ouverture à la clôture des paris	Limitée aux heures et jours d'ouverture de la bourse
Gestion des risques : Arrêts de cotation	Remise à zéro du carnet d'ordres en cas d'arrivée d'une information importante du type but marqué dans un match de football	Arrêts de cotations occasionnels en cas d'arrivée d'une information importante du type OPA mais sans remise à zéro du carnet d'ordres
Gestion des risques : Indemnisation en cas de fraudes	En cas de suspicions d'anomalies, annulation des paris et remboursement de tous les parieurs	En cas de suspicions d'anomalies, pas de possibilité de revenir en arrière et de rembourser les investisseurs lésés
Frais implicites	*Overround* de 0,5% pour les sports les plus populaires et 5% pour les moins populaires	La fourchette est extrêmement faible dans le cas des grandes entreprises cotées et plus large dans le cas des PME
Frais explicites	5% sur les gains nets et 0% sur les pertes	Frais restreints sur les gains et les pertes, droits de garde à prévoir
Transparence	Totale à l'exception de l'identité des parieurs	Limitée : l'identité des investisseurs est gardée secrète, ordres cachés, transactions hors marché
Liquidité	Limitée à la taille du marché (moins élevée que pour les marchés boursiers)	Limitée à la taille du marché mais les volumes sont relativement élevés

A l'inverse, même si les deux autres systèmes (cotes fermes et paris sur les écarts) ressemblent fortement à leurs homologues sur les marchés boursiers, ils offrent moins de transparence (les quantités échangées ne sont pas dévoilées), plus de restrictions (liquidité réduite et impossibilité de se placer côté vendeur) et des coûts de transaction plus élevés.

Dans ces conditions, on peut se poser des questions quant à la viabilité du système des *bookmakers* traditionnels. Un élément de réponse repose sur la non-obligation de payer les paris. Mainelli et Dibb (2004) soulignent que, dans ces circonstances, la notion de réputation revêt une dimension capitale, de même, Ozgitt (2005) insiste sur le fait que le succès des *bookmakers* est dépendant de leur *track record*. L'aversion au risque serait donc une des causes du maintien de la présence des *bookmakers*, cela semble légitime dans un contexte historique où certains sites de *Betting Exchanges* ont fait faillite comme SportingOptions ou Play21 et certains sont partis avec l'argent des parieurs comme par exemple BlacktoBet ou ThesoccerExchange. Par opposition, les *bookmakers* les plus connus ont un *track record* de plus de 20 ans.

D'autre part, il ne faut pas oublier que les *bookmakers* ont un rôle dans la formation des prix, Davies et al. (2005) soulignent qu'ils ont besoin d'être extrêmement bien informés en raison du risque opérationnel qu'ils courent. De fait, ils engagent de nombreux experts qui calibrent les cotes afin d'assurer un gain sur chaque événement qu'ils vont proposer. Les cotes proposées par les *bookmakers* servent donc de repères à tous les parieurs y compris ceux de Betfair.

Enfin, les *bookmakers* continuent à attirer de nouveaux clients grâce au marketing, ces derniers ne lésinent pas sur les moyens en offrant des bonus de paris, (par exemple, lors d'un dépôt de 50 euros, le parieur obtiendra 50 euros supplémentaires), des voyages à gagner mais également en faisant preuve d'une grande visibilité par le biais du *sponsoring*. Dans le domaine du football, on peut notamment citer Bwin qui a signé un partenariat avec le Real Madrid. Enfin, les *bookmakers* essayent sans cesse de faire preuve d'innovation en offrant de nouveaux types de paris, par exemple, au football, chez certains *bookmakers*, il est possible de parier sur le nombre de touches.

Références du chapitre 2

Barberis N. et Thaler R. (2002), « A Survey of Behavioral Finance », NBER Working Paper, n. 9222.

Bondarenko O. (2003), « Why are Put Options So Expensive? », Working paper presented at the *American Finance Association,* San Diego, CA. http://ssrn.com/abstract=375784

Broadie M., Chernov M. et Johannes M. (2009), « Understanding Index Option Returns », *Review of Financial Studies, Oxford University Press for Society for Financial Studies*, vol. 22, (11), pp. 4493-4529.

Cornell B. et Sirri E. (1992), « The Reaction of Investors and Stock Prices to Insider Trading », *Journal of Finance,* vol. 47 (3), pp. 1031-1060.

Davis M., Pitt L., Shapiro D. et Watson R. (2005), « Betfair.com: Five Technology Forces Revolutionize Worldwide Wagering », *European Management Journal*, vol. 23 (5), pp. 533-541.

Figlewski S. (1989), « What does an Option Pricing Model Tell Us about Option Prices », *Financial Analysts Journal*, vol. 45 (5), pp. 12-15.

Gomber P., Rohr P. et Schweickert U. (2008), « Sports betting as a new asset class – current market organization and options for development », *Financial Market and Portfolio Management*, vol. 22, pp. 169-192.

Griffiths M. (2005), « Online Betting Exchanges: A Brief Overview », Youth Gambling International Newsletter.

Guivarc'h A. (1996), « Conséquences des opérations d'initiés sur la composante d'asymétrie d'information de la fourchette », CEREG, Cahier de recherche n°9605.

Hamon J. (1997), « Fourchette et frais de transaction », *Bulletin Mensuel de la COB*, Janvier.

Hodges S.D., Tompkins R. et Ziemba W.T. (2003), « The Favorite/Longshot Bias in S&P 500 and Ftse 100 Index Future Options: The Return to Bets and the Cost of Insurance », EFA 2003 Annual Conference Paper n°135, Sauder School of Business Working Paper.

Jones P., Hillier D., Turner D. et Comfort D. (2004), « Betting on the exchanges: changing customer relationships in the sports betting market in the UK », *Management Research News*, vol. 27, pp. 95-103.

Kopriva F. (2009), « Risk aversion estimates from Betfair Bettings Markets », CERGE, Prague1, 111 21, Czech Republic. http://www.smu.ca/iarepsabe09/documents/KOPRIVA-A.pdf

Levitt S. (2004), « Why are gambling markets organized so differently from financial markets? », *Economic Journal*, vol. 114, pp. 223-246.

Mainelli M. et Dibb S. (2004), « Betting on the future: Online gambling goes mainstream financial », Centre for the Study of Financial Innovation, London, December.

Ozgit A (2005), « The Bookie Puzzle: Auction versus Dealer Markets in Online Sports Betting », Department of Economics, UCLA.

Pitt L., Watson R. et Shapiro D. (2005), « www.betfair.com: World-wide wagering », *Communication of the Association for Information Systems*, vol. 15, pp. 149-161.

Santa-Clara P. et Saretto, A. (2009), « Option Strategies: Good Deals and Margin Calls », *Journal of Financial Markets*, vol. 12 (3), pp. 391-417.

Smith, M.A., Paton D., Vaughan Williams, L. (2009), « Do bookmakers posses superior skills to bettors in predicting outcomes? », *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 71, pp. 539-549.

Thaler R.H. et Ziemba W.T. (1988), « Anomalies: Parimutuel Betting Markets: Racetrack and Lotteries », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 2 (2), pp. 161-174.

Vecer J., Ichiba T. et Laudanovic M. (2006), « Parallels Between Betting Contracts and Credit Derivatives: Lessons Learned from FIFA World Cup 2006 Betting Markets », Columbia University, Department of Statistics, New York, NY 10027, USA.

CHAPITRE 3

Le Favourite Longshot Bias et ses explications : une revue de littérature

Introduction

Dans le chapitre 1, nous avons observé que même si la théorie de l'efficience informationnelle a fait l'objet de nombreux travaux empiriques dans le cadre des marchés boursiers, les conclusions qui en ressortent, divergent. Cette incapacité à établir un consensus peut s'expliquer par la diversité des méthodologies employées ainsi que par le manque d'accessibilité aux données notamment dans le cadre du marché des dérivés. De fait, ces difficultés font des marchés boursiers un support complexe et difficilement utilisable pour valider de manière convaincante la théorie de l'efficience informationnelle. Par opposition, dans le chapitre 2, nous avons constaté que le marché des paris sportifs constituait un cadre d'observations simplifié suffisamment proche des marchés boursiers pour tester la théorie de l'efficience informationnelle. Plus précisément, nous avons vu que le marché des paris sportifs présentait des similitudes importantes avec le marché des dérivés en ce qui concerne les caractéristiques des actifs traités, les modes d'organisation, la nature des intervenants ainsi que les règles auxquelles ils sont soumis dans le processus de négociation. Dans le cadre du marché des paris sportifs comme dans le cadre des options vanilles, une anomalie remettant en cause la forme faible de l'efficience informationnelle et connue sous le nom de *Favourite Longshot Bias (FLB),* a acquis un large crédit auprès des chercheurs. Nous allons nous y intéresser plus spécialement.

Dans ce chapitre, nous commencerons par rappeler les définitions associées à la forme faible de l'efficience informationnelle, nous verrons ensuite, en quoi le *FLB* peut les transgresser. Dans la section 3, nous ferons une revue des travaux qui font état de cette anomalie dans le cadre du marché des paris sportifs avant d'identifier, dans la section 4, ceux tentant d'y trouver une explication. Avant de conclure, les deux sections suivantes auront pour but de rééditer la même opération dans le cadre du marché des dérivés.

1 Les définitions de la forme faible de l'efficience informationnelle

Pour commencer, d'un point de vue informationnel, il convient de clarifier ce que l'on entend par efficience faible, car cette définition varie selon l'horizon, infini (exemple : marché des actions), ou bien fini (exemple : marché des dérivés, marché des paris sportifs) :

En horizon infini, on dira qu'un marché est efficient au sens faible, si, à aucun moment, il n'est possible de prévoir avec certitude la valeur d'un actif en utilisant l'ensemble

des valeurs passées prises par ce même actif ainsi que les autres variables susceptibles d'expliquer son évolution. Sous condition que les agents bénéficient d'une information parfaite et qu'ils soient en mesure de former des anticipations rationnelles, on présume qu'ils ont déjà analysé l'ensemble des informations diffusées par le passé et les ont instantanément répercutées dans le prix des actifs (pp. 18-19). En d'autres termes, comme l'a énoncé Jensen (1978), en utilisant l'information passée, il est impossible de dégager un profit[1] avec certitude.

En horizon fini, les actifs ont une durée de vie clairement définie, on sait parfaitement à partir de quel moment leur valeur devient certaine. Ce constat a conduit Thaler et Ziemba (1988) à formuler deux définitions[2] relatives à la forme faible de l'efficience informationnelle qui ont été retenues dans la littérature :

- **Définition 1** : D'un point de vue informationnel, un marché sera efficient au sens faible si « *aucun type de pari placé par un parieur ne peut déboucher sur une espérance de gain net positive* ». Autrement dit, selon le principe de la loi des grands nombres, peu importe la stratégie employée par le parieur (plus ou moins risquée), ce dernier sera incapable de réaliser un profit[3]. On peut reprendre la formalisation initiée au chapitre 2 (pp. 38-39).

Soit $e = 1,\ldots, E$, les alternatives sur lesquelles il est possible de parier et dont on suppose qu'elles forment un système complet, $\pi(e)$, la probabilité associée à l'alternative e, $C(e)$, la cote[4] associée à l'alternative e, et $M(e)$, la mise placée par le parieur sur l'alternative e, qu'on fixera à 1 par simplification. Selon le scénario S, qui peut être gagnant, G, ou perdant, P, le gain net sera égal à $GN_p^S(e) = C(e) - 1$[5] ou $GN_p^P(e) = -1$ et donc l'espérance de gain net se définit de la manière suivante :

$$E[GN_p(e)] = \pi(e) \times (C(e) - 1) + (1 - \pi(e)) \times -1 \quad (1)$$

Comme nous l'avons démontré dans le chapitre 2 (pp. 38-40), si la cote $C(e)$ est exactement égale à l'inverse de la probabilité de réalisation de l'alternative e, alors l'espérance de gain net du parieur sera nulle. Prenons un exemple numérique avec une cote de 2/1, $C(e) = 2$, on aura :

[1] Voir p.18 : « *Par profit, on entend le taux de rentabilité ajusté du risque et net de tout* »
[2] La deuxième définition de Thaler et Ziemba (1988) renvoie à la forme forte dans leur article, néanmoins la nature de l'information traitée (information passée) nous a amené à la reclasser.
[3] La définition de l'efficience informationnelle de Thaler et Ziemba (1988) s'oppose à celle de Jensen (1978) sur la notion de profit. Ici, le profit correspond uniquement au taux de rentabilité et ne prend donc pas en compte le risque encouru par le parieur ni les coûts liés à la récolte de l'information.
[4] Voir la définition pp. 37-38.
[5] Car $M(e) = 1$.

$$E[GN_p(e)] = 0{,}50 \times (2 - 1) + (1 - 0{,}5) \times - 1 = 0 \quad (2)$$

Or, comme nous l'avions souligné p. 39, cette relation implique également que l'espérance de gain net du *bookmaker* soit nulle, ce qui n'est possible que dans un cadre théorique parfaitement concurrentiel avec absence de coûts de transaction. Dans la pratique, notamment dans le cadre des cotes fermes ou bien des paris sur les écarts, nous avons observé que les *bookmakers* fixent les cotes de manière à obtenir une espérance de gain net positive en offrant une cote inférieure $C'(e)$, qui sera associée à une probabilité implicite de gagner supérieure, $\pi'(e)$, telle sorte que :

$$C'(e) = \frac{1}{\pi'(e)} < \frac{1}{\pi(e)} \quad (3)$$

Ainsi l'équation (1), deviendra :

$$E[GN_p(e)] = \pi(e) \times (C'(e) - 1) + (1 - \pi(e)) \times - 1 \quad (4)$$

Si l'on reprend notre exemple numérique et que le *bookmaker* fixe une cote inférieure à 2/1, par exemple, $C'(e) = 1{,}90$, on aura :

$$E[GN_p(e)] = 0{,}50 \times (1{,}90 - 1) + (1 - 0{,}5) \times - 1 = -0{,}05 \quad (5)$$

Dans cette configuration, l'espérance de gain net du parieur sera négative. Par conséquent, le parieur ne pourra obtenir une espérance de gain net positive.

- **Définition 2** : l'autre définition, stipule que « *chaque pari doit avoir une espérance de gain net identique, au mieux égale à 0 en l'absence de coûts de transaction (équation (2))* ». Cette définition est beaucoup plus stricte que la précédente dans la mesure où elle implique qu'un parieur qui misera sur des cotes différentes devra toujours obtenir la même espérance de gain et cela alors même que la variance des gains n'est pas constante, mais croissante en fonction des cotes. En effet, pour s'en apercevoir, il suffit de reprendre l'équation (1) de l'espérance de gain net du parieur, de l'égaliser à 0 (cadre théorique parfaitement concurrentiel avec absence de coûts de transaction) et d'extraire l'expression du gain net du parieur en cas de scénario gagnant.

$$GN_p^G(e) = \frac{1 - \pi(e)}{\pi(e)} \tag{6}$$

On peut maintenant faire apparaître la variance :

$$V[GN_p(e)] = \pi(e) \times GN_p^G(e)^2 + (1 - \pi(e)) \times (-1)^2 \tag{7}$$

$$V[GN_p(e)] = \pi(e) \times \left(\frac{1 - \pi(e)}{\pi(e)} \right)^2 + (1 - \pi(e)) \times (-1)^2 \tag{8}$$

$$V[GN_p(e)] = \frac{1 - \pi(e)}{\pi(e)} \tag{9}$$

L'équation (9) montre que, plus la probabilité associée à l'alternative *e* est faible (plus la cote est grande), plus la variance sera importante et cela, alors que l'espérance de gain net reste nulle[6].

Ce résultat apparaît comme contre-intuitive si l'on se réfère aux travaux de Markowitz (1952) portant sur la théorie de portefeuille et l'analyse des comportements des investisseurs dans le cadre espérance-variance en horizon infini. Selon cette théorie, un actif est caractérisé par son espérance de rendement et la variance de ce rendement, qui représente le risque encouru par sa possession. Il ne considère pas le moment d'ordre 3, le skewness[7], dans la mesure où les rendements sont supposés suivre une loi normale, caractérisée par un skewness nul. Sous l'hypothèse que l'investisseur soit averse au risque, il va construire un portefeuille en choisissant, soit de maximiser son espérance de rendement pour une variance fixée, soit de minimiser le risque encouru pour une espérance de rendement fixée. Dans le cadre de cette théorie, pour une variance qui s'accroît, un parieur riscophobe exigera une espérance de rendement plus élevée. A l'inverse, pour une variance qui s'accroît, un parieur riscophile demandera une espérance de rendement moins élevée. Cette dernière situation est censée

[6] La même logique est respectée si l'espérance de gain net est négative, dans le cas où $C'(e) < C(e)$, on a donc :

$$GN_p^G(e) = \frac{1 - \pi(e)}{\pi'(e)} \qquad V[GN_p(e)] = \frac{1 - \pi(e)}{\pi'(e)}$$

[7] Le skewness représente la moyenne des cubes des écarts à la moyenne.

correspondre à la pratique dans le cadre des paris sportifs dans la mesure où nous avons démontré à la page 64 que l'espérance de gain net des parieurs est censée être négative.

Néanmoins, il faut noter que la théorie de Markowitz (1952) néglige l'analyse du skewness alors que dans le cadre d'un marché à horizon fini, ce dernier est, dans la majorité des cas, différent de 0. Pour comprendre, on peut utiliser l'équation (6) et le faire apparaître :

$$S[GN_p(e)] = \pi(e) \times GN_p^G(e)^3 + (1 - \pi(e)) \times (-1)^3 \quad (10)$$

$$S[GN_p(e)] = \pi(e) \times \left(\frac{1 - \pi(e)}{\pi(e)} \right)^3 + (1 - \pi(e)) \times (-1)^3 \quad (11)$$

$$S[GN_p(e)] = \frac{1 - 3 \times \pi(e) + 2 \times \pi(e)^2}{\pi(e)^2} \quad (12)$$

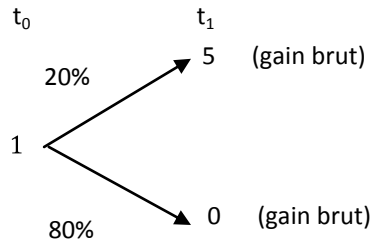
L'équation (12) montre que le skewness varie uniquement en fonction de $\pi(e)$[8], il sera inférieur à 0 quand $\pi(e) > 0,5$, supérieure à 0 quand $\pi(e) < 0,5$ et nul quand $\pi(e) = 0,5$. Ainsi, avec les équations (9) et (12), on observe que les différents paris ne seront pas associés à la même variance et au même skewness des gains.

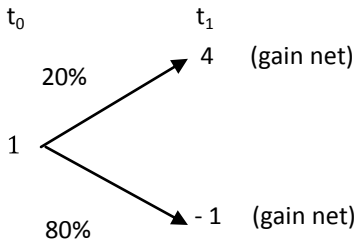
2 La présentation du Favourite Longshot Bias

Sur le plan pratique, nous allons observer que même si la première définition fait parfois débat, la deuxième n'a jamais été vérifiée et s'est vue systématiquement réfutée en prenant appui sur une anomalie que l'on appelle le *Favourite Longshot Bias* (*FLB*), c'est-à-dire qu'en règle générale, l'espérance de gain net associée aux favoris est supérieure à l'espérance de gain net associée aux outsiders, alors même que l'équation (9) montre que la variance des gains est nettement supérieure dans le cas des outsiders. En d'autres termes, cela signifie que les parieurs vont être amenés à surestimer les probabilités de gagner des outsiders (cotes élevées) et à l'inverse, vont moins les surestimer et éventuellement les sous-estimer, dans le cadre des favoris (cotes faibles). Pour mieux comprendre, nous utiliserons l'exemple suivant en reprenant les mêmes notations que précédemment.

[8] Si l'on avait retenu l'hypothèse d'une espérance de gain net négative qui, pour rappel, implique que $C'(e) < C(e)$, on aurait été contraint d'exprimer le skewness en fonction de $\pi(e)$ et $\pi'(e)$ ce qui n'aurait pas été intuitif.

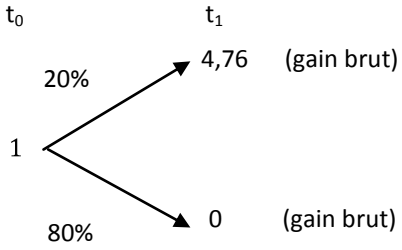
Prenons le cas d'un parieur qui va surestimer les chances de gagner d'un outsider de *1%*. Au départ, supposons que l'outsider a une probabilité objective ou réelle de gagner, *π(e)*, de *20%*, en l'absence de biais, sa cote serait de, *C(e) = 5* de telle sorte que :

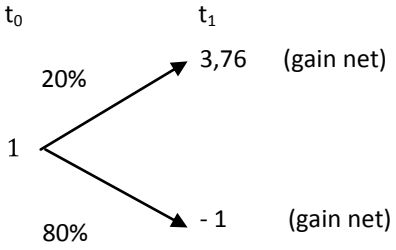




$$E[GN_p(e)] = 0{,}2 \times 4 + 0{,}8 \times -1 = 0 \quad (13)$$

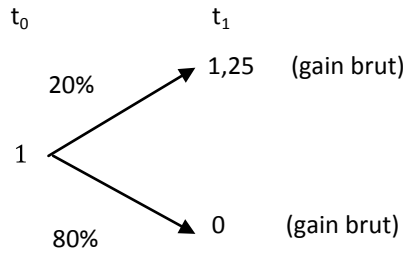
Néanmoins, le parieur surestime les chances de gagner de l'outsider de *1%*, de telle sorte que la probabilité subjective soit égale à *π'(e) = 21%*. Dans cette configuration, la cote sur laquelle il acceptera de miser, *C'(e) = 4,76*, sera inférieure à ce qu'elle devrait être en l'absence de biais, *C(e) = 5* et on aura :

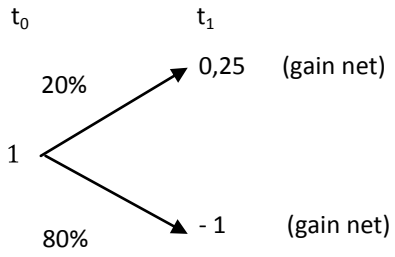




$$E[GN_p(e)] = 0{,}2 \times 3{,}76 + 0{,}8 \times -1 = -0{,}048 \quad (14)$$

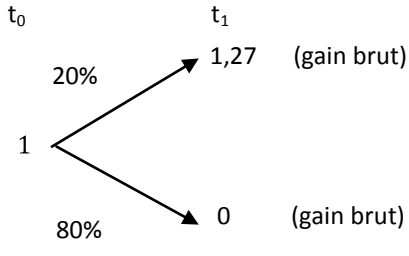
On peut observer que le fait de surestimer les chances de gagner de l'outsider de 1% contraint le parieur à avoir une espérance de gain net négative. À l'opposé, on peut prendre l'exemple d'un parieur qui sous-estime les chances de gagner d'un favori de 1%. Supposons que le favori a une probabilité réelle de gagner, *π(e)*, de *80%*, en l'absence de biais, sa cote serait de, *C(e) = 1,25*, de telle sorte que :

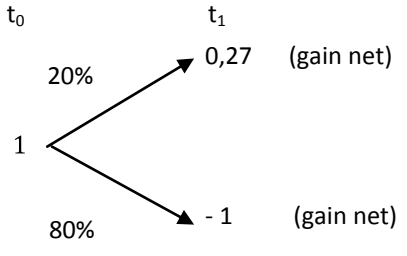




$$E[GN_p(e)] = 0{,}8 \times 0{,}25 + 0{,}2 \times -1 = 0 \quad (15)$$

Néanmoins, le parieur sous-estime les chances de gagner du favori de 1%, de telle sorte que la probabilité subjective soit $\pi'(e) = 79\%$. Dans cette configuration, la cote sur laquelle il acceptera de miser, $C'(e) = 1{,}27$, sera supérieure à ce qu'elle devrait être en l'absence de biais, $C(e) = 1{,}25$ et on aura :





$$E[GN_p(e)] = 0{,}8 \times 0{,}27 + 0{,}2 \times -1 = 0{,}016 \quad (16)$$

Ici, le fait de sous-estimer les chances de gagner du favori de 1% amène le parieur à avoir une espérance de gain net positive. Toutefois, si le parieur a une espérance de gain net positive, cela implique que le *bookmaker* fera en moyenne une perte sur les favoris (espérance de gain net négative). En effet, si l'on reprend l'équation de l'espérance de gain net du *bookmaker*, p. 39, avec $C'(e) > C(e)$, on aura :

$$E[GN_b(e)] = \sum_{e=1}^{E} M(e) - \sum_{e=1}^{E} \pi(e) \times M(e) \times C'(e) = \sum_{e=1}^{E} M(e) \times ((1-\pi(e)) \times C'(e)) < 0 \quad (17)$$

C'est pour cela, qu'en règle générale, dans la pratique, on suppose que les parieurs surestiment également les chances de gagner des favoris mais dans une moindre mesure que pour les outsiders. Cette hypothèse permet de garantir une espérance de gain net positive pour le *bookmaker*. Nous allons maintenant recenser les travaux relatifs à la mise en évidence de

cette anomalie, ainsi que ceux tentant d'y apporter une explication, d'abord dans le cadre des paris sportifs, puis dans le cadre du marché des dérivés, avant de conclure.

3 La manifestation du FLB sur le marché des paris sportifs

L'intuition du *FLB* apparait pour la première fois dans les travaux de Preston et Baratta (1948). Au cours d'expériences de laboratoire, ils observent que leurs sujets d'études sous-évaluent les événements ayant des probabilités élevées de se réaliser et à l'inverse, surévaluent les événements ayant des probabilités d'occurrence faibles. Les auteurs calculent une borne d'indifférence, pendant laquelle les sujets assignent correctement les probabilités, compris entre 0,05 et 0,25 et au-dessus duquel, les probabilités subjectives sont inférieures aux probabilités objectives et en-dessous duquel, les probabilités subjectives surpassent les probabilités objectives.

3.1 Le FLB dans les courses de chevaux

Dans des conditions réelles, l'étude de la forme faible de l'efficience informationnelle nécessite d'analyser l'espérance de gain des parieurs, approximée par la moyenne, pour différents niveaux de cotes. Les tests ont commencé avec les travaux de Griffith (1949). Dans son article, il s'intéresse à un panel de 1 386 courses, courues aux Etats-Unis en 1947, et dont les paris étaient organisés sous la forme de *pari-mutuels*[9], où l'ensemble des montants misés est mutualisé et redistribué aux gagnants au prorata de leurs mises, après déduction d'une marge proportionnelle imposée par le régulateur, appelé *Tote*. A noter qu'entre l'ouverture et la clôture des paris, les cotes sont amenées à fluctuer en fonction des mises de chaque parieur et la cote retenue pour le paiement des gains sera la dernière enregistrée. Griffith commence par opérer des regroupements de chevaux en fonction de leurs cotes et pour chacun d'entre eux, il calcule ensuite l'espérance de gain. Il constate que dans la majorité des cas, les cotes reflètent assez bien les chances de gagner des chevaux, déterminées à partir des réussites effectives. Cette constatation a également été confirmée par plusieurs auteurs notamment par Harville (1973) sur un échantillon de 335 courses, courues en 1971 dans l'Ohio et le Kentucky, par Hoerl et Fallin (1974) sur un échantillon de 1 825 courses, courues à Aqueduct

[9] Voir pp. 45-46.

et Belmont Park en 1970, ou encore par Hausch, Ziemba et Rubinstein (1981) sur deux échantillons, le premier de 627 courses, courues à Santa Anita, durant la saison hivernale de 1973-1974 et le second, de 1 065 courses, courues à Exhibition Park en 1978. Par ailleurs, Griffith observe que l'espérance de gain net associée au groupe de chevaux ayant les probabilités de gagner les plus importantes (favoris) est nettement supérieure à l'espérance de gain net associée au groupe de chevaux ayant le moins de chance de gagner (outsiders). Ces conclusions vont plus loin dans la mesure où, en ajoutant la marge normalement prélevée par le régulateur, parier sur les chevaux ayant les plus petites cotes permettrait d'obtenir une espérance de gain net positive, cela implique donc une sous-évaluation systématique des chances de gagner des chevaux affichant les cotes les plus faibles et une surévaluation de ceux ayant des cotes élevées. Griffith (1949) en conclut qu'un parieur neutre au risque devrait en conséquence miser toute sa richesse sur les favoris et non sur les outsiders.

Un peu plus tard, McGlothlin (1956) reprend la même méthodologie que Griffith (1949) mais l'applique à un échantillon plus large, à savoir 9 248 courses qui se sont déroulées entre 1947 et 1953, toujours aux USA. Il montre qu'après rajout de la marge imposée par le régulateur, il serait possible d'obtenir une espérance de gain net positive (8%) en pariant sur des chevaux ayant une cote inférieure à 4/1. Entre 4/1 et 7/1, l'espérance de gain net reste proche de 0 et au-delà de 9/1, elle devient significativement négative (-10%). McGltothlin définit alors un point d'indifférence compris entre des cotes de 4,5/1 et 6,5/1, ce qui correspond à une fourchette de 15-22%[10]. On peut noter que ces résultats ne sont pas éloignés de ceux de Griffith (1949) qui situe le point d'indifférence à 16%. Enfin, McGlothlin observe que pour la dernière course de chaque journée, le *FLB* a tendance à s'accentuer, dans la mesure où l'espérance de gain net associée au groupe de chevaux ayant des cotes comprises entre 1,5/1 et 2,95/1 est nettement plus élevée[11] que pour les courses précédentes et inversement[12] pour le groupe de chevaux dont les cotes sont comprises entre 4/1 et 4,95/1. Cette dernière constatation sera d'ailleurs reprise par Metzger (1985) qui analyse 11 313 courses courues un peu partout aux USA au mois de mai, juin et décembre 1978. Il souligne que les parieurs ont tendance à plus sous-estimer les chances des favoris lors des deux dernières courses de chaque journée.

Contrairement aux précédents auteurs, Dowie (1976) s'intéresse aux *starting prices*, c'est-à-dire qu'à la différence des systèmes de pari-mutuels classiques, les cotes sont fixées

[10] Une représentation graphique de ces observations se trouve à la page 72.
[11] Le rendement moyen est significativement supérieur aux autres courses au seuil de 2%.
[12] Le rendement moyen n'est toutefois pas significativement inférieur au seuil de 5%.

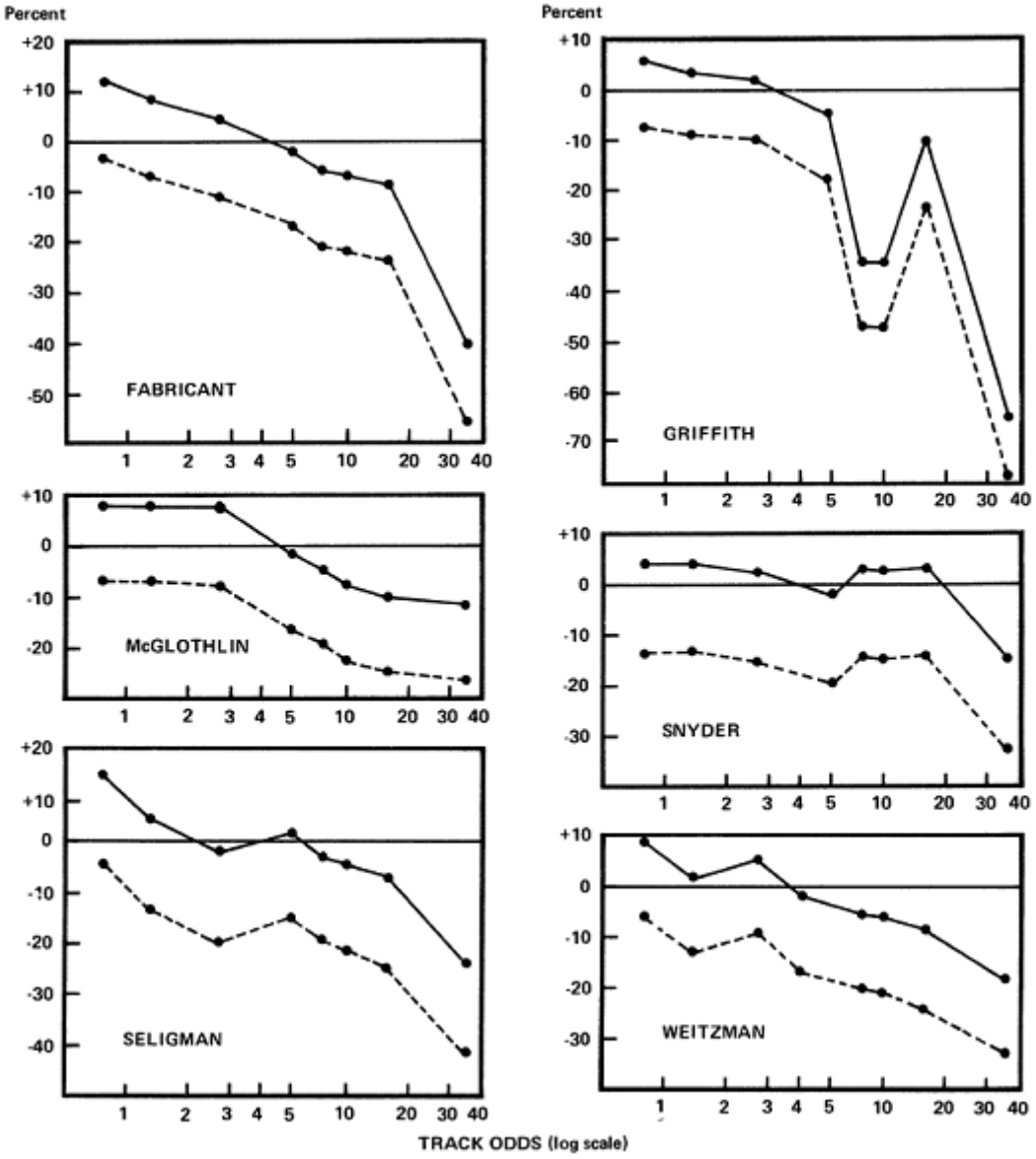
par des *bookmakers* et ne fluctuent pas, ce système s'apparente donc à celui des cotes fermes[13]. Il s'appuie sur un échantillon de 2 777 courses, courues au Royaume-Uni en 1973 et met en place un système de mise particulier afin de voir s'il est possible de faire un bénéfice. Sans prendre en compte les taxes, son système permet de réaliser un profit pour les chevaux dont les cotes sont inférieures à 2/1. En prenant en compte les taxes, le profit persiste pour les chevaux ayant une cote inférieure à 1,66/1. Dans tous les autres cas, le système entraine des pertes. Ces résultats impliquent que les cotes des favoris sont sous-évaluées et inversement pour les cotes des outsiders.

Figgis (1951, 1974a, 1974b, 1976) utilise également les *starting prices* et montre que pour le groupe de chevaux ayant les plus petites cotes (inférieures ou égales à 1,4/1), le taux de retour moyen[14], sans prendre en compte les taxes, est de 97,2% en 1950, 108,1% en 1965, 108,5% en 1973. De manière opposée, le taux de retour moyen, toujours en ne prenant pas compte les taxes, du groupe de chevaux ayant les cotes les plus élevées (21/1 et plus) atteint 23,8% en 1950, 37,3% en 1965 et 23,2% en 1973. Il en ressort donc que le *FLB* a clairement été identifié.

Par la suite, Snyder (1978) publie une revue de littérature reprenant les résultats d'une partie des travaux menés sur les pari-mutuels, notamment ceux de Griffith (1949), McGltothlin (1956), mais également de Fabricant (1965), Seligman (1975) et Ali (1977) et y incorpore ses propres observations portant sur 1 730 courses, courues aux USA entre 1972 et 1974. Comme on peut le voir sur le graphique 1, son étude a l'intérêt de présenter les résultats obtenus pour chacun des auteurs, avant (lignes continues) et après (lignes en pointillés) la prise en compte des taxes. A noter que les cotes, transformées en logarithme, se situent en abscisses alors que le rendement moyen, qui correspond à l'espérance de gain net, est présenté en ordonnées.

[13] Voir la définition pp. 38-43.
[14] Un taux de retour moyen de 100 correspond à un rendement moyen de 0% ou une espérance de gain net nulle.

Graphique 1 : Synthèse des résultats publiés entre 1949 et 1978 avant et après prise en compte des taxes



Source : Snyder W.W. (1978), « Horse Racing: Testing the Efficient Market Model », *Journal of Finance*, vol. 33 (4), p. 1111.

Le graphique 2 reprend les mêmes paramètres pour les abscisses et ordonnées mais combine les observations de tous les auteurs, et cela, avant (*Take Added Back*) comme après (*Actual*), la prise en compte des taxes tandis que le tableau 1 détaille plus précisément le rendement moyen associé à chaque groupement de cotes transformées en logarithme.

Graphique 2 : Espérance de gain calculée à partir de toutes les études combinées avant et après prise en compte des taxes

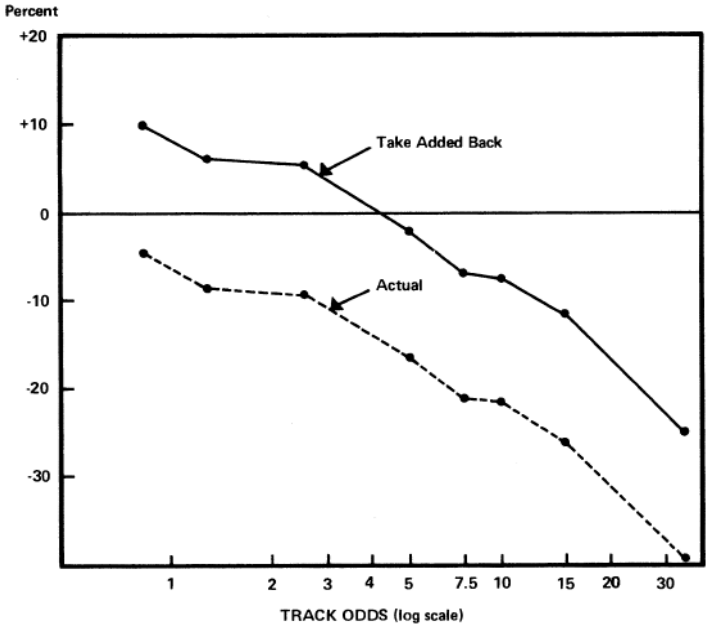


Tableau 1 : Espérance de gain pour chaque étude et combinée sans prendre en compte les taxes pour différents niveaux de cotes

Rates of Return By Grouped Odds, Take Added Back								
Study	**0,75**	**1,25**	**2,5**	**5,0**	**7,5**	**10,0**	**15,0**	**33,0**
Fabricant	11,1	9,0	4,6	-1,4	-3,3	-3,7	-8,1	-39,5
Griffith	8,0	4,9	3,1	-3,1	-34,6	-34,1	-10,5	,65,5
McGlothlin	8,0	8,0	8,0	-0,8	-4,6	-7,0	-9,7	-11,0
Seligman	14,0	4,0	-1,0	1,0	-2,0	-4,0	-7,8	-24,2
Snyder	55,5	5,5	4,0	-1,2	3,4	2,9	2,4	-15,8
Weitzman	9,0	3,2	6,8	-1,3	-4,2	-5,1	-8,2	-18,0
Combined	9,1	6,4	6,1	-1,2	-5,2	-5,2	-10,2	-23,7

Source : Snyder W.W. (1978), « Horse Racing: Testing the Efficient Market Model », *Journal of Finance*, vol. 33 (4), p. 1112.

Le graphique 2 montre que, pour toutes les observations combinées (plus de 30 000 observations), en ne prenant pas en compte les taxes, le point d'indifférence se situe entre 5/1 et 5,5/1. De plus, si l'on regarde le tableau 1, toujours en ne prenant pas en compte les taxes, on s'aperçoit que les paris placés sur des cotes inférieures ou égales à 3,5/1 permettent de dégager un profit. A l'inverse, les pertes deviennent significatives pour les paris ayant des

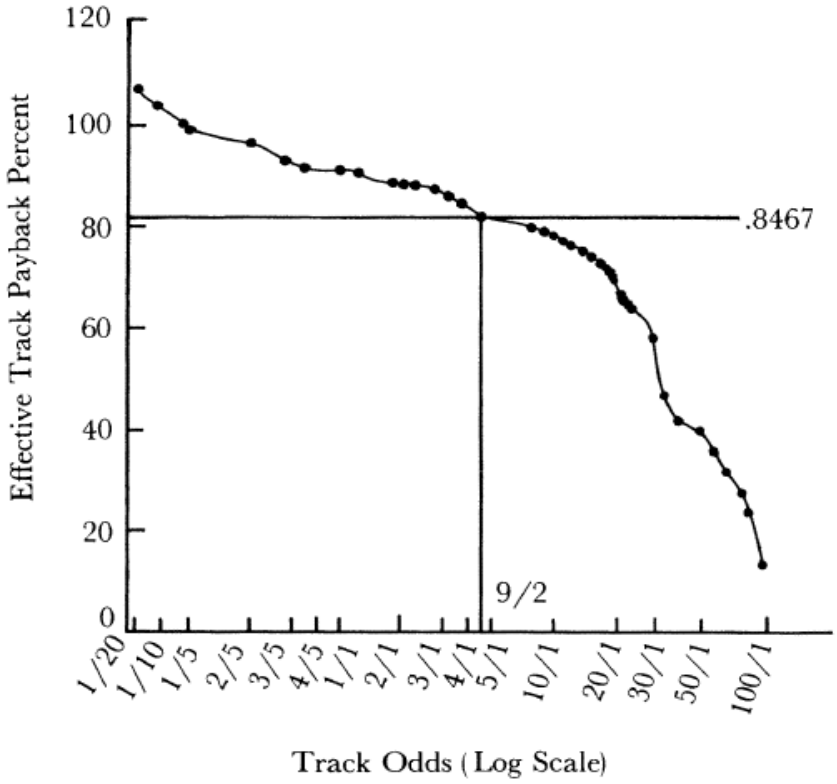
cotes supérieures ou égales à 8,5/1. Cela montre, encore une fois, que les probabilités empiriques de gagner des favoris sont sous-estimées contrairement aux probabilités empiriques de gagner des outsiders.

En se basant sur un échantillon de 729 courses, courues à Atlantic City, en 1978, dans le cadre des pari-mutuels, Asch, Malkiel et Quandt (1982) calculent l'espérance de gain net associée à des groupes de chevaux ayant des cotes inférieures à 3/1 et des cotes supérieures à 26/1 et trouvent des résultats qui corroborent également l'existence du *FLB*.

Henery (1985) reprend les *starting prices* avec un échantillon de 883 courses, courues au Royaume Uni en 1979 et 1980, et trouve un taux de retour moyen, après prise en compte des taxes, de 97,9% pour le groupe dont les cotes sont inférieures à 1,396/1 et de 10% pour le groupe ayant des cotes supérieures à 39,12/1. Autrement dit, une nouvelle fois, les parieurs percevront, un gain beaucoup plus faible en pariant sur les outsiders. A noter qu'au Royaume-Uni, le même phénomène est recensé dans le *Ladbrokes Pocket Companion Flat Edition* (1990) pour des courses de chevaux courues de 1985 à 1989.

Thaler et Ziemba (1988) publient une seconde revue de littérature au cours de laquelle ils reprennent les travaux d'Ali (1979), Hausch Ziemba et Rubinstein (1981), Asch, Malkiel et Quandt (1982), Asch et Quandt (1986). Le point qui a retenu notre attention concerne la présentation des travaux de Ziemba et Hausch (1986). Ces derniers reprennent les observations déjà utilisées par d'autres auteurs (environ 50 000 courses de chevaux) et calculent le taux de retour moyen pour plusieurs groupes de chevaux toujours classés en fonction des cotes, en prenant en compte un prélèvement de 15,33% (pratiqué en Californie). Sur le graphique 3, la ligne horizontale correspond au point de neutralité, atteint pour une cote de 5,5/1. Pour des cotes supérieures, les chances de gagner des chevaux seront donc surestimées et inversement pour les cotes inférieures. On peut également souligner que pour des cotes inférieures ou égales à 1,3/1, le taux de retour moyen excède 100%, ce qui implique un profit. Le graphique 3 présente également ces résultats avec le rendement moyen (sans prendre en compte les taxes) en ordonnées et les cotes, transformées en logarithme, en abscisses.

Graphique 3 : Taux de retour moyen ne prenant pas en compte les charges pour différents niveaux de cotes



Source : Thaler R.H. et Ziemba W.T. (1988), « Anomalies: Parimutuel Betting Markets: Racetrack and Lotteries », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 2 (2), p. 164.

En 40 ans, le *FLB* a acquis un large crédit auprès des chercheurs tant il a été recensé de nombreuses fois aux USA et au Royaume Uni. Sa présence a également été détectée en Australie par Tuckwell (1981) ou encore Bird et McCrae (1987), mais aussi en Nouvelle Zélande par McCulloch et Van Zijl (1984). Néanmoins, les premières contradictions sont apparues avec l'étude de Busche et Hall (1988). En se basant sur un échantillon de 2 653 courses, courues à Hong Kong dans le cadre des pari-mutuels durant la saison 1981-1982 et 1986-1987, ils analysent les préférences des parieurs en testant une régression visant à expliquer les cotes anticipées des chevaux (probabilités subjectives)[15] par les cotes effectives (probabilités effectives)[16] du type :

[15] La cote anticipée est la cote classique fixée avant le début d'un événement, elle correspond à l'inverse de la probabilité implicite de gagner d'un cheval.
[16] La cote effective est la cote calculée ex-post, elle correspond à l'inverse de la probabilité réelle de gagner d'un cheval.

$$Cotes\ anticipées\ des\ chevaux = \alpha + \beta \times Cotes\ effectives \quad (18)$$

Sur la base de cette équation, Busche et Hall (1988) soulignent que le coefficient β devrait être égal à 1 si les individus sont neutres au risque, supérieur à 1, si les individus sont averses au risque et inférieure à 1, si ces derniers expriment une préférence pour le risque. En premier lieu, ils reprennent un échantillon de données tiré de plusieurs études réalisées aux USA et obtiennent les résultats suivants :

$$Betting\ Odds = 1{,}144 + 0{,}747 \times Win\ Odds,\ R^2 = 0{,}993 \quad (19)$$

Source : Busche K. et Hall C.D. (1988), « An Exception to the Risk Preference Anomaly », *Journal of Business*, vol. 61, p. 343.

En traduisant, on obtient :

$$Cotes\ anticipées\ des\ chevaux = 1{,}144 + 0{,}747 \times Cotes\ effectives,\ R^2 = 0{,}993 \quad (20)$$

On peut observer que la pente est inférieure à 1, (le coefficient est significatif au seuil de 1%), ce qui implique que les parieurs ont une préférence pour le risque. Parallèlement, ils refont le même test sur leur propre échantillon et trouvent les résultats suivants :

$$Betting\ Odds = -2{,}908 + 1{,}251 \times Win\ Odds,\ R^2 = 0{,}990 \quad (21)$$

Source : Busche K. et Hall C.D. (1988), « An Exception to the Risk Preference Anomaly », *Journal of Business*, vol. 61, p. 343.

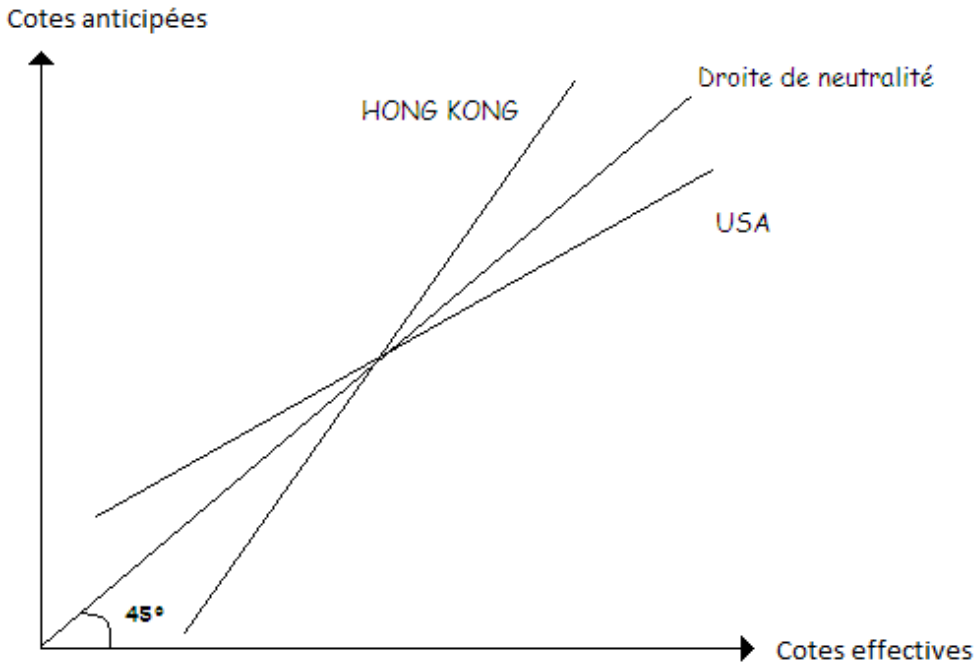
En traduisant, on obtient :

$$Cotes\ anticipées\ des\ chevaux = -2{,}908 + 1{,}251 \times Cotes\ effectives,\ R^2 = 0{,}990 \quad (22)$$

A l'inverse, on voit que la pente est supérieure à 1, (le coefficient est significatif au seuil de 1%), ce qui démontre une aversion à l'égard du risque. Dans ces conditions, on a un *FLB* inversé, c'est-à-dire que les parieurs obtiennent un gain moins important en pariant sur les favoris plutôt que sur les outsiders. Les résultats issus des courses de chevaux de Hong

Kong sont donc diamétralement opposés à ceux obtenus pour les courses de chevaux courues aux USA. Cette constatation est illustrée par le graphique 4.

Graphique 4 : Cotes anticipées et cotes effectives pour Hong Kong et les USA



Par la suite, Busche (1994) étend ses précédentes recherches en complétant son échantillon initial par 2 690 courses, également courues à Hong Kong dans le cadre des pari-mutuels de 1987 à 1992, soit un total de 5 383 courses, et en ajoutant un échantillon de 1 873 courses, courues au Japon, toujours dans le cadre des pari-mutuels, en 1990. Ces conclusions sur ces deux nouveaux échantillons sont similaires aux précédentes.

Néanmoins, ces conclusions restent minoritaires dans la mesure où d'autres études sont rapidement venues confirmer l'existence du *FLB* comme celles de Golec et Tamarkin (1998), qui commencent leur analyse en rappelant les résultats d'Ali (1977), Hausch Ziemba et Rubeinstein (1981) mais également Asch et Quandt (1987), présents dans le tableau 2. Dans chacun des cas, on observe que les probabilités subjectives sont supérieures aux probabilités objectives, ce qui se traduit par des rendements moyens négatifs, qui sont d'autant plus faibles que les probabilités subjectives diminuent. Par ailleurs, on peut également noter que, conformément à l'équation (9), la variance des gains croit à mesure que les probabilités objectives[17] diminuent. Enfin, conformément à l'équation (12), le skewness des gains est à chaque fois positif car les probabilités objectives sont inférieures à 50%.

[17] Cette relation est également valable pour les probabilités subjectives.

Tableau 2 : Moyenne, Variance et Skewness des rendements pour trois des précédentes études

Mean, Variance, and Skewness of Bet Return for Three Previous Studies					
Study	**p_a Objective Probability**	**b_h Subjective Probability**	**Mean**	**Variance**	**Skewness**
Ali (1977)	0,3583	0,3237	-0,081	1,512	1,098
	0,2049	0,2077	-0,181	2,602	6,136
	0,1526	0,1513	-0,163	3,892	14,833
	0,1047	0,1121	-0,225	5,139	30,081
	0,0762	0,0827	-0,235	7,091	60,137
	0,0552	0,0601	-0,238	9,947	122,204
	0,0314	0,0417	-0,321	13,049	242,011
	0,0206	0,0276	-0,381	18,246	526,093
Hausch et al. (1981)	0,469	0,450	-0,135	0,847	0,097
	0,415	0,373	-0,077	1,202	0,455
	0,306	0,323	-0,214	1,402	1,398
	0,263	0,272	-0,197	1,805	2,611
	0,227	0,223	-0,155	2,431	4,940
	0,156	0,172	-0,247	3,066	10,179
	0,126	0,123	-0,150	5,015	23,317
	0,079	0,073	-0,102	9,406	90,046
	0,036	0,037	-0,192	17,464	353,544
	0,016	0,019	-0,301	30,044	1 270,468
Asch and Quandt (1987)	0,455	0,403	-0,062	1,051	0,193
	0,301	0,275	-0,092	1,919	2,313
	0,202	0,222	-0,243	2,257	5,022
	0,155	0,184	-0,302	2,659	8,278
	0,164	0,159	-0,144	3,745	13,173
	0,125	0,137	-0,242	4,063	18,321
	0,131	0,104	-0,050	7,307	43,202
	0,092	0,091	-0,156	7,000	52,178
	0,080	0,079	-0,152	8,224	72,783
	0,042	0,058	-0,407	8,118	106,345
	0,039	0,049	-0,345	10,691	167,458
	0,030	0,040	-0,381	12,533	245,840
	0,018	0,026	-0,427	18,094	561,374
	0,012	0,020	-0,509	20,050	808,226
	0,006	0,015	-0,676	17,721	962,566
	0,003	0,011	-0,774	17,029	1 277,200
	0,003	0,007	-0,634	44,561	5 406,426

Source : Golec J. et Tamarkin M. (1998), « Bettors Love Skewness, Not Risk at the Horse Track », *Journal of Political Economy*, vol. 106 (1), p. 209.

Les résultats mis en exergue par Golec et Tamarkin (1988), basés sur un échantillon de 840 courses courues aux USA dans le cadre des pari-mutuels durant les années 1990-1992, sont semblables. Le tableau 3, démontre que quelles que soit les alternatives, *gain de la course -seconde place - place dans les trois premiers*, les rendements moyens les plus conséquents sont associés aux probabilités subjectives les plus élevées et inversement.

Tableau 3 : Rendements moyens obtenus pour plusieurs niveaux de cotes et alternatives différentes

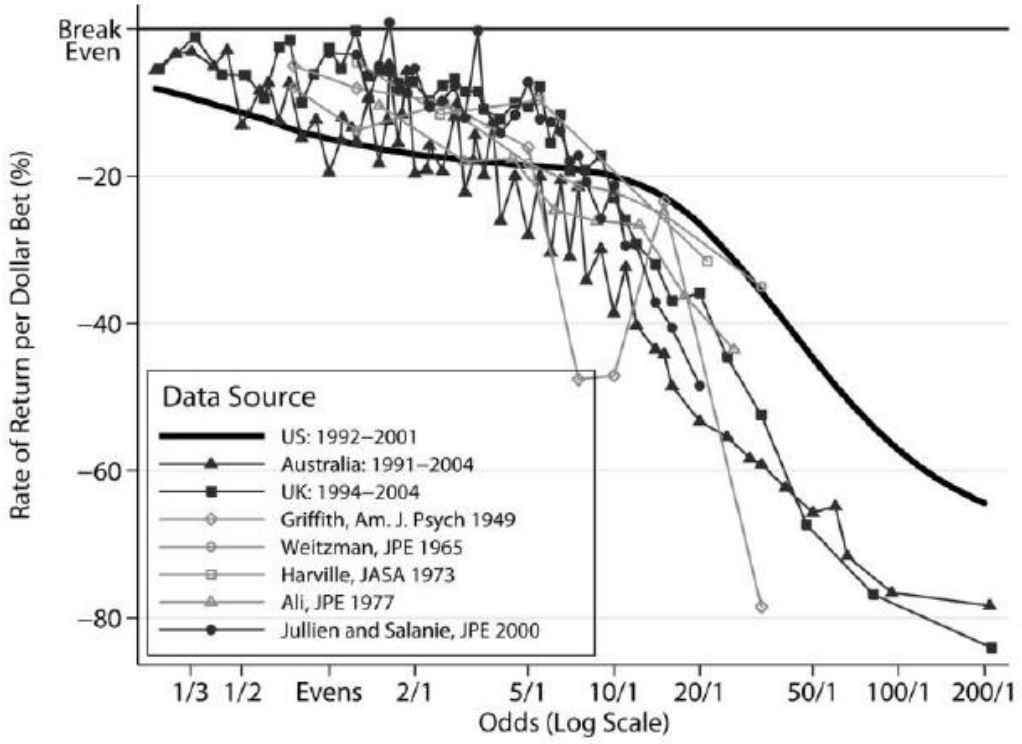
Returns To Win, Place, And Show By Subjective Win Probability Categories Particular To This Study From Horse Races Conditioned On There Being A Heavy Favorite				
Probability	**Win**	**Place**	**Show**	**Number of Horses**
* > 0,55	-0,036	0,035	-0,026	87
0,50 < * ≪ 0,55	-0,020	0,030	-0,008	119
0,48 < * ≪ 0,50	-0,255	-0,055	0,059	89
0,46 < * ≪ 0,48	0,027	0,083	0,032	115
0,44 < * ≪ 0,46	-0,195	-0,073	0,022	94
0,4285 < * ≪ 0,44	-0,043	0,080	0,036	127
0,4125 < * ≪ 0,4285	0,085	0,120	0,063	138
0,38 < * ≪ 0,4125	0,170	0,079	0,054	70
0,28 < * ≪ 0,38	-0,228	-0,103	-0,122	43
0,20 < * ≪ 0,28	-0,312	-0,107	-0,042	300
0,16 < * ≪ 0,20	-0,344	-0,332	-0,117	352
0,14 < * ≪ 0,16	-0,287	0,326	-0,183	299
0,12 < * ≪ 0,14	-0,313	-0,287	-0,252	350
0,10 < * ≪ 0,12	-0,276	-0,278	-0,134	420
0,085 < * ≪ 0,10	-0,056	-0,202	-0,240	412
0,0675 < * ≪ 0,085	-0,348	-0,422	-0,363	552
0,0575 < * ≪ 0,0675	-0,334	-0,376	-0,320	373
0,0475 < * ≪ 0,0575	-0,529	-0,405	-0,297	398

Source : Golec J. et Tamarkin M. (1998), « Bettors Love Skewness, Not Risk at the Horse Track », *Journal of Political Economy*, vol. 106 (1), p. 212.

Nous pouvons également rajouter que deux revues de littérature écrites par Sauer (1998) et Vaughan Williams (1999), reprennent une partie des travaux que nous avons cités mais recensent d'autres études qui ont enregistré la présence du *FLB*, de plus, une mise à jour de ces revues est disponible avec l'étude de Snowberg et Wolfers (2010). A ce propos, le graphique 5 illustre les principaux résultats trouvés depuis 1949 avec le rendement moyen en

ordonnées (en prenant en compte les taxes) et les cotes, transformées en logarithme, en abscisses.

Graphique 5 : Présentation d'une partie des résultats publiés entre 1949 et 2004 après prise en compte des taxes[18]



Source : Snowberg E. et Welfers J. (2010), « Explaining the Favourite-Longhshot Bias: Is-it Risk Love or Misperceptions », National Bureau of Economic Research, Working Paper n° 15923, Cambridge.

3.2 Le FLB dans les autres disciplines

L'analyse des courses de chevaux s'est rapidement étendue aux autres sports dont les paris ont émergé un peu plus tard. Dans cette partie, nous récapitulerons les travaux relatifs aux disciplines les plus suivies.

Concernant les courses de chiens, Cain, Law et Peel (1992) sont les premiers à recenser le *FLB*. Ils comparent les probabilités implicites de gagner extraites des *starting prices* avec les probabilités effectives et calculent également les rendements moyens associés à différents niveaux de cotes. Il en ressort que les probabilités effectives surpassent

[18] Même remarque que pour le graphique 1.

uniquement les probabilités implicites pour des cotes inférieures ou égales à 2,5/1, ce qui corrobore la présence du *FLB*. Néanmoins, ils n'arrivent pas à mettre en place de stratégies permettant de dégager un profit. A noter que le *FLB* a également été recensé dans les courses de chiens aux USA dans le cadre des pari-mutuels par Terell et Farmer (1996).

Dans un autre registre, plusieurs auteurs ont analysé les matchs de football à l'image de Pope et Peel (1989) ou encore Kuypers (2000). Toutefois, la première étude à avoir mis en évidence le *FLB* est celle de Cain, Law et Peel (2000). Ces derniers analysent un échantillon de 2 855 matchs joués en Angleterre durant la saison 1991-1992, et montrent que ce biais n'est pas simplement présent sur les paris classiques du type, Victoire à domicile – Match Nul – Victoire à l'extérieur, mais également sur les scores des matchs. De fait, en misant sur des scores dont la probabilité d'occurrence est élevée (cote faible), un parieur obtiendra un rendement moyen supérieur à celui procuré en misant sur des scores dont la probabilité d'occurrence est faible (cote élevée). Plus récemment, Brycki (2009), fournit une étude extrêmement détaillée des matchs de football, regroupant l'ensemble des matchs de Premier League et League Championship, disputés en Angleterre de la saison 2000-2001 à 2007-2008. Il dispose notamment des cotes proposées par plusieurs *bookmakers*, à savoir : Bet365, Blue Square, Bwin, Gamebookers, Interwetten, Ladbrokes, SportingOdds, Sportingbet, Stan James, Stanley Bet, VC Bet et William Hill. Sur l'ensemble de son échantillon, il constate que parier sur les favoris permet d'obtenir un rendement moyen (-2,46%) supérieur à celui obtenu en pariant sur les outsiders (-9,58%). A noter que sur certaines années, il était possible de dégager un profit en pariant sur les favoris notamment en 2006-2007 (1,03%) et 2007-2008 (1,74%) alors que ce n'était pas possible pour les outsiders.

La présence du *FLB* a été identifiée dans le cadre des matchs de tennis. En s'appuyant sur les cotes fixées par des *bookmakers* sur 5 892 matchs joués entre janvier 2001 et avril 2004, Forrest et McChale (2005) analysent, dans un premier temps, les rendements moyens associés aux favoris et outsiders. Ils observent que sur l'ensemble de l'échantillon, le rendement moyen associé aux favoris est positif (2,1%)[19] alors qu'il est négatif (-12,9%)[20] dans le cas des outsiders. Dans un deuxième temps, ils approfondissent leur analyse en groupant les paris par tranche de probabilités implicites[21] et font varier plusieurs paramètres (surface, année d'étude, type de tournoi). Le *FLB* persiste dans chacun des cas analysé et il est possible de dégager un profit dans certaines configurations. Dans la foulée, Forrest et

[19] Significatif au seuil de 5%.
[20] Significatif au seuil de 1%.
[21] Tranches de 10%.

McChale (2007), complètent leur échantillon par de nouvelles observations plus récentes et les testent tout d'abord par le biais d'une régression linéaire classique du type :

$$Rendement = \alpha + \beta \times Cotes \quad (23)$$

En l'absence de biais et sous l'hypothèse d'efficience faible, la relation linéaire entre les cotes et les rendements devraient déboucher sur :

- Une pente égale à 1, c'est-à-dire $\beta = 1$.
- Une constante négative, c'est-à-dire $\alpha < 0$ (ce qui reflète la marge des *bookmaker*s).

Ils obtiennent les résultats suivants (coefficients tous significatifs au seuil de 1%) :

$$Return = -0{,}280 + 0{,}351 \times Odds \quad (24)$$

Source : Forrest D. and McHale I. G. (2007), « Anyone for Tennis Betting? », *The European Journal of Finance*, vol. 13 (8), p. 758.

On constate donc que, plus la cote est faible (probabilité estimée élevée) et plus le rendement moyen attendu par les parieurs sera élevé, ce qui démontre clairement la présence du *FLB*. A noter que les deux auteurs donnent plus de poids à leurs résultats an appliquant une régression semi-paramétrique à leur échantillon.

En ce qui concerne les sports un peu moins suivis par les parieurs, Woodland et Woodland (1999) s'intéressent à 24 603 matchs de baseball, disputés aux USA et extraits des saisons allant de 1979 à 1989 et y appliquent des tests-z et des régressions afin de mettre en évidence une éventuelle distorsion entre probabilités subjectives et probabilités effectives. Leurs résultats témoignent d'une inefficience du marché dans la mesure où les parieurs semblent avoir une préférence pour les favoris plutôt que pour les outsiders. Ils observent également qu'une stratégie visant à miser sur les outsiders permet d'obtenir un rendement moyen anormalement élevé. Woodland et Woodland (2003) complètent leur échantillon de base avec 10 nouvelles saisons (1990-1999) et observent à nouveau la présence du *FLB* inversé. On peut ajouter que Woodland et Woodland (2001) font le même constat en étudiant le Hockey. Toutefois, la portée de ces résultats est à nuancer car leur méthodologie a fait l'objet d'une critique détaillée de la part de Gandar et al. (2002).

Concernant d'autres sports, nous pouvons souligner que le *FLB* classique a été identifié dans le cadre du basketball avec l'étude de Colquitt, Godwin et Swidler (2004) ou encore dans le cadre du golf avec le papier de Shmanske (2005). Dans ces deux articles, les rendements moyens associés aux favoris surpassent ceux des outsiders.

Pour conclure, il faut souligner que Cain, Law et Peel (2003) ont cherché l'existence du *FLB* dans le cadre de plusieurs sports et l'ont notamment identifié dans le domaine de la boxe, du cricket, des courses de chiens et de chevaux, du tennis et du snooker. Néanmoins, ces résultats doivent être pris en compte avec précaution en raison du faible nombre d'observations enregistrées dans leur étude.

4 Les tentatives d'explication du FLB dans le cadre du marché des paris sportifs

De nombreux chercheurs ont tenté d'expliquer à la fois l'existence du *FLB* ainsi que les raisons qui poussent les parieurs à jouer alors même que dans la quasi-totalité des situations, ils ont une espérance objective de gain net négative. Les tentatives d'explication ont été nombreuses et ont évolué au cours du temps. Certaines ont rapidement montré leurs limites dans la mesure où elles s'appliquaient uniquement au système des pari-mutuels et ne se généralisaient pas au système classique des cotes fixes. D'autres, au contraire, s'étendaient à tous les types d'organisation. A noter que nous avons décidé de passer uniquement en revue les théories dont la portée n'était pas limitée, toutefois, à titre d'information, le papier d'Ottaviani et Sorensen (2008) reprend l'ensemble des explications discutées dans la littérature.

4.1 Théorie de l'utilité espérée et préférences des parieurs

Les premiers modèles utilisés pour évaluer le comportement des parieurs reposaient sur le cadre théorique de l'utilité espérée, développé par Von Neumann et Morgenstern (1944). Ces derniers postulent que si les préférences des individus arrivent à satisfaire plusieurs axiomes tels que la transitivité, la continuité, l'indépendance et la complétude, alors ces dernières peuvent être représentées via une fonction d'utilité. Dans ce cadre particulier, le *FLB* serait donc la résultante des préférences des individus.

L'analyse des préférences des parieurs comme facteur explicatif du *FLB*, n'est pas nouvelle et a débuté avec les travaux de Rosett (1965) et Weitzman (1965). Rosett (1965)

commence par examiner et comparer le profil (rendement/risque) de plusieurs types de paris. A partir d'un échantillon de 12 000 courses de chevaux courues à New York de 1954 à 1963 dans le cadre des pari-mutuels, il montre qu'en général, même si les parieurs ont un comportement rationnel, ils ont tendance à choisir les paris offrant un potentiel de gain élevé.

Weitzman reprend le même échantillon que Rosett et détermine dans le cadre de la théorie de l'utilité espérée, la fonction d'utilité d'un parieur représentatif[22] obtenue à partir de la relation entre probabilité subjective et effective. Il en ressort qua sa fonction d'utilité qui dépend également du niveau de richesse est convexe. En d'autres termes, le parieur représentatif montre une préférence pour le risque, c'est pourquoi il serait naturellement attiré par les outsiders.

Ali (1977) reste dans le cadre de la théorie de l'utilité espérée et met en place une méthodologie particulière visant à estimer la fonction d'utilité des parieurs qui dépend de la cote des chevaux. Dans sa démarche, il utilise une fonction du type :

$$U(X) = \alpha \times X^{\beta} \tag{25}$$

Sachant que $X > 1$, si $\beta > 1$, les parieurs auront une préférence pour le risque, si $\beta < 1$, les parieurs seront averses au risque et enfin si $\beta = 1$, les parieurs seront neutres au risque. Il en déduit les résultats suivants :

$$U(X) = 1{,}91 \times X^{1{,}1784} \tag{26}$$

Source : Ali M.M. (1977), « Probability and Utility Estimates for Racetrack Bettors », *Journal of Political Economy*, vol. 83, p. 813.

On voit que $U'(X) > 0$ et $U''(X) > 0$, donc les parieurs ont une préférence pour le risque. A noter que Kanto et al. (1992) ainsi que Golec et Tamarkin (1998) utilisent la même méthodologie et trouvent des résultats très proches.

Quandt (1986) démontre que le *FLB* est un équilibre dans lequel les parieurs ayant une préférence avérée pour le risque doivent choisir parmi plusieurs paris en fonction de leur espérance et variance attendus.

[22] Il appelle ce parieur représentatif Mr AVMART, ce dernier joue le rôle du parieur moyen.

Golec et Tarmarkin (1988) sont parmi les premiers à prendre en compte le moment d'ordre 3, c'est-à-dire le skewness, dans l'analyse des préférences des parieurs. Toujours dans le cadre de la théorie de l'utilité espérée, ces derniers reprennent la méthodologie d'Ali (1977) et trouvent des résultats similaires concernant l'appétit pour le risque des parieurs. Néanmoins ils vont plus loin et introduisent une fonction quadratique incluant le moment d'ordre 3 qu'ils estiment à l'aide d'une approximation de Taylor du type :

$$U(X) = \alpha + \beta_1 \times X_1 + \beta_2 \times X_2 + \beta_3 \times X_3 \quad (27)$$

Où X_1 = moment d'ordre 1 ; X_2 = moment d'ordre 2 et X_3 = moment d'ordre 3 et ils obtiennent les résultats suivants[23] :

$$U(X) = -0{,}071 + 0{,}351 \times X_1 - 0{,}004 \times X_2 + 0{,}0002 \times X_3 \quad (28)$$

Source : Golec J. et Tamarkin M. (1998), « Bettors Love Skewness, Not Risk at the Horse Track », *Journal of Political Economy*, vol. 106 (1), p. 218.

Ils montrent donc que $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ et $\beta_3 > 0$, autrement dit, le parieur standard est averse au risque et aime le skewness. En utilisant exactement la même méthodologie, Garett et Sobel (1999) trouvent les mêmes résultats dans le cadre du lotto. Ces deux études montrent que les parieurs sont donc prêts à abandonner du rendement en contrepartie du skewness, ce dernier étant associé aux outsiders (pertes récurrentes avec des gains exceptionnels élevés).

Hamid, Prakash et Smyser (1996) analysent également le moment d'ordre 3 à partir d'un échantillon de 1 032 courses de chevaux courues en Floride durant l'été 1986 dans le cadre des pari-mutuels à l'aide d'une méthodologie un peu particulière et montrent à l'inverse que les parieurs aiment le risque mais pas le skewness.

Toutefois, ces résultats sont à nuancer dans la mesure où la théorie de l'utilité espérée a fait l'objet de nombreuses critiques suite à la multiplication d'expériences de laboratoire. Ces dernières ont mis en exergue plusieurs paradoxes tels que celui d'Allais (1953) ou Ellsberg (1961), qui ont inspiré l'idée popularisée par Kanheman & Tversky (1979), selon laquelle, les individus n'appréhendent pas les probabilités de manière linéaire.

Dans cet esprit, plusieurs critiques sont venues remettre en cause les résultats issus du cadre de la théorie de l'utilité espérée. Hormis le fait que le nombre d'observations soit

[23] Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

souvent limité, que la méthodologie de groupement des paris ait des lacunes évidentes[24] et qu'utiliser des approximations de Taylor peut parfois conduire à des résultats erronés, Cain, Peel et Law (2002) montrent :

- Que les préférences des individus ne sont pas monotones et qu'ils peuvent à la fois exhiber une préférence et une aversion pour le risque, il en va de même pour le skewness.

- Qu'il est impossible qu'à variance constante, un individu puisse revoir à la baisse son espérance de gain en contrepartie d'une hausse du skewness. Plus simplement, les trois moments sont liés et un parieur ne peut arbitrer seulement deux moments.

Un peu plus tard, Coleman (2004) soumet l'idée qu'il pourrait y avoir deux différents groupes de parieurs. Un groupe, averse au risque, serait amené à parier sur les favoris et à faire des profits. A l'inverse, un autre groupe, plus large, présentant une préférence commune pour le risque, choisirait les outsiders et ferait des pertes. Cette idée montre bien qu'une régression linéaire classique, qui, par définition, implique des préférences constantes, est inappropriée.

Après avoir parcouru les explications relatives à la théorie de l'utilité espérée et les controverses qu'elles ont suscitées, nous allons nous intéresser aux hypothèses issues d'autres formalisations théoriques.

4.2 Les autres explications

4.2.1 Théorie des perspectives cumulées et préférences des parieurs

Face aux critiques relatives à la théorie de l'utilité espérée, Julien et Salanié (2000, 2005) et plus récemment Law et Peel (2009) ont tenté d'analyser les choix des parieurs dans le cadre de la théorie des perspectives cumulées construit par Kanheman et Tversky (1979). Ce cadre théorique a permis d'expliquer plusieurs paradoxes non-résolus par la théorie de l'utilité espérée comme le font remarquer Stamer (2000), Rabin (2000), ou encore Rabin et Thaler (2001). Néanmoins, les résultats issus de ce cadre théorique sont à prendre avec précaution dans la mesure où ce dernier implique de faire des hypothèses parfois

[24] Critique de Busche et Hall (1988).

simplificatrices et ne correspondant pas à la réalité. À titre d'exemple, on peut citer le fait que les parieurs soient contraints de miser le même montant sur n'importe quel type de cote. Par ailleurs, ce cadre n'est pas pratique car il nécessite de déterminer à l'avance la forme des fonctions d'utilité et donc les préférences des parieurs (espérance, variance, skewness), aussi bien pour les gains que pour les pertes. Enfin, il est nécessaire de calibrer avec justesse la fonction de transformation des probabilités qui est censée prendre en compte la distorsion qui existe entre probabilités objectives et subjectives.

4.2.1 La distorsion des probabilités

Comme nous l'avons vu p. 85, l'idée que les agents économiques n'infèrent pas les probabilités de manière linéaire, autrement dit qu'il existe une différence entre la distribution objective des probabilités et la perception des individus (probabilités subjectives), a été popularisée par Kanheman et Tversky (1972). En s'appuyant sur des expériences de laboratoire, ces derniers démontrent que les agents économiques ont tendance à surestimer les probabilités faibles et au contraire à sous-estimer les probabilités élevées[25].

Dans le domaine des paris sportifs, Griffith (1949) est le premier à évoquer cette idée. Il explique que le *FLB* résulte d'une mauvaise assignation des probabilités par les parieurs. Selon lui, ces derniers auraient tendance à assigner trop de poids aux probabilités faibles ce qui expliquerait pourquoi les rendements moyens associés à des cotes élevées soient moins importants que ceux associés aux cotes faibles.

Henery (1985) fait la même constatation et tente de légitimer le *FLB* par le fait que les parieurs ont tendance à sous-estimer une partie de leurs pertes potentielles relativement à leurs gains. Si l'on veut schématiser, prenons q, la vraie probabilité qu'un cheval ne gagne pas une course telle que la cote qu'il perde cette course soit $q/1-q$. Le parieur va redéfinir cette probabilité à Q, qui est égale à fq, avec f est la fraction de perte non-escomptée par le parieur. En supposant que f soit égale à 3/4 (c'est-à-dire que le parieur discounte 25% de ses pertes anticipées), et on estime la vraie probabilité de perdre de ce cheval à 1/2, le parieur estimera la probabilité de perdre de ce cheval à 3/8. En reprenant le cadre d'analyse d'Henery (1985), Vaughan Williams (1999), fournit un exemple pour monter la relation qui existe cote et rendement moyen attendu (espérance de gain). Il prend le cas d'une course de chevaux avec

[25] Keren et Wagenaar (1987) insistent sur le fait que ces conclusions sont aussi bien dans le cadre des jeux simples que répétés.

seulement deux partants où le favori a une probabilité réelle de gagner de *s* et l'outsider *(1-s)*. Après redéfinition des probabilités, la probabilité subjective de perdre un pari en jouant sur le favori devient *f(1-s)* et sur l'outsider *(fs)*. Dans ces conditions, si l'espérance de rendement est de 0 en misant sur chaque cheval, cela implique que la cote du favori sera :

$$\frac{f(1-s)}{1-f(1-s)} \tag{29}$$

Et celle de l'outsider sera :

$$\frac{fs}{1-fs} \tag{30}$$

L'espérance de rendement pour le favori devient :

$$E[Rend] = \frac{f(1-s)}{1-f(1-s)} \times s(1-s) \tag{31}$$

En conséquence, il montre que l'espérance de rendement sera réduite dès lors que la probabilité de gagner, s, diminue :

$$\frac{dE[Rend]}{ds} = \frac{(1-f+fs)\times((s-sf+f-1)\times f)}{(1-f(1-s))^2} \tag{32}$$

$$\frac{dE[Rend]}{ds} = \frac{1-f}{(1-f(1-s))^2} \tag{33}$$

$$> 0 \text{ si } f < 1 \tag{34}$$

À l'opposé, plusieurs chercheurs ont tenté d'expliquer la distorsion des probabilités en insistant sur l'excès de confiance des parieurs. L'excès de confiance se définit comme la tendance à surestimer ses propres capacités, compétences ou connaissances. Ce comportement n'affecte pas seulement les investisseurs ou parieurs mais l'ensemble de la population. A titre d'exemple, il a été identifié chez les étudiants par Fischhoff et al. (1977), chez les analystes de

la CIA par Cambridge et Schreckengost (1978), chez les managers par Russo et Schoemaker (1992) ou plus récemment chez les entrepreneurs par Baron (2000). Enfin, selon Scheinkman et Xiong (2003), l'excès de confiance est l'un des principaux facteurs qui pousse les investisseurs ou parieurs à payer un actif plus cher que sa valeur fondamentale.

Dans le domaine des paris sportifs, Bruce et Johnson (1992) expliquent que les parieurs sont en quête de reconnaissance et cherchent à se faire remarquer par leur capacité à trouver les gagnants de chaque course de chevaux. Ces derniers sont d'autant plus estimés qu'ils arrivent à dénicher des outsiders. Dans ces conditions, ils seront amenés à surestimer leur aptitude à trouver des gagnants parmi les outsiders bien que ces derniers aient moins de chances de gagner que les favoris.

Golec et Tamarkin (1995) utilisent un échantillon fourni par les *bookmakers* portant sur 3 473 matchs de football américain joués entre 1973 et 1988, et essayent de déterminer si les parieurs ont une réelle préférence pour le risque ou bien s'ils sont sur-confiants en analysant un type de pari particulier nommé *teaser*. Leurs conclusions sont en faveur de la sur-confiance. Les mêmes conclusions avec une méthodologie différente ont été mises en exergue dans le cadre des pari-mutuels sur les courses de chevaux, par Snowberg et Wolfers (2010).

Enfin, Berg et Rietz (2010) analysent le marché électronique de l'Iowa où les parieurs ont la possibilité de parier sur des scénarii boursiers sous la forme d'options digitales qui paient 1$ si le scénario se réalise et 0 dans le cas contraire. Ils montrent que les traders font preuve d'excès de confiance lorsqu'ils prennent des positions à long terme. Ils achètent des options dont les scénarii sous-jacents n'ont que très peu de chances de se réaliser et font ainsi des pertes.

L'optimisme a également été évoqué pour tenter d'expliquer la distorsion des probabilités. Contrairement à l'excès de confiance, l'optimisme est indépendant de la manière dont un individu perçoit ses propres capacités, connaissances ou compétences et peut se définir comme la tendance à appréhender l'issue d'une rencontre, d'une action ou d'un événement d'une manière plus favorable qu'elle ne l'est réellement. L'optimisme est un trait de caractère assez répandu que l'on retrouve dans des situations défavorables notamment les problèmes de santé (cancer, SIDA, alcoolisme…) comme le soulignent Helweg-Larsen et Shepperd (2001).

Dans le domaine des paris sportifs, Babad et Katz (1991) étudient le comportement des parieurs dans le cadre des matchs de football en Israël et montrent que ces derniers ne

peuvent réprimer leur sentiment d'optimisme vis-à-vis de l'équipe qu'ils supportent et cela, en dépit des pertes qu'ils subissent.

En résumé, il apparait que les différentes hypothèses visant à expliquer la distorsion entre les probabilités objectives et subjectives restent multiples. Ce constat explique pourquoi il n'existe pas de résultats unanimes concernant la fonction de transformation des probabilités utilisée dans le cadre de la théorie des perspectives cumulées et rend contestable les recherches directement issues de ce cadre théorique.

4.2.3 Cadre alternatif et préférences des parieurs

Bird McCrae et Beggs (1987) sont les premiers à avoir mis en place une méthodologie indépendante de la théorie de l'utilité espérée mais aussi de la théorie des perspectives cumulées afin d'étudier les préférences des parieurs en termes d'espérance, de variance mais aussi de skewness. Ils s'appuient sur les cotes proposées par les *bookmakers* sur un échantillon de 1 026 courses de chevaux courues à Melbourne et mettent en place une régression linéaire visant à expliquer le rendement par la variance et le skewness, du type :

$$Espérance = \alpha + \beta 1 \times Variance + \beta 2 \times Skewness \quad (35)$$

En faisant varier les paramètres (par exemple : en éliminant la constante), globalement, ils constatent que $\beta_1 > 0$ et $\beta_2 < 0$. Autrement dit, un parieur acceptera une augmentation de la variance en contrepartie d'une espérance plus élevée (aversion pour le risque) et à l'inverse, il sera prêt à faire une concession sur le rendement espéré en contrepartie d'une augmentation du skewness (aime le skewness). Toutefois, la portée de ces résultats est limitée par le postulat que les individus n'infèrent pas les probabilités de manière linéaire. En effet, comme nous l'avons vu p. 86, utiliser une régression linéaire simple s'avère être une méthodologie incorrecte.

4.2.4 La recherche de sensations

Une autre raison qui serait susceptible de pousser les parieurs à jouer est la recherche de sensations comme le souligne Brown (1986), Coventry et Norman (1997) ou encore Coventry et Hudson (2001). A titre d'exemple, Breen et Zuckerman (1999) constatent que le parieur ne peut être qu'un individu en quête de sensations complexes, prêt à prendre des

risques uniquement dans le but de ressentir quelque chose de nouveau, et donc enclin à payer pour le simple fait de jouer. Dans cette optique, Conlisk (1993) et Simon (1998) ont développé des modèles théoriques, basés sur le fait que les parieurs tirent du plaisir du simple fait de jouer, pour tenter d'expliquer leur comportement.

4.2.5 Le risque de sélection adverse

Une autre explication du *FLB* concerne le côté offre et l'attitude des *bookmakers*. En effet, Shin (1991, 1992, 1993) est le premier à justifier la présence du *FLB* par le risque de sélection adverse supporté par les *bookmakers*, risque qui sera d'autant plus important, que la cote du pari sur laquelle porte l'information privilégiée des parieurs est élevée. Il montre que le *FLB* apparait comme une réponse optimale face à des parieurs disposant d'un degré d'information supérieur, et que l'*overround* est croissant avec le nombre d'alternatives d'un pari. Par ailleurs, avec une méthodologie particulière, il tente de mesurer la proportion de parieurs informés. Il en ressort qu'elle serait de l'ordre de 2%, un chiffre qui est conforme au résultat des études de Julien et Salanié (1994) ou encore Vaughan Williams et Paton (1997). Néanmoins, il est inférieur à celui trouvé par Fingleton et Waldron (1996) qui est compris entre 3,1% et 3,7%.

Par la suite, les affirmations de Shin ont été confirmées par d'autres études à l'image de celle de Metsola (2010) qui compare les cotes des *bookmakers* et celles de Betfair[26], puis, montre que les cotes proposées par les *bookmakers* sur les outsiders sont très nettement inférieures à celles recensées sur Betfair. Le fait est que les *bookmakers* appliquent un discount plus important sur la cote des outsiders car le risque qu'ils subissent est nettement plus élevé que pour les favoris. En effet, les favoris sont associés à une cote faible et donc à un montant potentiel à décaisser moins élevé. Par ailleurs, sachant que les mises sont plafonnées par les *bookmakers*, le risque de perte des *bookmakers* est donc uniquement croissant avec la cote.

4.2.6 Coûts de transaction et d'information

Une autre explication du *FLB* concerne la présence de coûts d'information et de transaction. Hurley et McDonough (1995) considèrent, dans le cadre des pari-mutuels sur les

[26] Rappelons que Betfair est un site internet de *Betting Exchanges*, qui ne prend aucune position opérationnelle, et a juste un rôle d'intermédiaire entre parieurs.

courses de chevaux, un modèle avec deux groupes de parieurs (neutres au risque), le premier groupe étant informé sur les vrais probabilités de gagner de chaque cheval et l'autre non. Dans une configuration avec deux chevaux au départ d'une course, on suppose que les non-informés placeront autant sur les deux chevaux (favori et outsider). Dans ces conditions les parieurs informés pourront profiter de cette erreur de *pricing* pour parier sur le favori et faire un bénéfice dans la mesure où la probabilité objective reste supérieure à la probabilité subjective après déduction des taxes. Selon eux, les coûts de transaction et d'information sont moindres sur les favoris, de fait, la probabilité subjective de ces derniers relativement à la probabilité objective, est plus élevée que celle des outsiders. Toutefois, ils n'arrivent pas à confirmer cette théorie avec des expériences de laboratoire.

A l'inverse, Terell et Farmer (1996) adoptent la même logique et valident leur théorie sur un échantillon réel, à savoir 4 124 courses de chevaux courues à Kansas City aux USA, sur la saison 1989-90 et 1993-94.

Vaughan Williams et Paton (1997) utilisent un échantillon de 510 courses de chevaux courues au Royaume-Uni, dans le cadre des pari-mutuels en 1992 et montrent que le *FLB* est plus prononcé dans les courses de catégories inférieures que dans les catégories supérieures. Ce résultat illustre l'idée qu'acquérir de l'information est plus difficile dans le cadre des courses de catégories inférieures, ces dernières sont moins médiatisées et de fait l'information publique est plus rare.

Paton et Vaughan Williams (1998) s'appuient sur un échantillon de 265 matchs de football de Premier League joués durant la saison 1996-1997 et comparent deux systèmes de cotation, à savoir les cotes fermes et les paris sur les écarts et démontrent que le *FLB* est plus prononcé dans le cadre des cotes fermes qui, à l'époque, était le système le plus taxé.

Dans cet esprit, Sobel et Raines (2003) examinent un échantillon de 2 799 courses de chevaux courues aux USA, dans le cadre des pari-mutuels, entre 1996 et 1997 et montrent que le *FLB* est moins prononcé dans les marchés à fort volume de paris échangés censés attirer des parieurs plus informés.

Smith, Paton et Vaughan Williams (2004) s'appuient sur un échantillon de 799 courses de chevaux courues au Royaume Uni en 2002 et comparent les espérances de gain des parieurs obtenues dans le cadre du système traditionnel et dans le cadre des *Betting Exchange*s. Ils observent que le *FLB* est moins présent dans un environnement caractérisé par des coûts de transaction réduits.

Nous avons observé que plusieurs hypothèses ont été évoquées dans le cadre des paris sportifs afin de légitimer la présence du FLB et la possibilité de mettre en place des stratégies

significativement rentables. Certaines se complètent, d'autres s'opposent ou sont difficilement testables, ce qui explique pourquoi aucune ne fait l'unanimité. Néanmoins, il apparait que l'hypothèse des préférences des parieurs constitue un axe de réflexion privilégié dans la mesure où elle a été testée à travers plusieurs formalisations différentes qui ont toutes montré des limites. En parallèle, l'hypothèse des coûts de transaction et d'information apparait comme complémentaire, d'autant plus que cette dernière peut être utilisée comme un proxy de l'aversion au risque des bookmakers[27]. À l'opposé, l'hypothèse de distorsion des probabilités, qui constitue l'un des fondements de la théorie des perspectives cumulées, ne peut être retenue dans la mesure où, même si elle est complémentaire de l'hypothèse des préférences des parieurs, elle reste difficilement testable car elle implique de déterminer de nouveaux postulats (atténuation des pertes, excès de confiance, optimisme…). Enfin, l'hypothèse de la recherche de sensations n'a reçu que très peu d'attention de la part des chercheurs.

4.3 Résumé

Dans cette section réservée au marché des paris sportifs, nous avons observé que les deux corollaires, énoncés par Thaler et Ziemba (1988), associés à la forme faible de l'efficience informationnelle n'ont pas été vérifiés. En effet, en premier lieu, mis à part quelques exceptions, l'existence du *FLB* ne fait aucun doute. Quel que soit le sport étudié, courses de chevaux, tennis, football ou encore boxe, l'espérance de gain associée aux favoris est supérieure à l'espérance de gain net associée aux outsiders, plus précisément, il apparaît que l'espérance de gain net soit négativement corrélée à la cote. Par ailleurs, on peut également souligner que certaines stratégies permettent d'obtenir des rendements positifs significatifs[28]. Afin d'expliquer ces anomalies, nous avons identifié plusieurs hypothèses issues de domaines différents, psychologie, économie, finance comportementale. Certaines se complètent, d'autres s'opposent ou sont difficilement testables, ce qui explique pourquoi aucune ne fait l'unanimité. Néanmoins d'eux d'entre elles se démarquent, à savoir les préférences des parieurs ainsi que les coûts de transaction et d'information.

Nous allons nous tourner vers le marché des dérivés, plus précisément le marché des options vanilles. Comme pour le marché des paris sportifs, nous commencerons par chercher l'existence de stratégies systématiques profitables et du *FLB* avant de lister les différentes

[27] Nous avons observé à a page 91, que l'*overround* était croissant avec l'aversion au risque des bookmakers.
[28] Cette observation remet également en cause la définition de Jensen (1978) dans la mesure où les rentabilités corrigées du risque sont significativement positives. De plus, on peut noter que le coût de la récolte de l'information est nul.

hypothèses susceptibles d'expliquer ces anomalies. Enfin, nous isolerons les hypothèses qui seront communes à nos deux domaines d'investigations mais et qui auront été validées par la littérature de manière à aboutir à des résultats qui n'ont pas encore fait l'objet de contestations

5 Le manifestation du FLB sur le marché des dérivés

Dans notre démarche, nous nous focaliserons sur le marché des options vanilles qui regroupent deux types d'options les *Call* et les *Put*. Quelle que soit la nature de l'option, option sur indices, option sur futures ou option sur actions, il faut distinguer les options à la baisse, *Put*, des options à la hausse, *Call*. Les options à la baisse ont un rôle particulier dans la mesure où elles sont décorrélées des principaux actifs financiers et à ce titre sont utilisées comme outils de couverture. A l'inverse, les *Call* ont essentiellement un rôle d'amplification des variations du marché et sont utilisées comme des outils à effet de levier. Ces deux types d'options sont donc perçus de manière totalement différente par les investisseurs.

Concernant les études sur le marché des options vanilles, celles-ci sont nombreuses mais très peu d'entre elles se sont focalisées uniquement sur l'analyse des rendements des options, de même, le *FLB* en tant que tel n'a pas été cherché explicitement avant les années 2000. Les premières observations relatives aux rendements des options ont été mises en évidence par Fleming, Ostdiek et Whaley (1995) ou encore Christensen et Prabhala (1998). Leurs études montrent que la volatilité anticipée associée aux options sur indices (S&P 500), située à la monnaie et dont la maturité est courte, est en moyenne supérieure à la volatilité réalisée, en d'autres termes, cela implique que les options ne sont pas correctement évaluées.

Un peu plus tard, Coval et Shumway (2001) examinent en détails les options sur indices, plus précisément, celles qui portent sur le S&P 100 et S&P 500, sur la période janvier 1990 et octobre 1985, au format hebdomadaire et journalier. Ils montrent qu'il existe une divergence importante entre les rendements moyens des *Put* et des *Call*.

Tableau 4 : Rendements hebdomadaires moyens des *Call* pour différents prix d'exercice

Panel A : Weekly SPX Call Option Returns					
X-s	-15 to -10	-10 to -5	-5 to 0	0 to 5	5 to 10
Mean Return	1.48	1.19	1.85	2.00	4.13
T-Statistic	(0.79)	(0.53)	(0.66)	(0.55)	(0.85)

Tableau 5 : Rendements journaliers moyens des *Call* pour différents prix d'exercice

Panel A : Daily OEX Call Option Returns					
X-s	-15 to -10	-10 to -5	-5 to 0	0 to 5	5 to 10
Mean Return	0,62	0,55	0,67	0,80	0,85
T-Statistic	(1,97)	(1,61)	(1,61)	(1,55)	(1,33)

Tableau 6 : Rendements hebdomadaires moyens des *Put* pour différents prix d'exercice

Panel A : Weekly SPX Put Option Returns					
X-s	-15 to -10	-10 to -5	-5 to 0	0 to 5	5 to 10
Mean Return	-14,56	-12,78	-9,50	-7,71	-6,16
T-Statistic	(-4,22)	(-3,95)	(-3,05)	(-2,81)	(-2,54)

Tableau 7 : Rendements journaliers moyens des *Put* pour différents prix d'exercice

Panel A : Daily OEX Put Option Returns					
X-s	-15 to -10	-10 to -5	-5 to 0	0 to 5	5 to 10
Mean Return	-2,30	-2,02	-1,79	-1,42	-1,22
T-Statistic	(-2,92)	(-2,88)	(-3,06)	(-2,88)	(-2,98)

Source : Coval J.D. et Shumway T. (2001), « Expected Option Returns », *Journal of Finance*, vol. 56, p. 994.

Dans les tableaux ci-dessus, tous les *Call* affichent un rendement moyen positif, croissant avec la position originale du sous-jacent, *X-s* étant la différence en points qui existe entre le sous-jacent, *X***,** et le prix d'exercice, *s*. Inversement, tous les *Put* affichent un rendement moyen négatif, qui sera d'autant plus faible que l'option se situe en dehors de la monnaie. A noter, que les rendements moyens des *Put* sont tous significatifs, alors que ce n'est le cas que pour un seul des *Call*. Si l'on s'en tient à ces constatations, on pourrait conclure que les *Put* sont systématiquement surévalués et que les *Call* sont systématiquement sous-évalués, néanmoins, la période d'observation impacte la nature des résultats. Par exemple, sur la période observée, le S&P 500 a progressé en moyenne de 9,84% par an. Cette étude est donc confrontée au problème du *Peso*, à savoir une situation où un événement rare mais pouvant avoir beaucoup d'importance n'est pas présent dans l'échantillon de données.

Bondarenko (2003) examine un échantillon plus large, à savoir, les rendements mensuels des options sur indices et futures entre août 1987 et décembre 2000. Cet échantillon a l'avantage de prendre en compte plusieurs événements extrêmes ayant impacté négativement le marché tels que le krach d'octobre 1987, le krach d'août 1990 (invasion du

Koweït par l'Irak) et le krach d'août 1998 (défaut de la Russie). Les tableaux 8 et 9 reprennent la moyenne des rendements des *Put* et *Call* pour différentes positions du prix d'exercice par rapport à la position initiale du sous-jacent (0,96 : correspond au rapport prix d'exercice/sous-jacent et indique donc que le prix d'exercice se situe à hauteur de 4% en dehors de la monnaie).

Tableau 8 : Rendements mensuels moyens des *Put* pour différents ratios prix d'exercice/sous-jacent

Put return $r_p(k)$ for different k							
	0,94	**0,96**	**0,98**	**1,00**	**1,02**	**1,04**	**1,06**
n	67	109	159	161	161	161	150
Mean	-0,95	-0,58	-0,54	-0,39	-0,26	-0,17	-0,11
1%	-1,00	-0,87	-0,77	-0,59	-0,42	-0,30	-0,22
5%	-0,99	-0,80	-0,72	-0,54	-0,37	-0,28	-0,19
95%	-0,89	-0,35	-0,36	-0,24	-0,14	-0,07	-0,03
99%	-0,87	-0,22	-0,26	-0,18	-0,08	-0,03	0,00
Min.	-1,00	-1,00	-1,00	-1,00	-1,00	-1,00	-1,00
Med.	-1,00	-1,00	-1,00	-1,00	-0,58	-0,32	-0,15
Max.	0,42	9,53	7,25	5,40	3,94	2,35	1,90

Tableau 9 : Rendements mensuels moyens des *Call* pour différents ratios prix d'exercice/sous-jacent

Call return $r_p(k)$ for different k							
	0,94	**0,96**	**0,98**	**1,00**	**1,02**	**1,04**	**1,06**
n	160	161	161	161	143	69	21
Mean	0,06	0,06	0,05	0,04	-0,04	-0,06	0,21
1%	-0,03	-0,05	-0,11	-0,18	-0,36	-0,62	-0,83
5%	0,01	-0,02	-0,07	-0,12	-0,27	-0,44	-0,65
95%	0,13	0,15	0,17	0,20	0,18	0,44	1,26
99%	0,15	0,19	0,20	0,28	0,27	0,63	1,82
Min.	-1,00	-1,00	-1,00	-1,00	-1,00	-1,00	-1,00
Med.	0,03	-0,01	-0,12	-0,57	-1,00	-1,00	-1,00
Max.	1,63	2,07	2,49	4,73	7,35	8,36	10,96

Source : Bondarenko O. (2003), « Why are put so expensive? », Working paper of Illinois, Chicago, p. 33.

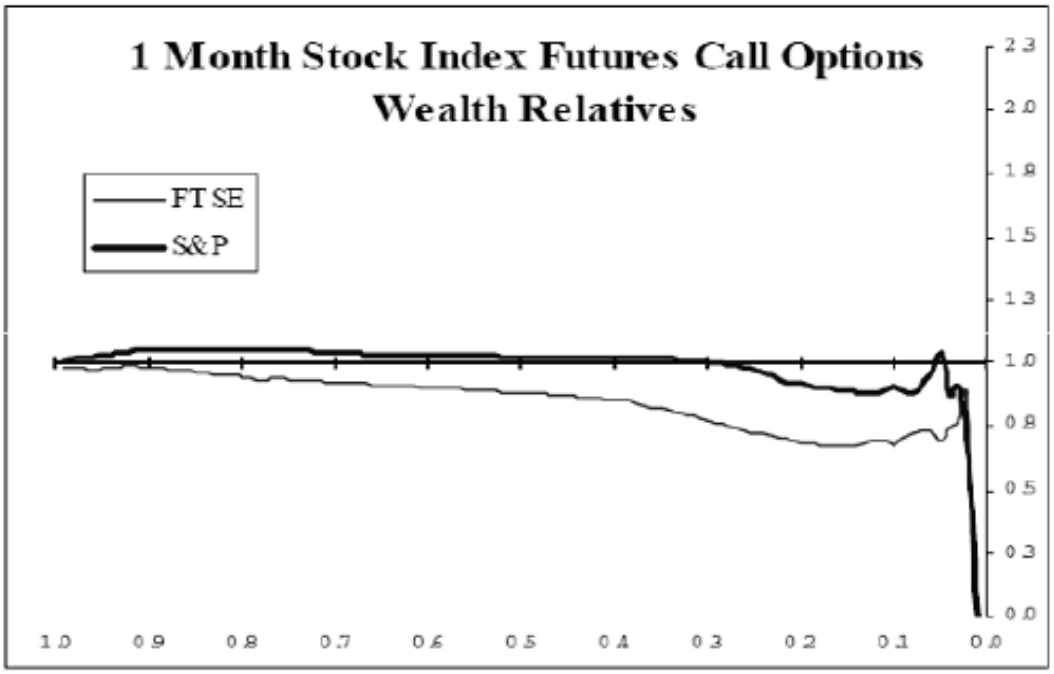
Nous pouvons constater que malgré la prise en compte d'événements extrêmes, les *Put* affichent tous un rendement moyen négatif. Plus précisément, on observe que, plus le prix d'exercice sera éloigné du sous-jacent (plus la probabilité implicite que l'option ait une valeur

à maturité soit faible) et plus le rendement du *Put* sera négatif. A ce sujet, on peut voir que les *Put* qui sont le plus en dehors de la monnaie, ratio prix d'exercice/sous-jacent de 0,94, affichent en moyenne un rendement mensuel de -95%.

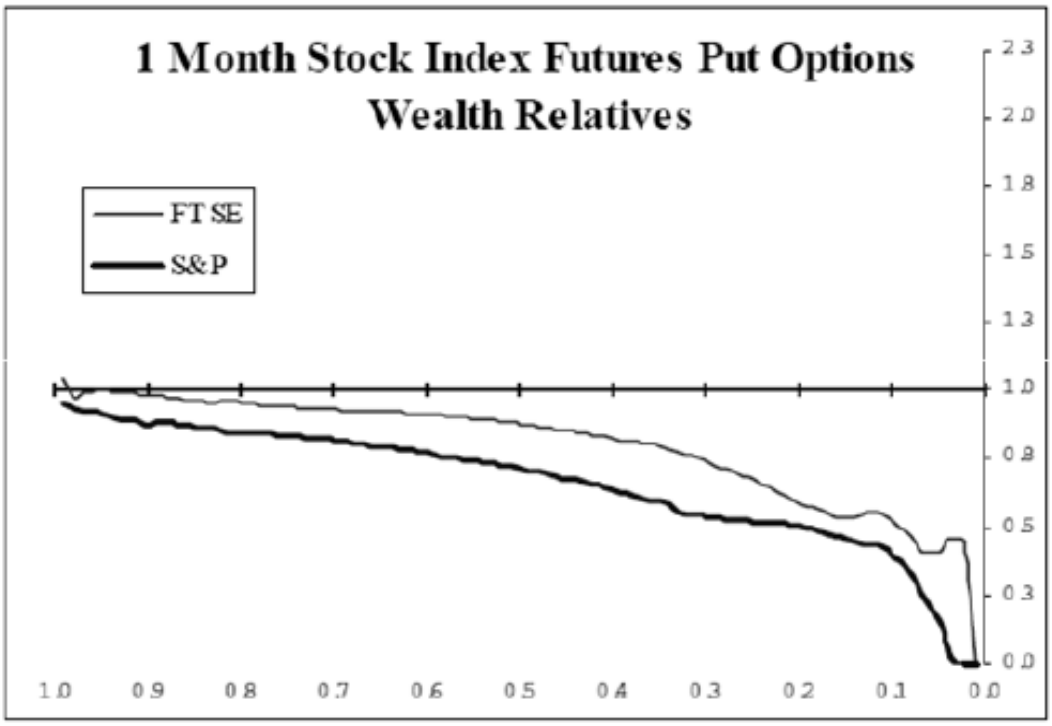
Du point de vue des *Call*, la relation n'est pas aussi linéaire, mais on peut tout de même constater que les options qui sont le plus dans la monnaie, offrent le rendement moyen maximal, à savoir 21% contre 6% pour les *Call* les plus en dehors. Néanmoins, on peut souligner que les intervalles de confiance des *Call* sont plus larges que ceux des *Put*, ce qui indique une plus grande variabilité des rendements.

Hodges, Tompkins et Ziemba (2003) sont les premiers à faire un parallèle direct entre le marché des paris sportifs et le marché des options vanilles et les seuls à avoir cherché l'existence du *FLB* dans le cadre du marché des dérivés. Pour cela, ils disposent d'observations concernant les options sur les futures du S&P 500, FTSE 100 et l'£/$, sur la période mars 1985-septembre 2002 et étudient les rendements de ces options à 1 et 3 mois. A noter que leur méthode de classement diffère des autres auteurs dans la mesure où leurs observations sont classées en fonction du delta (probabilité implicite d'être à la monnaie à maturité), par tranche de 5%. Ils montrent que même si le *FLB* n'est pas recensé dans le cadre des options sur le future de l'£/$, il est bien présent dans le cadre des autres sous-jacents. Les résultats les plus probants venant des observations à 1 mois (graphiques 6 et 7).

Graphique 6 : Richesse obtenue mensuellement pour un 1 $ misé en fonction du delta (Cas des *Call*)



Graphique 7 : Richesse obtenue mensuellement pour un 1 $ misé en fonction du delta (Cas des *Put*)



Source : Hodges S.D., Tompkins R. et Ziemba W.T. (2003), « The Favorite/Longshot Bias in S&P 500 and Ftse 100 Index Future Options: The Return to Bets and the Cost of Insurance », EFA 2003 Annual Conference Paper n°135, Sauder School of Business Working Paper, pp. 15-16.

Du point de vue des *Call*, pour le future du S&P 500, ces derniers offrent en moyenne un rendement très négatif (<-30%) en dessous d'un delta de 30%, proche de 0, entre 30 et 65% et positif au-delà. Seuls sont significatifs les rendements moyens associés à des deltas supérieurs à 90%. Pour le future du FTSE 100, les *Call* offrent une espérance de gain négative mais cette dernière sera d'autant plus faible que l'option se situera en dehors de la monnaie. A noter que dans cette configuration, mis à part certaines exceptions, tous les rendements sont significatifs. Du point de vue des *Put*, pour le future du S&P 500, en moyenne, même si l'espérance de gain est partout négative, elle reste également croissante avec le delta. Enfin, pour le FTSE 100, les *Put* affichent la même pathologie mais il est possible d'obtenir un gain en pariant sur les options avec un delta compris entre 0.95 et 1. Pour tous les *Put*, la significativité des rendements est beaucoup plus marquée en dessous d'un delta de 40%.

Driessen et Maenhout (2007) s'intéressent uniquement au rendement des *Put* qu'ils analysent avec un échantillon d'options sur le future du S&P 500 sur la période (janvier 1987-juin 2001), au format mensuel. Leurs principaux résultats sont présentés ci-dessous :

Tableau 10 : Rendements mensuels moyens des *Put* pour différents ratios prix d'exercice/sous-jacent

	Moyenne	Ecart type	Ratio de Sharpe	Skew
Sous-jacent	0,013	0,044	0,176	-0,826
0,96 / OTM PUT	-0,406	1,110	-0,370	5,452
0,92 / OTM PUT	-0,480	1,760	-0,275	10,458

Source : Driessen J. et Maenhout P. (2007), « An Empirical Portfolio Perspective on Option Pricing Anomalies », *Review of Finance*, vol. 11 (4), p. 570.

Comme nous pouvons le voir, les rendements moyens associés au *Put* très en dehors de la monnaie sont extrêmement négatifs, -40,6% pour les *Put* dont le prix d'exercice est inférieur à 4% du spot et -48% pour les *Put* dont le prix d'exercice est inférieur à 8% du spot.

Ces observations sont en accord avec l'étude de Broadie, Chernov et Johannes (2009) qui étudient les rendements mensuels des options sur future du S&P 500 entre août 1987 et juin 2005.

Tableau 11 : Rendements mensuels moyens des *Put* pour différents ratios prix d'exercice/sous-jacent

Moneyness	**0.94**	**0.96**	**0.98**	**1.00**	**1.02**
08/1987 to 06/2055	-56,8	-52,3	-44,7	-29,9	-19,0
Standard error	14,2	12,3	10,6	8,8	7,1
t-stat	-3,9	-4,2	-4,2	-3,3	-2,6
p-value, %	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4
Skew	5,5	4,5	3,6	2,5	1,8
Kurt	34,2	25,1	16,7	10,5	7,1

Source : Broadie M., Chernov M. et Johannes M. (2009), « Understanding Index Option Returns », *Review of Financial Studies, Oxford University Press for Society for Financial Studies*, vol. 22 (11), p. 4504.

Le tableau ci-dessus montre que sur l'ensemble de la période, les rendements associés au *Put* sont négatifs et croissants avec le prix d'exercice. On notera également que tous les rendements sont significatifs. Néanmoins, les auteurs fournissent un détail des rendements pour différentes périodes et montrent que les résultats tirés d'échantillons limités ne peuvent être pris au sérieux. Le tableau 12 montre en effet que les rendements des *Put* peuvent être positifs comme sur la période octobre 2000-février 2003.

Tableau 12 : Rendements mensuels moyens des *Put* pour différents ratios prix d'exercice/sous-jacent et différentes périodes

Moneyness	0,94	0,96	0,98	1,00	1,02
Subsamples					
01/1988 to 06/2005	-65,2	-60,6	-51,5	-34,1	-21,6
01/1995 to 09/2000	-85,5	-71,6	-63,5	-50,5	-37,5
10/2000 to 02/2003	+67,2	+54,3	+44,5	+48,2	+40,4
08/1987 to 01/2000	-83,9	-63,2	-55,7	-39,5	-25,5

Source : Broadie M., Chernov M. et Johannes M. (2009), « Understanding Index Option Returns », *Review of Financial Studies, Oxford University Press for Society for Financial Studies*, vol. 22 (11), p. 4504.

Nous venons de vérifier que plusieurs anomalies similaires à celles que nous avions repérées dans le cadre du marché des paris sportifs ont été recensées dans le cadre du marché des dérivés notamment le *FLB*. Désormais, nous allons nous focaliser sur les hypothèses susceptibles de les expliquer.

6 Les tentatives d'explication du FLB dans le cadre du marché des dérivés

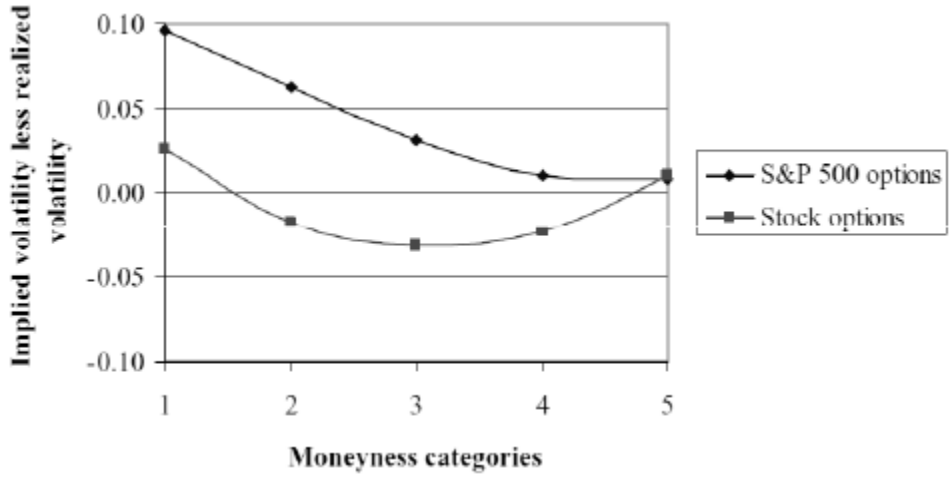
6.1 La pression de la demande

Garleanu, Pedersen et Poteshman (2009) s'appuient sur une base de données novatrice et tentent d'évaluer l'impact de la demande sur le prix des options sur actions et indices, Ils observent que les investisseurs finaux ont une position nette excédentaire (acheteurs), particulièrement importante sur les *Put* situés en dehors de la monnaie. Or le marché des options étant un marché à somme nulle, cela implique que les *market-makers* ont une position nette déficitaire (vendeurs). Par ailleurs, ils partent de l'hypothèse que les *market-makers* ne sont pas en mesure de couvrir parfaitement toutes les options qu'ils offrent. Cette hypothèse parait plus que réaliste dans un environnement où il est impossible de traiter en continu et, où il existe des coûts de transaction et des problèmes de liquidité sur les options très en dehors de la monnaie. Leurs résultats montrent à la fois que les options sur actions et indices sont d'autant plus chères que le nombre d'investisseurs finaux en détenant est élevé, et que les expositions de ces derniers, relativement au prix d'exercice, sont positivement corrélées avec la cherté des options. Enfin, cette corrélation est d'autant plus forte les jours où les volumes

traités sont faibles, c'est-à-dire les jours où les *market-makers* ne sont pas en mesure de prendre beaucoup de risque. Cette étude est très intéressante, toutefois elle ne met pas en exergue ce qui motive cette demande.

Bollen et Whalley (2004) s'étaient déjà lancés dans le même type de travaux en essayant de quantifier l'impact de la demande sur le prix des options sur actions et indices mais ils ont été plus loin en essayant d'identifier la nature de cette demande. Tout comme les auteurs précédents, ils montrent que les changements enregistrés sur la surface de volatilité implicite des options résultent de variations relatives à la demande. Plus précisément, ils observent que dans le cadre des options sur indices, la surface de volatilité est significativement impactée par la demande d'options sur les *Put*, alors que dans le cadre des options sur actions, la surface de volatilité est avant tout impactée par la demande d'options sur les *Call*. Afin de voir si l'on peut tirer parti de ce constat, ils mettent en place une stratégie visant à vendre des options et à les couvrir. Après prise en compte des coûts de transaction, cette dernière permet de dégager un profit significatif pour les options sur indices alors que ce n'est pas le cas sur les options sur actions. Le fait est que la pression de la demande sur les options sur indices, plus particulièrement sur les *Put*, est amplement plus forte que celle sur les *Put* sur actions notamment en raison de l'existence de nombreux assureurs souhaitant protéger leur portefeuille contre des risques de baisses élevées.

Graphique 8 : Différence entre la volatilité implicite et la volatilité réalisée en fonction de différents deltas



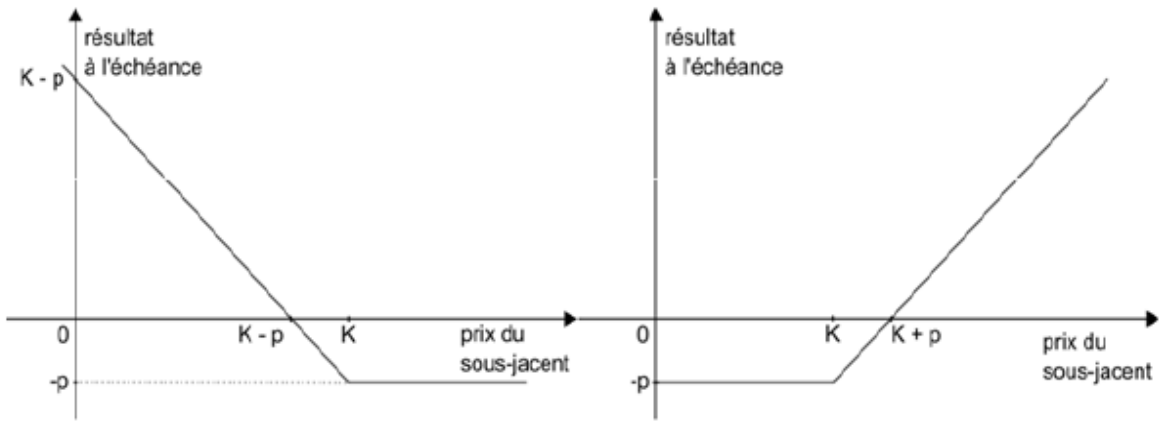
Source : Bollen N.P.B. et Whalley R.E. (2004), « Does Net Buying Pressure Affect the Shape of Implied Volatility Functions », *Journal of Finance*, vol. 59 (2), p. 726.

Le graphique 8 montre que l'écart entre volatilité implicite et volatilité réalisée est nettement plus positif pour les options sur indices dans la catégorie 1, qui correspond au *Put* très en dehors de la monnaie et au *Call* très en dedans. Cette étude met en lumière que le besoin de couverture des institutionnels, qui est d'autant plus fort sur les *Put* en dehors de la monnaie, est à l'origine de rendements négatifs, croissants avec le prix d'exercice. De manière opposée, le marché des options sur actions semble destiné à des investisseurs prenant des paris plus spéculatifs et utilisant donc moins les options comme outils de couverture. De fait, la pression de la demande est mieux réparti sur la surface de volatilité des options et surtout celle des *Put*. Il en résulte que les *Put* sur actions sont en général moins chers que les *Put* sur indices comme le montrent les études de Bakshi, Kapadia et Madan (2003) ou Dennis et Mayhew (2002).

Jusqu'ici nous nous sommes intéressés aux rendements des options sur indices et les deux études que nous venons de voir expliquent concrètement pourquoi les *Put* offrent un rendement significativement plus faible que les *Call* ainsi que pourquoi les rendements présentent une corrélation positive avec le prix d'exercice.

Néanmoins, la demande pour motif de couverture n'est pas suffisante pour expliquer les pressions de la demande associées au *Call*, c'est là qu'intervient l'hypothèse de Figlewski (1989). Ce dernier souligne que les investisseurs sont attirés par les options situés en dehors de la monnaie en raison du payoff qu'elles offrent, En effet, les options en dehors de la monnaie sont associées à des coûts faibles et une possibilité de gain élevé.

Graphique 9 : Payoff des *Put* (gauche) et des *Call* (droite)



Dans le cadre des options très en dehors de la monnaie, la prime payée *p* sera très faible et le rapport *K-p* potentiel sera à l'inverse très élevé. Même si les pressions liées à la demande représentent une explication convenable, d'autres auteurs ont suggéré que le prix des options était fortement dépendant des coûts de transaction et appels de marge.

6.2 Coûts de transaction et appels de marge

Dans un cadre général, Schleifer et Vishny (1997) montrent que la capacité des arbitragistes à résorber certaines opportunités d'arbitrage est limitée par les coûts intermédiaires explicites qu'ils devraient supporter. De même, Liu et Longstaff (2000) montrent que les appels de marge limitent significativement les possibilités d'arbitrage. Plus récemment, Santa Clara et Saretto (2009) essayent de mesurer l'impact de ces deux contraintes sur la mise en place de stratégies visant à résorber les opportunités d'arbitrage dans le cadre des options sur future du S&P 500. Concernant les coûts de transaction, le tableau 13 montre que ces derniers sont d'autant plus importants que l'option est dehors de la monnaie et que la maturité est proche. A noter que le *N* signifie Near term et le *F*, Far Term.

Tableau 13 : Coûts de transaction associés aux options (à la monnaie, 5% en dehors et 10% en dehors) à 45, 120 et 180 jours sur la période (janvier 1996-décembre 2002)

	PUT			**CALL**			**PUT**			**CALL**		
	10%	5%	ATM	ATM	5%	10%	10%	5%	ATM	ATM	5%	10%
	mean percentage spread						***median percentage spread***					
N = 45	0,148	0,092	0,059	0,055	0,118	0,315	0,135	0,087	0,056	0,051	0,100	0,299
120	0,081	0,057	0,038	0,033	0,058	0,094	0,078	0,055	0,037	0,030	0,054	0,087
F = 180	0,063	0,045	0,032	0,026	0,043	0,068	0,061	0,043	0,032	0,024	0,038	0,063

Source : Santa-Clara P. et Saretto A. (2009), « Option Strategies: Good Deals and Margin Calls », *Journal of Financial Markets*, vol. 12 (3), p. 413.

Le tableau 14, montre quant à lui, l'impact des marges sur les prises de position des investisseurs, A titre d'exemple, on peut voir que les prises de position sur les *Put* à la monnaie à court terme, passent de -11,1% sans marge à seulement -7,3% lorsque l'on prend en compte le niveau de marge exigé par le CBOE.

Tableau 14 : Impact des marges sur les prises de position des investisseurs

	no margin		CBOE margin		CME margin	
	W_{st}	CE $\times 100$	W_{st}	CE $\times 100$	W_{st}	CE $\times 100$
PUT F ATM	-11,1%	0,767	-10,2%	0,714	-11,1%	0,745
PUT N ATM	-9,2%	1,545	-7,3%	1,389	-8,4ù	1,504
PUT N 5%	-8,5%	0,753	-6,5%	0,683	-7,8%	0,744
PUT F 10%	-2,8%	0,214	-2,4%	0,202	-2,7%	0,213
PUT N 10%	-2,6%	0,962	-1,7%	0,458	-1,9%	0,582

Source : Santa-Clara, P. et Saretto A. (2009), « Option Strategies: Good Deals and Margin Calls », *Journal of Financial Markets*, vol. 12 (3), p. 417.

Pour synthétiser, on observe que les coûts de transaction sont relativement élevés, plus particulièrement sur les *Put* en dehors de la monnaie et limitent de fait les stratégies visant à réduire les arbitrages. De même, les appels de marge limitent les prises de positions des investisseurs et sont en mesure de forcer les investisseurs à couper leurs positions en cas de vastes mouvements de prix. A titre d'exemple, l'article montre qu'une stratégie visant à vendre des *Put* en dehors de la monnaie à court terme permet d'obtenir un ratio de Sharpe de 1,83, mais après prise en compte des contraintes ce dernier n'est plus que de 0,16.

Cette section aura permis de faire émerger deux hypothèses capables de légitimer la présence des anomalies recensées dans le cadre du marché des dérivés. D'un côté, les préférences des parieurs permettent d'expliquer pourquoi :

- Dans le cadre des options sur indices, les *Put* offrent en moyenne un rendement beaucoup moins généreux que les *Call* et que ce rendement est décroissant avec la position du prix d'exercice.
- Dans le cadre des options sur actions, les rendements associés aux *Put* et *Call* sont plus homogènes.

Enfin, il convient d'ajouter que la persistance de ces anomalies résulte en partie des coûts de transaction et appels de marge qui limitent l'action des arbitragistes.

6.3 Résumé

Dans cette deuxième partie portant sur l'analyse du marché des dérivés, nous avons retrouvé la même pathologie que sur le marché des paris sportifs, à savoir le *FLB*. Nous avons

observé que cette anomalie est plus ou moins prononcée selon le type d'options, *Call* ou *Put*, et selon le type de sous-jacents, indices ou actions. En effet, les *Put* sont généralement achetés pour des motifs de couverture de positions et ont un rôle d'actifs complémentaires, ce qui n'est pas le cas des *Call* qui ont un rôle d'effet de levier. La demande pour les *Put* est donc nettement plus importante que celle pour les *Call* dans le cadre des options sur indices où les investisseurs averses au risque souhaitent se prémunir contre un choc systémique qui prendra la forme d'une baisse générale des marchés. En raison du risque supporté par les *market-makers*, qui est d'autant plus important que le prix d'exercice est éloigné, il est logique que les *Put* offrent en moyenne un rendement beaucoup moins généreux que les *Call* et que ce rendement soit décroissant avec la position du prix d'exercice. A l'inverse, sur le marché des options sur actions, la demande pour les *Call* est très légèrement supérieure à celle des *Put*. Les investisseurs interviennent un peu plus pour des motifs de spéculation, il en résulte que les risques sont mieux répartis pour les *market-makers* qui offrent des prix plus justes, ce qui limite la présence d'anomalies. Enfin, il convient de préciser que la persistance d'anomalies sur le marché des options résulte des coûts de transaction et appels de marge de marché qui limitent fortement l'action des arbitragistes.

Conclusion

Cette revue de littérature a été l'occasion de passer à la loupe un marché peu connu du grand public, à savoir le marché des paris sportifs et un autre plus connu, celui des dérivés, plus précisément le marché des options vanilles.

Dans la section réservée au marché des paris sportifs, nous avons observé que les deux corollaires, énoncés par Thaler et Ziemba (1988), associés à la forme faible de l'efficience informationnelle n'ont pas été vérifiés. En effet, quel que soit le sport étudié, courses de chevaux, tennis ou football, le *FLB* a clairement été identifié, autrement dit, l'espérance de gain net associée aux favoris était supérieure à l'espérance de gain net associée aux outsiders. Par ailleurs, nous avons démontré qu'il était possible de mettre en place des stratégies systématiques permettant de dégager des profits significativement positifs. En parallèle, nous avons observé que plusieurs hypothèses ont été évoquées afin de légitimer ces anomalies. Certaines se complètent, d'autres s'opposent ou sont difficilement testables, ce qui explique pourquoi aucune ne fait l'unanimité. Néanmoins, il apparait que l'hypothèse des préférences des parieurs constitue un axe de réflexion privilégié dans la mesure où elle a été testée à

travers plusieurs formalisations différentes qui ont toutes montré des limites. En parallèle, l'hypothèse des coûts de transaction et d'information apparait comme complémentaire, d'autant plus que cette dernière peut être utilisée comme un proxy de l'aversion au risque des bookmakers. À l'opposé, l'hypothèse de distorsion des probabilités, qui constitue l'un des fondements de la théorie des perspectives cumulées, ne peut être retenue dans la mesure où, même si elle est complémentaire de l'hypothèse des préférences des parieurs, elle reste difficilement testable car elle implique de déterminer de nouveaux postulats (atténuation des pertes, excès de confiance, optimisme…). Enfin, l'hypothèse de la recherche de sensations n'a reçu que très peu d'attention de la part des chercheurs.

Dans la section réservée au marché des dérivés, nous avons également identifié des stratégies permettant de dégager un profit significativement positif et le *FLB*. Toutefois, il convient de souligner que cette dernière anomalie est plus ou moins prononcée selon le type d'options, *Call* ou *Put* et selon le type de sous-jacents, indices ou actions. Le fait est que les *Put* sont généralement achetés pour des motifs de couverture de positions et ont un rôle d'actifs complémentaires, ce qui n'est pas le cas des *Call* qui ont un rôle d'effet de levier. La demande pour les *Put* est donc nettement plus importante que celle pour les *Call* dans le cadre des options sur indices, où les investisseurs averses au risque souhaitent se prémunir contre un choc systémique qui prendra la forme d'une baisse générale des marchés. En raison du risque supporté par les *market-makers*, qui est d'autant plus important que le prix d'exercice est éloigné, il est logique que les *Put* offrent en moyenne un rendement beaucoup moins généreux que les *Call*. A l'inverse, sur le marché des options sur actions, la demande pour les *Call* est très légèrement supérieure à celle des *Put*, les investisseurs interviennent un peu plus pour des motifs de spéculation, il en résulte que les risques sont mieux répartis pour les *market-makers* qui offrent des prix plus justes, ce qui limite la présence d'anomalies. Enfin, il convient de noter que la persistance d'anomalies résulte des coûts de transaction et appels de marge qui limitent fortement l'action des arbitragistes.

Ainsi, cette revue de littérature montre que le marché des paris sportifs et celui des dérivés ne sont pas si différents. En fonction des préférences des parieurs (investisseurs), les *bookmakers* (*market-makers*) vont être amenés à ajuster leurs prix. De fait, face à un excès de demande, ils seront contraints d'absorber le risque et offriront des profils de gain moins attrayants (cotes moins élevées pour les outsiders, rendements des *Put* sur indices plus faibles). De même, les profils de gain des parieurs et investisseurs seront également influencés par l'existence de coûts de transaction. Plus les *bookmakers* (*market-makers*) auront des difficultés à gérer leurs risques et moins ils offriront des prix agressifs.

Par conséquent, ces deux hypothèses communes à nos deux domaines d'investigation, à savoir les préférences des agents économiques (espérance, variance et skewness) et les coûts de transaction sont en concurrence pour expliquer l'inefficience informationnelle au sens faible. Dans le chapitre suivant, à l'aide d'un vaste échantillon de données, notre objectif sera de tester la véracité de ces deux hypothèses à l'aide d'une méthodologie rigoureuse.

Références du chapitre 3

Ali M.M. (1977), « Probability and Utility Estimates for Racetrack Bettors », *Journal of Political Economy*, vol. 83, pp. 803-815.

Ali M.M. (1979), « Some Evidence of the Efficiency of a Speculative Market », *Econometrica*, vol. 47, pp. 387-392.

Allais M. (1953), « Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque: Critique des Postulats et Axiomes de l'Ecole Americaine », *Econometrica*, vol. 21(4), pp. 503-546.

Asch P., Malkiel B.G. et Quandt R.E. (1982), « Racetrack Betting and Informed Behavior », *Journal of Financial Economics*, vol. 10 (2), pp. 187-194, July.

Asch P. et Quandt R.E. (1986), *The Professor's Guide to Strategies*, Dover, MA: Auburn House.

Asch P. et Quandt R.E. (1987), « Efficiency and Profitability in Exotic Bets », *Economica*, vol. 59, pp. 278-298.

Babad E. et Katz Y. (1991), « Wishful Thinking – Against all Odds », *Journal of Applied Social Psychology*, vol. 21 (23), pp. 1921-1938.

Bakshi G., Kapadia N. et Madian D. (2003), « Stock Return Characteristics, Skewness Laws, and the Differential Pricing of Individual Equity Options », *Review of Financial Studies*, vol. 16, pp. 101-143.

Baron R.A. (2000), « Psychological Perspectives on Entrepreneurship: Cognitive and Social Factor on Entrepreneurs' Success », *Current Directions in Psychological Science*, vol. 9 (1), pp. 15-18.

Berg J.E. et Rietz T.A (2010), « Longshots, Overconfidence and Efficiency on the IOWA Electronic Market », Tippie College of Business, University of IOWA, IOWA City, July.

Bird R. et McCrae M. (1987), « Tests of Efficiency of Racetrack Betting using Bookmaker Odds », *Management Science*, vol. 33 (12), pp. 1552-1562.

Bird R., McCrae M. et Beggs J. (1987), « Are Gamblers Really Risk Takers », *Autralian Economic Papers*, vol. 26 (49), pp. 237-253.

Bollen N.P.B. et Whalley R.E. (2004), « Does Net Buying Pressure Affect the Shape of Implied Volatility Functions », *Journal of Finance*, vol. 59 (2), pp. 711-753.

Bondarenko O. (2003), « Why are put so expensive? », Working paper of Illinois, Chicago.

Breen R.N. et Zuckerman M. (1999), « Chasing in Gambling Behaviour: Personality and Cognitive Determinants », *Personality and Individual Differences*, vol. 27 (6), pp. 1097-1111.

Broadie M., Chernov M. et Johannes M. (2009), « Understanding Index Option Returns », *Review of Financial Studies, Oxford University Press for Society for Financial Studies*, vol. 22 (11), pp. 4493-4529.

Brown R.I. (1986), « Arousal and Sensation Seeking Components in the General Explanation of Gambling and Gambling Addictions », *International Journal of Addictions*, vol. 21, pp. 1001-1016.

Bruce A.C. et Johnson J.E.V. (1992), « Toward an Explanation of Betting as Leisure Pursuit », *Leisure Studies*, vol. 11, pp. 201-218.

Brycki J. (2009), « Statistical and Economic Tests of Efficiency in the English Premier League Soccer Betting Market », The University of Sydney, Thesis (honors), n°305156268, Supervised by Andrew GRANT.

Busche K. et Hall C.D. (1988), « An Exception to the Risk Preference Anomaly », *Journal of Business*, vol. 61, pp. 337-346.

Busche K. (1994), « Efficient Market Result in an Asian Setting », in Hausch D.B., Lo S.Y. et Ziemba W.T. (eds), *Efficiency of Racetrack Betting Markets*, London: Academic Press, pp. 615-616.

Cain M., Law D. et Peel D.A. (1992), « Greyound Racing: Further Empirical Evidence on Market Efficiency in a Wagering Market », Aberystwyth Economic Research Papers, March.

Cain M., Law D. et Peel D.A. (2000), « The Favourite-Longshot Bias and Market Efficiency in UK Football Betting », *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 47 (1), pp. 27-36.

Cain M., Law D. et Peel D.A. (2002), « Skewness as an Explanation of Gambling by Locally Risk Averse Agents », *Applied Economics Letters*, vol. 9, pp. 1025-1028.

Cain M., Law D. et Peel D.A. (2003), « The Favourite-Longshot Bias, Bookmaker Margins and Insider Trading in a Variety of Betting Markets », *Bulletin of Economic Research*, vol. 55 (3), pp. 263-273.

Cain M. et Peel D.A. (2004), « Utility and the Skewness of Return in Gambling », *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, vol. 29, pp. 145-163.

Cambridge R.M. et Schreckenghost R.C. (1978), « Are you Sure? The Subjective Probability Assessment Test », Langley, VA: Office of Training, Central Intelligence Agency.

Christensen B.J. et Prabhala N.R. (1998), « The Relation between Implied and Realized Volatility », *Journal of Financial Economics*, vol. 50, pp. 125-150.

Coleman L. (2004), « New Light on the Longshot Bias », *Applied Economics*, vol. 36 (4), pp. 315-326.

Colquitt L.L., Godwin N.H. et Swidler S. (2004), « Betting on Long Shots in NCAA Basketball Games and Implications for Skew Loving Behavior », *Finance Research Letters*, vol. 1, pp. 119-126.

Conlisk J. (1993), « The Utility of Gambling », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 6, pp. 255-275.

Coval J.D. et Shumway T. (2001), « Expected Option Returns », *Journal of Finance*, vol. 56, pp. 983-1009.

Coventry K.R. et Norman A.C. (1997), « Arousal, Sensation Seeking and Frequency of Gambling in Off Course Horse Racing Bettors », *British Journal of Psychology*, vol. 4 (4), pp. 671-681.

Coventry K.R et Hudson J. (2001), « Physiological Arousal and Sensation Seeking in Female Fruit Machine Gamblers », *Addiction*, vol. 94 (3), pp. 425-430.

Dennis P. et Mayhew S. (2002), « Risk Neutral Skewness: Evidence from Stock Options », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 37, pp 471-493.

Dowie J. (1976), « On the Efficiency and Equity of Betting Markets », *Economica*, vol. 43 (170), pp. 139-150.

Driessen J. et Maenhout P. (2007), « An Empirical Portfolio Perspective on Option Pricing Anomalies », *Review of Finance*, vol. 11 (4), pp. 561-603.

Ellsberg D. (1961), « Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 75 (4), pp. 643-669.

Fabricant B.P. (1965), *Horse Sense*, New York: David McKay.

Figgis E.L (1951), *Focus on Gambling*, London: Barker.

Figgis E.L (1974a), « Sporting Life », 11 March, quoted in *Royal Commission on Gambling* (1978), Final Report, 2, London: HMSO, p. 469.

Figgis E.L (1974b), *Betting to Win*, London: Playfair.

Figgis E.L (1976), *Gambler's Handbook*, London: Hamlyn.

Figlewski S. (1989), « What does an Option Pricing Modell Tell Us about Option Prices », *Financial Analysts Journal*, vol. 45 (5), pp. 12-15.

Fingleton J. et Waldon P. (1996), « Optimal Determination of Bookmakers' Betting Odds: Theory and Tests », *Trinity Economic Papers*, Technical Paper, vol. 9, December.

Fischhoff B., Slovic P. et Lichtenstein S. (1977), « Knowing with Certainty: the Appropriateness of extreme confidence », *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, vol. 3, pp. 552-564.

Fleming J., Ostdiek K.B. et Whaley R.E. (1995), « Predicting Stock Market Volatility: A New Measure », *Journal of Future Markets*, vol. 15, pp. 265-302.

Forrest D. et McHale I. G. (2005), « Longshot Bias: Insights from the Betting Market on Men's Professional Tennis » in L. Vaughan Williams and R. Sauer (eds.), *Efficiency of Betting Markets*, Cambridge University Press.

Forrest D. and McHale I. G. (2007), « Anyone for Tennis Betting? », *The European Journal of Finance*, vol. 13 (8), pp. 751-768.

Gandar J.M., Zuber R.A, Johnson R.S. et Dare W. (2002), « Re-Examining the Betting Market on Major League Baseball Games: Is there a Reverse Favourite-Longshot Bias? », *Applied Economics*, vol. 34 (10), pp. 1309-1317.

Garett T.A et Sobell R.S (1999), « Gamblers Favor Skewness, Not Risk: Further Evidence from United States' Lottery Games », Department of Economics, West Virginia University, Morgantown, WV 26506, USA.

Garleanu N., Pedersen H.P. et Poteshman A.M. (2009), « Demand-Based Option Pricing », *The Review of Financial Studies*, vol. 22 (10), pp. 4259-4299.

Golec J. et Tamarkin M. (1995), « Do Bettors Prefer Long Shots Because They Are Risk-Lovers or Are They Just Over-Confident », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 11, pp. 51-64.

Golec J. et Tamarkin M. (1998), « Bettors Love Skewness, Not Risk at the Horse Track », *Journal of Political Economy*, vol. 106 (1), pp. 205-225.

Griffith R.M. (1949), « Odds Adjustments by American Horse-Race Bettors », *American Journal of Psychology*, vol. 62, pp. 290-294.

Hamid S., Prakash A. et Smyser M. (1996), « Marginal Risk Aversion and Preferences in a Betting Market », *Applied Economics*, vol. 28, pp. 371-376.

Harville D.A (1973), « Assigning Probabilities to the Multi-Entry Competitions », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 68, pp. 312-316.

Hausch D.B., Ziemba W.T. et Rubinstein M. (1981), « Efficiency of the Market for Racetrack Betting », *Management Science*, vol. 27 (12), pp. 1435-1452.

Henery R.J. (1985), « On the Average Probability of Losing Bets on Horses with Given Starting Price Odds », *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, vol. 148 (4), pp. 342-349.

Helweg-Larsen M. et Shepperd J.A. (2001), « Do Moderators of the Optimistic Bias Affect Personal or Target Risk Estimates? A Review of the literature », *Personality and Social Psychology Review*, vol. 5 (1), pp. 74-95.

Hodges S.D., Tompkins R. et Ziemba W.T. (2003), « The Favorite/Longshot Bias in S&P 500 and Ftse 100 Index Future Options: The Return to Bets and the Cost of Insurance », EFA 2003 Annual Conference Paper n° 135, Sauder School of Business Working Paper.

Hoerl E. et Fallin H.K. (1974), « Reliability of Subjective Evaluations in High Incentives Situation », *Journal of the Royal Society. Series A (General*), vol. 137 (2), pp. 227-230.

Hurley W. et McDonough L. (1995), « A Note on the Hayek Hypothesis and the Favourite-Longshot Bias in Parimutuel Betting », *American Economic Review*, vol. 85, pp. 949-955.

Jensen M.C. (1978), « Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency », *Journal of Financial Economics*, vol. 6, pp. 95-101.

Julien B. et Salanié B. (1994), « Measuring the Incidence of Insider Trading: A Comment on SHIN », *Economic Journal*, vol. 104, pp. 1418-1419.

Julien B. et Salanié B. (2000), « Estimating Preferences Under Risk: The Case of Racetrack Bettors », *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 108(3), pp, 503-530.

Julien B. et Salanié B. (2005), « Empirical Evidence on the Preferences of Racetrack Bettors », *IDE Working Papers 178*, Institut d'Economie Industrielle (IDEI), Toulouse.

Kanto A.J., Rosenqvist G. et Suvas A. (1992), « On Utility Function Estimation of Racetrack Bettors », *Journal of Economic Psychological: Learning, Memory and Cognition*, vol. 13, pp. 387-391.

Khaneman D. et Tversky A. (1972), « Subjective Probablity: A Judgement of Represntativeness », *Cognitive Psychology*, vol. 3 (3), pp. 430-454.

Khaneman D. et Tversky A. (1979), « Prospect theory: An Analysis of Decision under Risk », *Econometrica*, vol. 47, pp. 263-291.

Keren G. et Wagenaar, W.A (1987), « Violation of Utility Theory in Unique and Repeated Gambles », *Journal of Experimental Psychology. Learning, memory and cognition*, vol. 13, pp. 387-391.

Kuypers T. (2000), « Information and Efficiency: an Empirical Study of a Fixed odds Betting Market », *Applied Economics*, vol. 32 (11), pp. 1353-1363.

Ladbrokes Pocket Companion Flat Edition (1990), Oswestry: Aesculus Press.

Law D. et Peel D.A. (2009), « Betting on Odds on Favorites as an Optimal Choice in Cumulative Prospect Theory », *Economic Bulletin*, vol. 4, pp. 1-10.

Liu J. et Longstaff F.A. (2000), « Losing Money on Arbitrages: Optimal Dynamic Portfolio Choice in Markets with Arbitrage Opportunities », Working Paper, UCLA.

Markowitz H. (1952), « Portfolio Selection », *The Journal of Finance*, vol. 7 (1), pp. 77-91.

McCulloch B. et Van Zijl A. (1984), « A Direct Test of Multi-Entry Competition Probability Model », *Victoria University Working Paper*, January, Wellington, New Zealand,

McGlothlin W.H. (1956), « Stability of Choices among Uncertain Alternatives », *American Journal of Psychology*, vol. 69, pp. 604-619.

Metsola M. (2010), « Evidence on the Favorite-Longshot Bias as a Supply Side Phenomenon », *The Journal of Prediction Market*, vol. 4 (1), pp. 57-59.

Metzger M.A. (1985), « Biases in Betting: An Application to Laboratory Findings' », *Psychological Reports*, vol. 56, pp. 883-888.

Mignon V. (2008), « Les ambigüités de la théorie de l'efficience informationnelle », Regards Croisés sur l'Economie, n°3.

Muth J.F. (1961), « Rational Expectations and the Theory of Price Movements », *Econometrica*, vol. 29, pp. 315-335.

Paton, D. et Vaughan Williams L. (1998), « Do Betting Cost Explain Betting Biases? », *Applied Economic Letters*, vol. 5, pp. 333-335.

Pope P.F et Peel D.A. (1989), « Prices and Efficiency in Fixed-Odds Betting Market », *Economica*, vol. 56, pp. 323-341.

Preston M.G et Baratta P. (1948), « An Experimental Study of the Auction-Value of Uncertain Outcome », *American Journal of Psychology*, vol. 61, pp. 183-193.

Quandt R.E. (1986), « Betting and Equilibrium », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 101, pp. 201-207.

Rabin M. (2000), « Risk Aversion and Expected Utility Theory: A Calibration Theorem », *Econometrica*, vol. 68(5), pp. 1281-1292.

Rabin M. et Thaler R. H. (2001), « Anomalies: Risk Aversion », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15(1), pp. 219-232.

Rosset R.N. (1965), « Gambling and Rationality », *Journal of Political Economy*, vol. 73, p. 595.

Russo J.E. et Schoemaker P.I.H. (1992), « Managing Overconfidence », *Sloan Management Review*, vol. 33, pp. 7-17.

Santa-Clara, P. et Saretto A. (2009), « Option Strategies: Good Deals and Margin Calls », *Journal of Financial Markets*, vol. 12 (3), pp. 391-417.

Sauer D. (1998), « The Economics of Wagering Markets », *Journal of Economic Literature*, vol. 36 (4), pp. 2021-2064.

Scheinkman J.A. et Xiong W. (2003), « Overconfidence and Speculative Bubbles », *Journal of Political Economy*, vol. 111, pp. 1183-1219.

Schleifer A. et Vishny R. (1997), « The limits of arbitrage », *Journal of Finance*, vol. 52, pp. 35-55.

Seligman D. (1975), « A Thinking Man's Guide to Losing at the Track », *Fortune 92*, pp. 81-87.

Shin H.S. (1991), « Optimal Betting Odds against Insider Traders », *Economic Journal*, vol. 101, pp. 1179-1185.

Shin H.S. (1992), « Prices of State Contingent Claims with Insider Traders and the Favourite-Longshot Bias », *Economic Journal*, vol. 102, pp. 426-435.

Shin H.S. (1993), « Measuring the Incidence of Insider Trading in a Market of State Contingent Claims », *Economic Journal*, vol. 103, pp. 1141-1154.

Shmanske S. (2005), « Odds Setting Efficiency in Gambling Markets: Evidence from the PGA Tour », *Journal of Economics and Finance*, vol. 29 (3), pp. 391-402.

Simon J. (1998), « Dreams and Disillusionment: a Dynamic Model of Lottery Demand » in: Jonathan, S. (Ed), Four Essays and a Note on the Demand for Lottery Tickets and How Lotto Players Choose their Numbers, European University Institute, Florence.

Smith M.J., Paton D. et Vaughan Williams L. (2004), « Costs Biases and Betting Markets: New Evidence », Nottingham Trent University Discussion Papers in Applied Economics and Policy.

Snowberg E. et Welfers J. (2010), « Explaining the Favourite-Longhshot Bias: Is-it Risk Love or Misperceptions », National Bureau of Economic Research, Working Paper n° 15923, Cambridge.

Snyder W.W. (1978), « Horse Racing: Testing the Efficient Market Model », Journal of Finance, vol. 33 (4), pp. 1109-1118.

Sobel R.S. et Raines S.T. (2003), « An Examination of the Empirical Derivatives of the Favourite-Longshot Bias in Racetrack Betting », *Applied Economics*, vol. 35 (4), pp. 371-385.

Starmer C. (2000), « Develoments in Non-Expected Utility Theory: The Hunt for a Descriptive Theory of Choice Under Risk », *Journal of Economic Literature*, vol. 38(2), pp. 332-382.

Terell D. et Farmer A. (1996), « Optimal Betting and Efficiency in Parimutuel Betting Markets with Information Costs », *Economic Journal*, vol. 106, pp. 846-868.

Thaler R.H. et Ziemba W.T. (1988), « Anomalies: Parimutuel Betting Markets: Racetrack and Lotteries », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 2 (2), pp. 161-174.

Tuckwell R. (1981), « Anomalies in the Gambling Market », *Australian J. Statistics*, pp. 287-295.

Vaughan Williams L. et Paton D. (1997), « Why is There a Favourite Longshot Bias in British Racetrack Betting Markets? », *Economic Journal*, vol.107 (1), pp. 150-158.

Vaughan Williams L. (1999), « Information Efficiency in Betting Markets: A survey », *Bulletin of Economic Research*, vol. 51 (1), pp. 1-30.

Vaughan Williams L. (2005), « The Modernisation of the UK Gambling Industry – An Issue of Tax and Regulation », Royal Economic Society News Letter, vol. 128, pp. 11-12.

Weitzman M. (1965), « Utility Analysis and Group Behaviour: An empirical Study », *Journal of Political Economy*, vol. 73 (1), pp. 18-26.

Woodland L.M. et Woodland B. M (1994), « Market Efficiency and the Favourite-Longshot Bias: The Baseball Betting Market », *Journal of Finance*, vol. 49 (1), pp. 269-279.

Woodland L.M. et Woodland B.M. (2001), « Market Efficiency and Profitable Wagering in the National Hockey League: Can Bettors Score on Longshots? », *Southern Economic Journal*, vol. 67, pp. 983-985.

Woodland L.M. et Woodland B.M. (2003), « The Reverse Favourite-Longshot Bias and Market Efficiency in Major League Baseball: An Update », *Bulletin of Economic Research*, vol. 55 (2), pp. 113-122.

Ziemba W.T. et Hausch D.B. (1986), *Betting at the Racetrack*, Vancouver and Los Angeles: Dr. Z. Investments, Inc.

CHAPITRE 4

Analyse empirique de l'impact des coûts de transaction et des préférences des parieurs sur les cotes des bookmakers

Introduction

Dans le chapitre 3, nous avons montré que les chercheurs ont tenté de vérifier s'il était possible de bâtir des stratégies visant à dégager des profits significatifs de manière systématique et cela aussi bien dans le cadre du marché des paris sportifs que dans le cadre du marché des dérivés. Au cours de leurs investigations, une anomalie bien connue, *le Favourite Longshot Bias (FLB),* a été identifiée de manière quasi-récurrente et cela quel que soit le marché analysé. Pour rappel, cette anomalie implique qu'il est possible d'obtenir un rendement espéré supérieur en investissant sur les alternatives ayant les probabilités implicites de se réaliser les plus élevées, alors même que la variance associée à ces alternatives est la plus faible. De même, il apparaît également qu'il soit possible de mettre en place des stratégies profitables. Ces deux observations vont à l'encontre de la forme faible de l'efficience informationnelle[1]. Afin de les expliquer, nous avons montré que certaines hypothèses se complètent, d'autre s'opposent ou sont difficilement testables. Néanmoins, seulement d'eux d'entre elles sont susceptibles d'être appliquées au marché des paris sportifs comme au marché des dérivés et ont obtenu suffisamment de crédits de la part de la littérature de manière à aboutir à des résultats qui n'ont pas fait l'objet de controverses :

- Les coûts de transaction
- Les préférences des agents économiques (parieurs et investisseurs)

Dans ce chapitre, nous commencerons par tenter d'apporter plus de crédit aux observations recensées dans la littérature concernant la présence du *FLB* et la possibilité, dans certaines circonstances, de réaliser un profit en prenant un risque limité. Puis, nous verrons si les deux explications que nous avons retenues sont en mesure d'expliquer les anomalies constatées empiriquement. Dans notre démarche, nous nous placerons une nouvelle fois du côté du marché des paris sportifs, plus précisément dans le cadre des matchs de tennis du circuit professionnel masculin et nous nous appuierons sur le système des cotes fermes.

Enfin, nous comparerons nos résultats à ceux obtenus dans la littérature du marché des paris sportifs mais également dans celle relative aux marchés boursiers.

[1] Aussi bien celle décrite par Thaler et Ziemba (1988) que celle décrite par Jensen (1978).

1 La présentation de notre cadre d'analyse

Nous commencerons par présenter notre cadre d'analyse, à savoir les matchs de tennis du circuit professionnel masculin et le système des cotes fermes. Nous verrons en quoi il constitue un atout majeur pour atteindre notre objectif, à savoir mesurer l'impact des coûts de transaction et des préférences des parieurs sur les cotes fixées par les *bookmakers*.

1.1 Les avantages des matchs de tennis du circuit professionnel masculin

Dans notre démarche, nous nous appuierons sur les matchs de tennis du circuit professionnel masculin car ils offrent un certain nombre d'avantages par rapport à d'autres disciplines.

Le tennis offre une réelle opportunité d'analyser une grande variété de cotes. En effet, la structure des tournois est faite de telle sorte que lors des premiers tours, les meilleurs joueurs (têtes de série) peuvent être amenés à affronter de réels outsiders parfois issus des qualifications et de fait, les cotes atteignent des extrêmes dans un sens comme dans l'autre. A titre d'exemple, dans notre échantillon initial, la cote minimale est de 1,01/1 alors que la cote maximale est de 86/1. A l'inverse, dans le cas des autres sports, notamment le football, la cote des favoris descend rarement en dessous de 1,20/1 et celle des outsiders ne franchit pas souvent les 10/1. Ce constat se retrouve dans plusieurs études où le spectre des probabilités n'est pas entièrement couvert à l'image des études que nous avons parcourues dans le chapitre précédent, par exemple chez Golec et Tamarkin (1998) [0,03%-46,9%], Busche et Hall (1998), [0,98%-27,6%], ou encore Woodland et Woodland (1999), [50,55%-69,02%].

Dans certains sports d'équipe comme le Football ou le Rugby, le nombre de supporters peut influencer les cotes en fonction des volumes de paris comme le soulignent les études d'Avery et Chevalier (1999) ou encore Forrest et Simmons (2002), alors que cela n'est pas le cas dans les sports individuels comme le tennis.

Le tennis présente l'avantage d'opposer deux compétiteurs qui jouent relativement souvent. Les informations les concernant sont donc d'autant plus claires et abondantes, alors que par exemple, pour les courses hippiques, il y a beaucoup de chevaux partants et autant de jockeys différents, les mêmes jockeys ne montant pas systématiquement les mêmes chevaux, ce qui multiplie les possibilités et complexifie les choix et les informations sur les concurrents.

Dans un sport comme le tennis, les matchs nuls n'existent pas, les parieurs n'ont donc que deux possibilités ce qui simplifie grandement l'analyse.

Le cadre du tennis est celui qui se rapproche le plus des marchés boursiers, en effet, il s'agit d'un marché destiné aux spécialistes dans lequel il y a une proportion réduite de parieurs qui jouent pour le plaisir et qui tirent une satisfaction du simple fait de parier. Par exemple, dans le cas des courses hippiques, les parieurs ont tendance à se déplacer sur un hippodrome pour parier (objectif principal), alors qu'en règle générale, les parieurs qui choisissent le tennis, apprécient avant tout de regarder le match (généralement à la TV), le pari est donc complémentaire.

Par ailleurs, on notera également que, dans le cadre des matchs de tennis, les coûts de transaction sont limités ce qui n'est pas le forcément le cas des autres sports. A ce sujet, Cain, Law et Peel (2003) démontrent que la marge appliquée par les *bookmakers* est d'autant plus élevée que le nombre d'alternatives est important.

Enfin, le circuit professionnel masculin est nettement plus suivi que le circuit professionnel féminin, le nombre de parieurs et de *bookmakers* est nettement plus important, la liquidité y est donc améliorée. Enfin, un plus grand nombre de données est un avantage pour le chercheur.

1.2 Les avantages du système des cotes fermes

En premier lieu, il faut souligner que le système des cotes fermes[2] offre la possibilité d'étudier facilement l'impact des coûts de transaction dans la mesure où il nous est possible d'approximer la marge implicite des *bookmakers* sur chaque pari via l'*overround*.

En second lieu, le système des cotes fermes semble parfaitement adapté à l'analyse des préférences des parieurs. Levitt (2004) montre qu'utiliser les cotes fixées par les *bookmakers* pour identifier les préférences des parieurs est approprié dans le cadre d'un modèle où les *bookmakers* maximisent leur profit. Dans ce modèle, les *bookmakers* vont tenter d'exploiter les préférences des parieurs. Par exemple, si ces derniers préfèrent les outsiders aux favoris pour des cotes offrant le même rendement, les *bookmakers* seront amenés à diminuer la cote des outsiders. De fait, le comportement de maximisation du profit dans la mise en place des cotes permet à la relation *cote - rendement espéré* de révéler les préférences des parieurs. Prenons un exemple numérique avec deux cotes différentes, 1,25/1 (soit une probabilité

[2] Voir la définition pp. 38-42.

implicite de réalisation de 80%) et 5/1 (soit une probabilité implicite de réalisation de 20%) auxquelles on associe la même espérance de gain net, à savoir 0 (pour simplifier, on suppose qu'il n'y a pas de coûts de transaction). Si les parieurs ont naturellement une préférence pour les outsiders, alors les *bookmakers* ont intérêt à diminuer la cote des outsiders, dans notre exemple, la cote de l'outsider passera de 5/1 à 4,5/1 et cela aura pour conséquence de rendre le rendement espéré négatif pour le parieur. Dans ce cas précis, *si l'on s'en tient uniquement à l'analyse du moment d'ordre 2*, la variance[3] associée à une cote à 5/1 est de 4 et se retrouve donc supérieure à celle d'une cote à 4,5/1 qui est de 3,5. De fait, une cote sous-évaluée de 5/1 à 4,5/1 se traduira par un rendement plus faible et une variance plus élevée. Le parieur n'acceptera de parier qu'à condition d'avoir une préférence pour le risque.

2 La présentation de l'échantillon

2.1 Le choix de l'échantillon

Notre échantillon est extrait du site http://www.tennis-data.co.uk qui recense l'ensemble des matchs de tennis du circuit professionnel masculin et les cotes proposées par différents *bookmakers* britanniques[4] entre 2001 et 2010. Les *bookmakers* retenus par ce site sont les plus fiables du marché dans le sens où ils sont capables de prendre des paris importants et ils affichent un *track record* de qualité. Les cotes retenues sont les dernières enregistrées et de fait, incorporent l'ensemble de l'information disponible avant le début d'un événement. Pour rappel, aux pages 42-43, nous avons souligné que jusqu'au début de l'événement, les *bookmakers* sont amenés à ajuster marginalement les cotes qu'ils proposent en fonction des informations dont ils disposent (état de forme des joueurs…). De même, en fonction des mises qu'ils récoltent, ils peuvent être amenés à modifier leurs cotes de manière à limiter le risque qu'ils subissent en cas d'accumulation des paris sur un des deux joueurs.

Dans notre approche, nous avons choisi de nous placer du côté des parieurs et avons supposé qu'en tant qu'agents rationnels, ils étaient capables d'opter pour le *bookmaker* offrant la cote la plus élevée sur chaque alternative. Nous avons donc gardé la cote maximale sur chaque alternative. Sur l'ensemble de la période d'observation, qui va de 2001 à 2010, le

[3] Pour rappel, à la page 65, nous avons montré que $V(e) = \frac{1-\pi(e)}{\pi(e)}$

[4] Il faut souligner que notre étude s'appuie sur le marché britannique des paris sportifs qui est le plus mature et dont la fiscalité est particulière.

nombre total de matchs retenus s'élève à 28 296 soit 56 592 alternatives, (soit on parie sur le joueur A, soit sur le joueur B), ce qui fait de notre échantillon, la plus grande base de données jamais utilisée dans le cadre de l'analyse des matchs de tennis du circuit professionnel masculin.

Dans un premier temps, nous avons trié notre échantillon en éliminant les matchs où nous ne nous ne disposions pas des cotes ainsi que les matchs où il existait une opportunité d'arbitrage. En effet, le problème de ces opportunités résulte dans le fait qu'elles soient limitées dans le temps car exploitées par de nombreux arbitragistes à l'image des sites comme http://www.betbrain.com ou http://www.betradar.com. Dans ces conditions, les *bookmakers* sont très rapidement amenés à revoir leurs prix et donc annuler ces opportunités (en limitant significativement le montant des mises). Après ce premier filtrage, notre échantillon se limite à 23 744 matchs soit 47 488 alternatives.

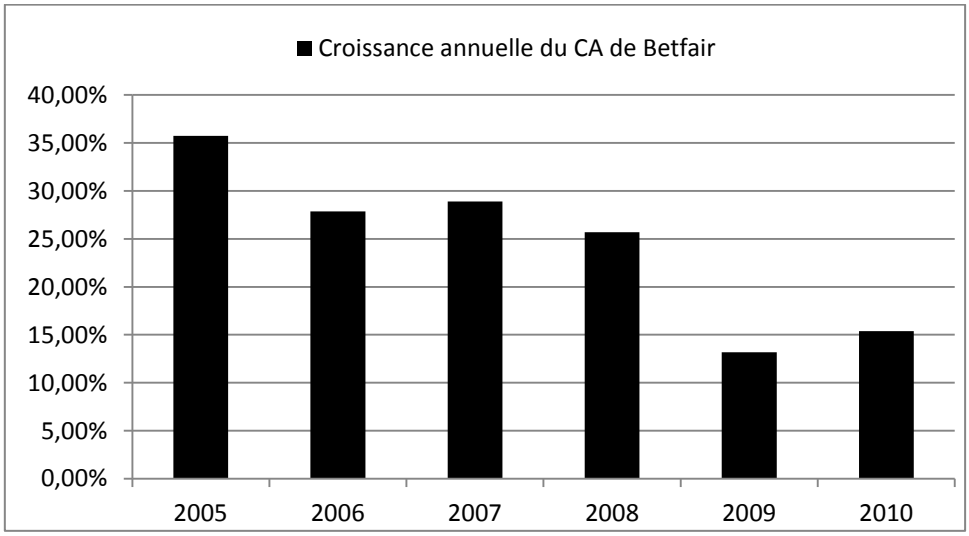
Ensuite, nous nous sommes interrogés sur le problème de l'agrégation de nos données déjà évoqué par Forrest et McHale (2007). Au-delà du fait que les paramètres peuvent varier d'un match à l'autre (surface, type de tournoi…), la marge imposée par les *bookmakers* est également susceptible de varier selon les années et peut avoir un impact significatif sur le rendement espéré des parieurs. Dans un premier temps, il est nécessaire de vérifier si ces coûts sont restés stables au cours du temps car si ce n'est pas le cas, il sera difficile d'évaluer l'influence des autres facteurs et in fine, isoler l'impact des préférences des parieurs. Dans le cas inverse, l'agrégation de nos données pourrait constituer un point faible dans notre analyse.

2.2 Les statistiques descriptives

L'annexe 1 présente les statistiques descriptives relatives à notre échantillon. Nous pouvons observer que les cotes minimales et moyennes, associées aux favoris, sont relativement stables au cours du temps ce qui n'est pas le cas des cotes maximales et moyennes, associées aux outsiders, qui tendent à augmenter au cours du temps. Cette dernière observation peut s'expliquer par l'évolution de l'*overround* moyen appliqué par les *bookmakers*, qui présente une corrélation de Pearson négative de 89,62% avec la cote moyenne des outsiders. En effet, nous avons souligné à la page 91 que les *bookmakers* font face à un risque de sélection adverse qui sera d'autant plus important, que la cote du pari sur laquelle porte une éventuelle information privilégiée, est élevée. Cette situation explique pourquoi les *bookmakers* ont tendance à appliquer un discount plus important sur les cotes des outsiders.

Historiquement, face à l'accroissement de la demande pour les jeux en ligne et l'explosion des volumes de paris, on a assisté à un vaste mouvement de concurrence dans le domaine des paris sportifs jusqu'à la fin 2008, matérialisé par l'arrivée de nouveaux *bookmakers*, qui ont offert des cotes plus agressives, surtout sur les outsiders, afin de conquérir des parts de marché. Néanmoins, dès 2009, sur fonds de crise généralisée, les volumes de paris se sont effondrés et de nombreux *bookmakers* ont fait faillite comme l'a fait remarquer le rapport 2009/2010[5] de la *Gambling Commission* au Royaume Uni. Face à la diminution de l'intensité concurrentielle et au ralentissement de l'activité, les *bookmakers* ont donc choisi de réajuster leurs marges à la hausse afin de maintenir un certain niveau de profitabilité. Puis, en 2010, avec la reprise progressive de l'économie, le déroulement de la coupe du monde et l'ouverture du marché des jeux en ligne dans plusieurs pays, les *bookmakers* ont consenti à faire de nouveaux efforts, ce qui explique pourquoi l'*overround* moyen est passé de 3,21% en 2009 à 1,50% en 2010. On peut noter que ces observations sont cohérentes avec l'évolution du chiffre d'affaires de Betfair qui a progréssé de manière significative de 2005 à 2008 (> 25% par an) avant de ralentir en 2009 et ré-accélérer en 2010.

Graphique 1 : Croissance annuelle du chiffre d'affaires de Betfair



Source : Betfair

En résumé, au premier abord, il apparaît que la marge est variable au cours du temps, il est maintenant nécessaire de s'assurer que cette dernière a un impact significatif sur les gains potentiels des parieurs.

[5] http://www.gamblingcommission.gov.uk/pdf/Annual%20report%20and%20accounts%202009%202010.pdf

3 L'analyse de l'impact des coûts de transaction

Pour tester cette hypothèse, nous allons nous intéresser au gain net des parieurs. Pour rappel, si l'on désigne *C(e)*, la cote associée à l'alternative *e*, alors le gain net sera, pour une mise standardisée à une unité :

$$GN_p^G(e) = C(e) - 1 \text{ lorsque le pari est gagnant} \quad (1)$$

$$GN_p^P(e) = -1 \text{ lorsque le pari est perdant} \quad (2)$$

Notre objectif sera d'observer comment le gain net est affecté à la fois par l'*overround* mais également par la cote. Pour rappel, si le *FLB* est présent dans notre échantillon, le rendement espéré ne sera pas le même pour des cotes différentes. Pour cela, nous nous sommes inspirés de l'approche de Forrest et McHale (2007). Ces derniers ont utilisé une régression linéaire visant à expliquer le gain net des parieurs en fonction de la cote, plus précisément de la probabilité implicite associée à cette dernière que l'on notera $\pi'(e)$, et d'une constante, α, dont le but était d'approximer la marge des *bookmakers*, du type :

$$GN_p(e) = \alpha + \beta_1 \times \pi'(e) \quad (3)$$

Néanmoins, comme nous avons pu le remarquer, l'*overround*, *OR*, varie et nous avons donc retenu la régression suivante :

$$GN_p(e) = \beta_1 \times OR + \beta_2 \times \pi'(e) \quad (4)$$

Avant d'appliquer notre régression, il a été nécessaire de sélectionner de manière aléatoire une alternative sur deux. En effet, les rendements ne sont pas indépendants, la victoire d'un joueur se traduira par la défaite de l'autre. De fait, si l'on retient les deux alternatives, la variance sera biaisée. Ce type de critique a déjà été formulé par Busche et Hall (1988) dans le cadre des courses de chevaux. Ils soulignent notamment que les chercheurs ont pris pour habitude de classer dans un même groupe les chevaux d'une même course. Par exemple, lorsqu'ils étudient les chevaux ayant une probabilité implicite de gagner de 10%, ils y classent tous les chevaux y compris ceux de la même course ce qui biaise la régression. La taille de notre échantillon a donc été réduite à 23 744 observations. Si le *FLB* est présent dans notre échantillon et si l'*overround* a un impact sur le rendement espéré des parieurs, nous

devrions avoir $\beta_1 < 0$, en d'autres termes, plus l'*overround* sera élevé et plus le rendement espéré du parieur sera faible. De même, nous nous attendons à ce que $\beta_2 > 0$, plus la probabilité implicite de l'alternative choisi par le parieur est élevée, plus le rendement espéré du parieur sera important. Nous obtenons les résultats suivants (écart type entre parenthèses) :

$$GN_p(e) = \underset{(0,3138)}{-2,4459} \times OR + \underset{(0,0208)}{0,0633} \times \pi'(e) \quad (5)$$

Les coefficients sont significatifs au seuil de 1%[6] et confirment notre intuition, à savoir que la marge implicite des *bookmakers* a un impact significatif sur le rendement espéré des parieurs et peut accentuer le *FLB*. Ce constat confirme nos observations sur les statistiques descriptives dans le sens où les *bookmakers* tendent à prendre plus de marge sur les cotes des outsiders plutôt que sur celles des favoris comme le démontre Metsola (2010). Par la suite, sachant que dans notre étude nous nous placerons du côté des parieurs, nous allons re-marger toutes les cotes de manière à ce que la marge moyenne en vigueur en 2010, à savoir 1,50%, soit appliquée à chaque match, ce qui permettra de neutraliser l'effet aléatoire lié aux coûts de transaction implicites. Notre démarche se différencie de celle des autres chercheurs, comme Cain, Law et Peel (2003), qui ont *remargé* les cotes de leur échantillon de manière à ce que l'*overround* soit nul. Avec ce procédé, nous avons été amenés à exclure plusieurs matchs dans la mesure où leurs cotes devenaient inférieures à un. Notre échantillon final s'élève à 23 729 matchs.

4 L'analyse de l'impact des préférences des parieurs

4.1 L'analyse microéconomique du moment d'ordre 1 : le rendement espéré

Nous allons débuter notre analyse du rendement en faisant varier les paramètres (statut des joueurs, surfaces, type de tournoi…) de notre échantillon afin d'en valider l'homogénéité. Pour rappel, le rendement est égal au gain net exprimé en %. A titre d'exemple, si l'on standardise la mise d'un parieur à une unité et qu'il gagne en misant sur une alternative à 2/1, $C(e) = 2$, alors son gain net sera de 1, $GN_p(e) = 1$, ce qui correspond à un rendement de 100%. Le rendement espéré correspondra à la moyenne des rendements. Pour tester la

[6] Les coefficients restent significatifs y compris après correction de l'hétéroscéstacité selon la méthodologie de White (1980).

significativité des rendements espérés, nous utiliserons l'indicateur employé dans l'ensemble des études[7] relatives au tennis professionnel masculin, à savoir le *T de student*. Notre objectif ici étant d'évaluer le potentiel de gain net du parieur dans chacune des configurations, nous avons donc décidé de ne pas prendre une alternative sur deux comme cela a été le cas pour notre régression linéaire. Cette procédure est également conforme aux études que nous avons précédemment citées.

4.1.1 Les statuts des joueurs

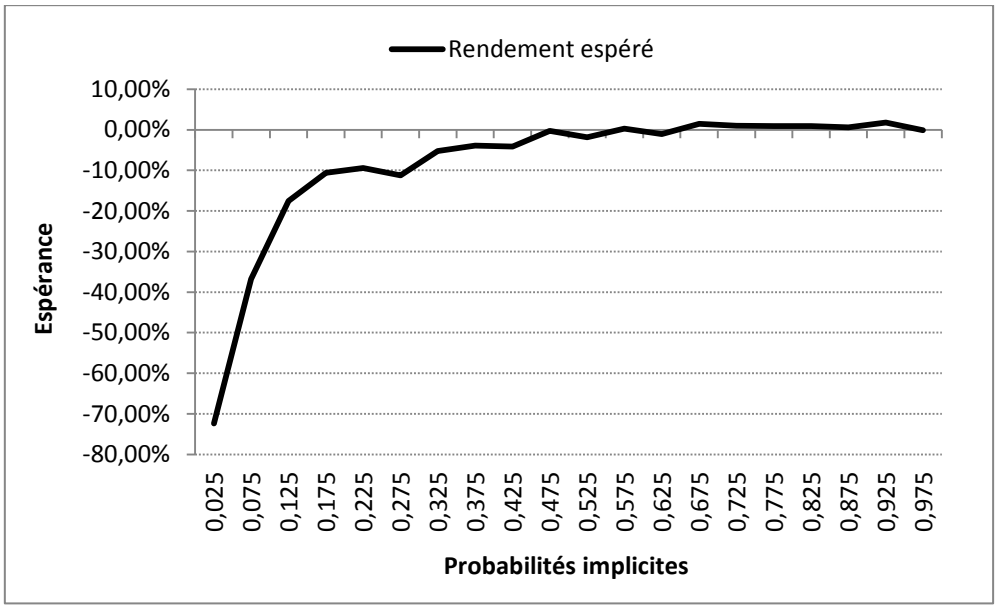
Pour commencer, nous avons divisé notre échantillon en fonction des statuts des joueurs, à savoir favori et outsider. Le favori est le joueur dont la cote retenue est la plus faible et, inversement, l'outsider est celui dont la cote retenue est la plus élevée. En premier lieu, nous pouvons observer dans l'annexe 2 que le rendement espéré, associé aux outsiders, -7,92%, est nettement inférieur au rendement espéré, associé aux favoris, à savoir 0,49%. Toutefois, seul le rendement espéré des outsiders est significativement différent de zéro au seuil de 1%. Nous allons maintenant trier notre échantillon de manière beaucoup plus fine, c'est-à-dire en fonction des probabilités implicites.

4.1.2 Les probabilités implicites

L'annexe 3 montre que le rendement espéré, associé à des probabilités implicites comprises entre 0% et 5%, est nettement inférieur au rendement espéré, associé à des probabilités implicites supérieures à 95%. En pariant sur les gros outsiders (alternatives comprises entre 0 et 5%), un parieur perdra en moyenne 72,35% de sa mise (*T de student* significatif au seuil de 1%) alors qu'il ne perdra que 0,11%, en jouant sur les alternatives ayant plus de 95% de chances de se réaliser (*T de student* non significatif). A noter que les rendements espérés, associés à des probabilités implicites inférieures à 50%, sont tous négatifs et 9 fois sur 10, significatifs au seuil de 10%. A l'inverse, pour des probabilités implicites supérieures à 50%, les rendements espérés ne sont positifs que six fois sur dix et significativement différents de 0, que dans une seule configuration. On observe que le rendement espéré est croissant avec les probabilités implicites jusqu'au seuil de 70% avant d'être stable comme on peut le voir sur le graphique ci-dessous.

[7] Cain, Law et Peel (2003) ; Forrest et McHale (2005) ; Forrest et McHale (2007).

Graphique 2 : Rendement espéré trié par tranche de probabilités implicites



4.1.3 Années et statuts des joueurs

Concernant l'annexe 4, on peut voir que, quelle que soit l'année étudiée, le rendement espéré, associé aux favoris, est toujours supérieur à celui des outsiders. Du point de vue des outsiders, on peut noter que le rendement espéré est négatif et significatif au seuil de 1% dans la moitié des cas. Du point de vue des favoris, la tendance est beaucoup plus contrastée, le rendement espéré est ressorti positif six années sur dix et n'a été que deux fois significativement différent de zéro au seuil de 10%. Enfin, on peut noter que les rendements espérés des favoris et outsiders tendent à converger au cours du temps, le rendement espéré des favoris ont tendance à diminuer alors que le rendement espéré des outsiders est de moins en moins négatif.

4.1.4 Années et probabilités implicites

Lorsque l'on regarde maintenant l'annexe 5, qui enregistre les rendements espérés classés par années et tranches de probabilités implicites, on retrouve les mêmes pathologies, à savoir que, quelle que soit l'année étudiée, les probabilités implicites extrêmement faibles sont associées à des rendements espérés négatifs. A titre d'exemple, le rendement le plus élevé que l'on pouvait espérer obtenir pour des probabilités implicites comprises entre 0% et 10% était de -9,62% en 2008 (non significatif). De manière opposée, les probabilités

implicites élevées sont associées à des rendements espérés plus importants, souvent significatifs. On peut faire référence au rendement espéré le plus élevé, obtenu en 2001 pour la tranche 80%-85% et évalué à 11,73% (significatif au seuil de 1%). Par ailleurs, il faut également souligner qu'il était possible de dégager des profits significatifs de manière systématique par exemple en 2001, 2002 et 2003 pour les tranches de probabilités implicites comprises entre 80 et 85%.

4.1.5 Surfaces et statuts des joueurs

Concernant l'étude des surfaces (annexe 6), on peut observer que les rendements espérés, associés aux favoris, sont plutôt stables, ces derniers étant compris entre -1,82% et 2,47%. Cette constatation n'est pas vérifiée dans le cas des outsiders avec des rendements espérés compris entre -13,69% et 2,06%. L'anomalie provient de la surface Synthétique où le signe du rendement espéré est inversé, à savoir, positif pour les outsiders et négatif pour les favoris. Néanmoins, aucun de ces deux rendements espérés n'est significatif ce qui ne remet pas en cause l'agrégation de nos données.

4.1.6 Surfaces et probabilités implicites

Dans le cadre de l'analyse des surfaces, les données triées par tranche de probabilités implicites (annexe 7) confirment les observations que nous avons faîtes précédemment. En effet, on peut noter que pour les surfaces, Gazon, Dur et Terre battue, on recense la pathologie classique, à savoir que le rendement espéré est d'autant plus important que les probabilités implicites sont élevées. On peut néanmoins souligner qu'il est possible d'obtenir un meilleur rendement espéré en misant sur les probabilités élevées dans le cadre du Gazon. Dans 8 cas sur 10, les rendements sont positifs, néanmoins, un seul d'entre eux est significatif au seuil de 10%. Concernant maintenant le Synthétique, la pathologie est moins évidente. Même si l'on enregistre des rendements espérés positifs dans le cadre des tranches de probabilités implicites élevées, à savoir 2,35% pour la tranche 95-100% (significatif au seuil de 1%) et des rendements espérés très négatifs pour des tranches de probabilités faibles avec -27,21% pour la tranche 25%-30% (significatif au seuil de 5%), on enregistre, par ailleurs, des rendements espérés positifs importants pour des probabilités implicites faibles comme par exemple, 40,11% pour la tranche 10%-15% (non significatif), 38,92% la tranche 20%-25% (significatif au seuil de 5%). A l'inverse, des rendements espérés extrêmement faibles ont été associés à

des probabilités implicites élevées, comme -10,65% pour la tranche 60%-65% (significatif au seuil de 10%) et -9,73% pour la tranche 75%-80% (significatif au seuil de 10%).

4.1.7 Types de tournois et statuts des joueurs

L'annexe 8 montre que quel que soit le type de tournois, le rendement espéré, associé aux favoris, est nettement plus important que le rendement espéré, associé aux outsiders. Cette constatation est d'autant plus vrai, pour les Grand Chlem, *Grand Slam* en anglais, où le rendement espéré, associé aux favoris, est de 1,57% (significatif au seuil de 10%) et celui associé aux outsiders, -18,64% (significatif au seuil de 1%). On peut également souligner que le rendement espéré, associé aux favoris, est relativement stable et compris entre -0,50% et 1,57%. A l'inverse, le rendement espéré, associé aux outsiders est nettement plus volatile car compris entre -2,92% et -18,64%.

4.1.8 Types de tournois et probabilités implicites

L'annexe 9, montre que les rendements espérés, associés aux outsiders de la tranche 0%-5% sont nettement inférieurs aux rendements espérés, associés aux favoris de la tranche 95%-100%. Par ailleurs, on note également que dans chaque cas, les rendements espérés sont d'autant plus importants que les probabilités implicites sont élevées.

4.1.9 Phases de compétition et statuts des joueurs

L'annexe 10 démontre que, peu importe la phase de compétition, premiers tours (premiers, seconds, troisièmes) ou bien phases finales (quart, demie, finale), on observe que le rendement espéré, associé aux outsiders, est nettement inférieur au rendement espéré, associé aux favoris. En effet, dans le cadre des premiers tours, le rendement espéré, associé aux favoris, est de 0,61% (non significatif) contre -8,25% pour les outsiders (significatif au seuil de 1%). De même, dans le cadre des phases finales, le constat est le même avec un rendement espéré, associé aux favoris, de -0,07% (non significatif) contre -6,29% pour les outsiders (significatif au seuil de 5%).

4.1.10 Phases de compétition et probabilités implicites

L'annexe 11 met en évidence qu'en faisant varier la phase de compétition, on observe une nouvelle fois que les rendements espérés sont d'autant plus élevés que les probabilités implicites sont importantes. On peut noter que, dans le cadre des premiers tours, le rendement espéré, associé aux outsiders, dans la tranche 0%-5% est de -69,72% (significatif au seuil de 1%) alors qu'il est de 1,85% (significatif au seuil de 5%) pour les favoris inclus dans la tranche 90%-95%. De la même manière, dans le cadre des phases finales, on peut noter que le rendement espéré, associé aux outsiders, dans la tranche 10%-15% est de -28.12% (significatif au seuil de 1%), contre 1,70% (non significatif) pour la tranche 95%-100%.

4.3.11 Résumé

Après avoir neutralisé l'impact de l'*overround*, nous avons fait varier plusieurs paramètres et avons observé que les mêmes pathologies s'imposaient à notre échantillon :

- Les rendements espérés, associés aux outsiders, sont inférieurs aux rendements espérés, associés aux favoris.

- Les rendements espérés sont corrélés positivement aux probabilités implicites.

- Il existe plusieurs possibilités pour mettre en place des stratégies systématiques permettant de dégager des rendements significativement positifs.

Malgré les quelques divergences que nous avons recensées, nous jugeons qu'elles ne sont pas suffisantes pour remettre en cause l'agrégation de nos données. Désormais, nous allons procéder à une analyse globale de notre échantillon.

4.2 L'analyse globale du moment d'ordre 1 : le rendement espéré

Après nous être assuré de la quasi-homogénéité de notre échantillon, nous allons pouvoir pratiquer des tests sur l'ensemble de nos données afin de mettre en exergue la présence du *FLB*. Nous commencerons par mettre en place une régression paramétrique, plus précisément une régression linéaire.

4.2.1 La régression paramétrique : régression linéaire

Nous allons mettre en place une nouvelle régression linéaire visant à déterminer l'impact des cotes sur le gain net des parieurs et donc tenter de vérifier si le *FLB* est bien présent dans notre échantillon. Comme pour la première régression, nous avons sélectionné aléatoirement une alternative sur deux afin de ne pas biaiser la variance, toutefois, le paramètre α, qui représente la constante, remplacera le coefficient lié à la variation de l'*overround*. Le fait est que la marge imposée par les *bookmakers* ne varie plus suite au *remargement* que nous avons opéré. Notre régression linéaire se définit comme suit :

$$GN_p(e) = \alpha + \beta_1 \times \pi'(e) \tag{6}$$

Nous nous attendons à ce que $\alpha < 0$, ce qui impliquerait que l'*overround* impacte négativement le gain net des parieurs et que $\beta_1 > 0$, ce qui implique que plus l'alternative choisie par le parieur aura une probabilité implicite de se réaliser importante, plus son gain sera élevé. Nous obtenons les résultats suivants :

$$GN_p(e) = -0{,}2045 + 0{,}3183 \times \pi'(e) \tag{7}$$
$$(0{,}0195) \quad (0{,}0351)$$

Les coefficients sont significatifs au seuil de 1% et confirment notre intuition, à savoir, qu'en isolant l'impact de la marge, on observe que le gain net des parieurs sera d'autant plus important qu'ils optent pour des paris ayant une probabilité implicite élevée, autrement dit les cotes faibles. Ces résultats sont conformes aux observations de Forrest et McHale (2007) qui trouvent les résultats suivants :

$$GN_p(e) = -0{,}280 + 0{,}351 \times \pi'(e) \tag{8}$$
$$(0{,}032) \quad (0{,}057)$$

Néanmoins, tout comme nos confrères, nous pensons qu'utiliser une régression linéaire revient à adopter une méthode trop rigide[8]. En effet, comme nous avons pu le voir avec l'analyse microéconomique de notre échantillon, il n'existe pas de relation strictement

[8] Cela explique pourquoi, comme nos confrères, nous n'avons pas appliqué de tests complémentaires (multicolinéarité, hétéroscésdasticité…) à notre régression linéaire.

monotone entre le gain net réalisé par les parieurs et les probabilités implicites. Nous allons donc adopter une méthode un peu plus flexible en appliquant une régression logistique.

4.2.2 Régression paramétrique : régression logistique

A l'inverse de la régression linéaire, la variable à expliquer doit être une variable qualitative. Ici, nous tenterons de déterminer l'impact des probabilités implicites sur l'issue de la rencontre, *X(e)*, tel que :

$X(e) = 0$ si l'alternative *e* ne se réalise pas (scénario perdant) (9)

$X(e) = 1$ si l'alternative *e* se réalise (scénario gagnant) (10)

En reprenant les notations pp. 63-65, $GN_p^S(e)$ représente le gain net associé à l'alternative *e*. Pour n'importe quelle probabilité implicite, $\pi'(e)$, $GN_p^S(e)$ est déterministe dans le sens où si $X(e)$ est connu, $GN_p^S(e)$, est connu. De fait, l'espérance de gain net, $E[GN_p(e)]$ se définira de la manière suivante :

$$E[GNp(e)] = \pi(e) \times \left(\frac{1}{\pi'(e)} - 1 \right) + (1-\pi(e)) \times (-1) = \frac{\pi(e)}{\pi'(e)} - 1 \quad (11)$$

Où $\pi(e)$ est $Pr[X(e)=1]$. L'objectif de la régression logistique est d'estimer $\pi(e)$ qui correspond à la probabilité réelle que l'alternative *e* se réalise. Pour cela, nous avons choisi d'utiliser le LOGIT tel que :

$$X(e) = \alpha + \beta_1 \times \pi'(e) \quad (12)$$

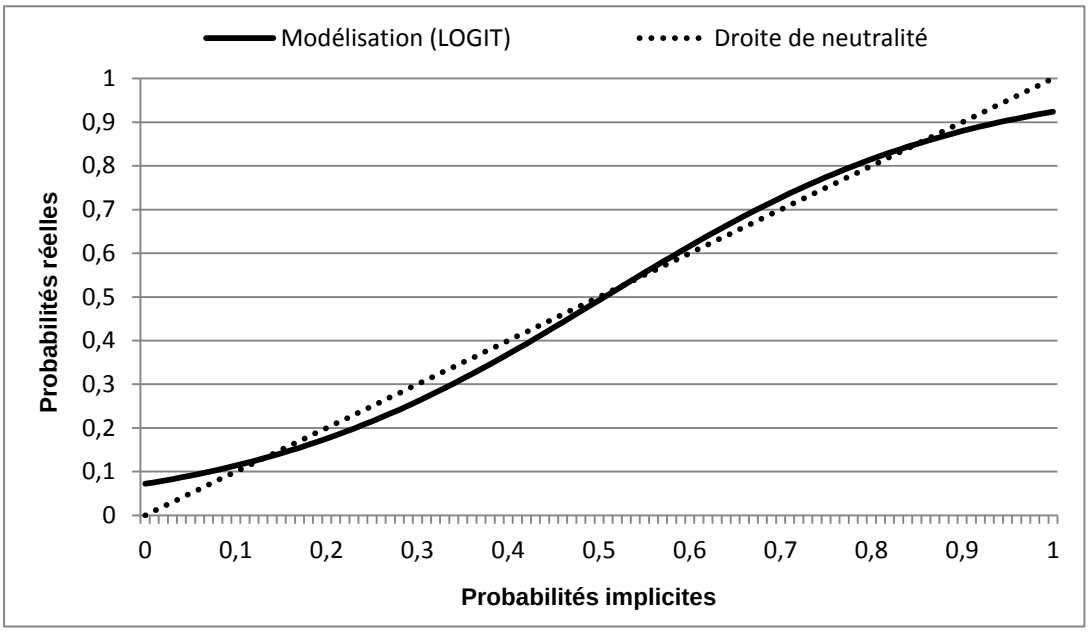
Nous nous attendons à ce que $\alpha < 0$, ce qui impliquerait que l'*overround* affecte négativement la probabilité réelle que l'alternative e se réalise, et que $\beta_1 > 0$, ce qui implique que plus l'alternative e, aura une probabilité implicite de se réaliser importante, plus la probabilité réelle que cette alternative se réalise sera élevée. Nous obtenons les résultats suivants :

$$X(e) = -2{,}5566 + 5{,}0520 \times \pi'(e) \quad (13)$$

$$(0{,}0419) \quad (0{,}0773)$$

Les coefficients sont significatifs au seuil de 1% et confirment notre intuition, néanmoins, au vu du graphique de la régression, il apparait que la courbe en S associée à la régression logistique n'est pas appropriée[9]. Le graphique 2 montre que, pour des probabilités implicites inférieures à 13%, les probabilités réelles seraient sous évaluées (au-dessus de la droite de neutralité) ce qui implique que les parieurs devraient réaliser un gain. A l'inverse, pour des probabilités implicites supérieures à 86%, les probabilités réelles seraient surévaluées (en-dessous de la droite de neutralité) et les parieurs seraient amenés à réaliser une perte. Ces constatations sont contraires à nos observations empiriques et montrent que la régression logistique implique trop de restrictions pour modéliser correctement notre échantillon.

Graphique 3 : Modélisation LOGIT et droite de neutralité



Il apparait que les régressions paramétriques ne sont pas correctement adaptées à notre échantillon, de fait, nous allons prolonger notre étude en utilisant une méthodologie moins contraignante, à savoir une régression non-paramétrique.

4.2.3 Régression non-paramétrique

Contrairement aux régressions paramétriques, la régression non-paramétrique a l'avantage de n'impliquer aucune restriction. Nous avons divisé notre échantillon en 100

[9] Ce constat explique également pourquoi nous n'avons pas appliqué de tests complémentaires à notre régression logistique.

tranches de 1% et pour chacune d'entre elle, nous avons calculé la probabilité implicite moyenne, ainsi que la probabilité réelle associée. Soit $e = 1,\ldots, E$; les alternatives sur lesquelles il est possible de parier dans chaque tranche, la probabilité implicite moyenne de chaque tranche $i = 1,\ldots,100$ est calculée comme suit :

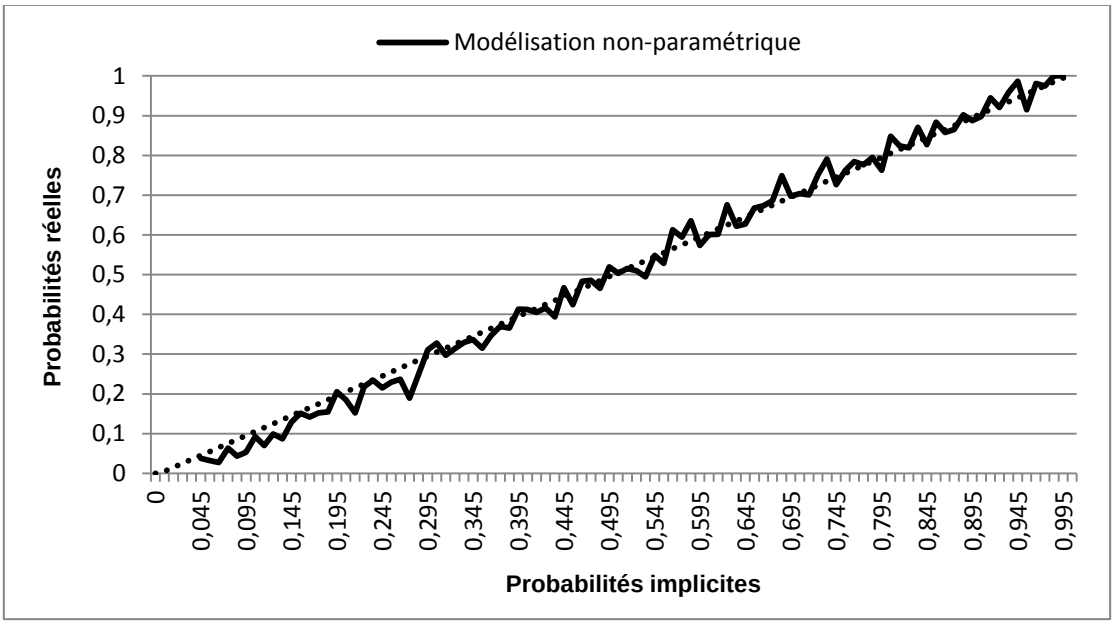
$$\mu'(i) = \frac{\sum_{e=1}^{E} \pi'(e)}{E} \tag{14}$$

La probabilité réelle associée à chaque tranche est calculée de la manière suivante :

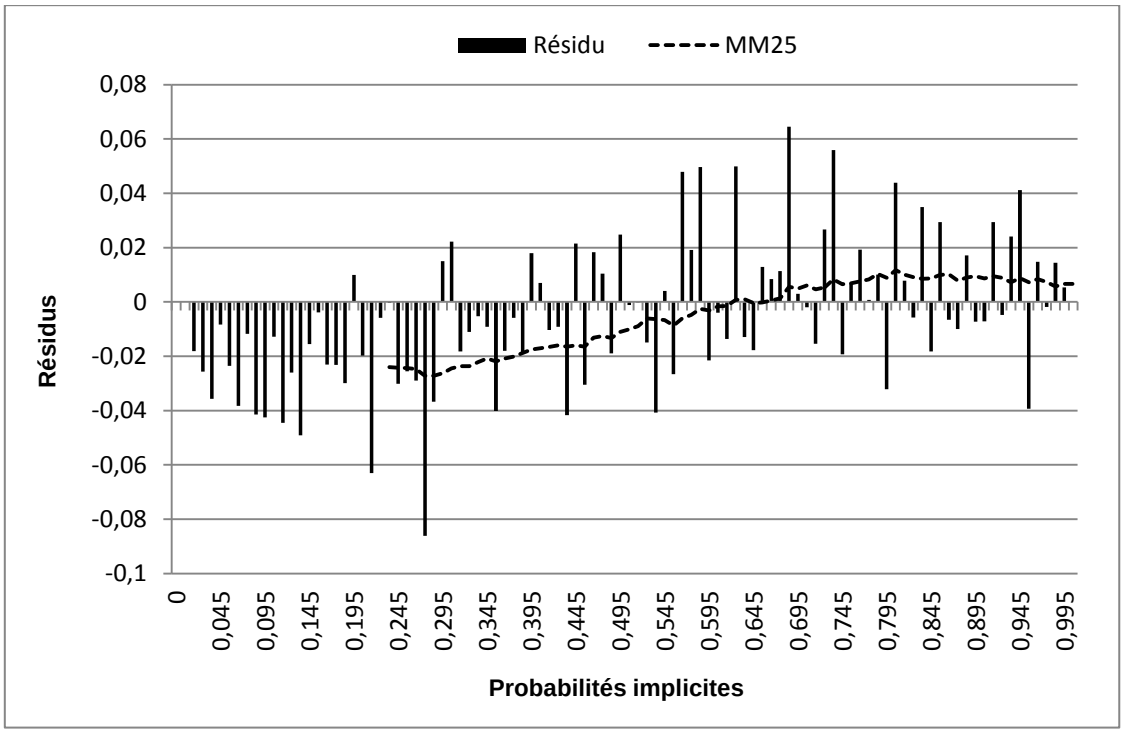
$$\mu(i) = \frac{\sum_{e=1}^{E} X(e) = 1}{E} \tag{15}$$

A la vue du graphique 4 il apparaît qu'en-dessous du seuil de 30%, les probabilités implicites sont sous-évaluées et inversement au-dessus de 80%. Afin d'avoir une vision plus précise de la situation, par la suite, nous avons décidé de travailler sur le résidu entre la modélisation non-paramétrique et la droite de neutralité (graphique 5).

Graphique 4 : Modélisation non-paramétrique et droite de neutralité



Graphique 5 : Résidus entre la modélisation non-paramétrique et la droite de neutralité



Le graphique 5, qui inclut une moyenne mobile basée sur 25 observations, permet de mettre en lumière plusieurs constatations. En premier lieu, il apparaît qu'il n'existe pas de relation linéaire entre les probabilités implicites et le gain net des parieurs, approximé par le résidu entre notre régression non-paramétrique et la droite de neutralité. Le minimum des résidus est atteint au seuil de [27%-28%] soit 3,70/1, alors que la maximum est atteint au seuil de [67%-68%] soit 1,49/1. Concernant la moyenne mobile, cette dernière augmente progressivement et devient positive au seuil de [62%-63%] soit 1,61/1 puis tend à diminuer lentement à partir du seuil de [80%-81%] soit 1,25/1. En conséquence, cette représentation implique des préférences concaves.

4.2.4 Résumé

La principale conclusion de notre analyse globale est la confirmation de la présence du *FLB*. En neutralisant l'impact des coûts de transaction et en utilisant différentes méthodologies, cette anomalie est toujours mise en évidence. Cela remet en cause les travaux faisant état de la présence d'un *FLB* inversé comme Busche (1988), Busche (1994), Woodland et Woodland (2001) ou Woodland et Woodland (2003). En conséquence, nous allons maintenant tenter de l'expliquer en analysant la nature des préférences des parieurs.

4.3 L'analyse théorique du moment d'ordre 2 et 3 : variance et skewness

Nous allons commencer par analyser le comportement théorique de la variance ainsi que l'attitude empirique des individus (parieurs, investisseurs, consommateurs…) face au risque, puis nous étudierons le comportement théorique du skewness et l'attitude empirique des individus face aux valeurs extrêmes (gains ou pertes).

4.3.1 Comportement de la variance et aversion au risque des parieurs

La variance, autrement dit le moment d'ordre 2, permet de caractériser la dispersion des valeurs par rapport à la moyenne et constitue donc une mesure du risque. En reprenant l'équation (11) et la méthodologie pp.64-65, on peut faire apparaître la variance :

$$V[GN_p(e)] = \pi(e) \times GN_p^G(e)^2 + (1 - \pi(e)) \times (-1)^2 \tag{16}$$

$$V[GN_p(e)] = \pi(e) \times \left(\frac{1 - \pi(e)}{\pi'(e)} \right)^2 + (1 - \pi(e)) \times (-1)^2 \tag{17}$$

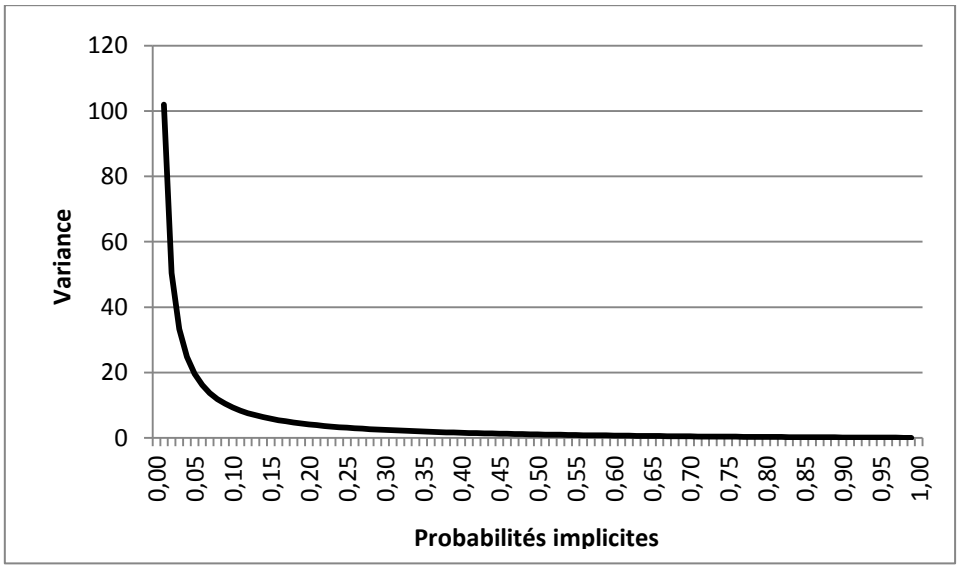
$$V[GN_p(e)] = \frac{\pi(e)}{\pi'(e)^2} \times (1 - \pi(e)) \tag{18}$$

En l'absence d'*overround* et sous condition que les cotes soient correctement évaluées par les *bookmakers*, on aurait $\pi'(e) = \pi(e)$, en introduisant l'*overround* que nous avons fixé à 1,50%, on peut approximer la probabilité implicite de la manière suivante :

$$\pi'(e) = \frac{\pi(e)}{1{,}015} \tag{19}$$

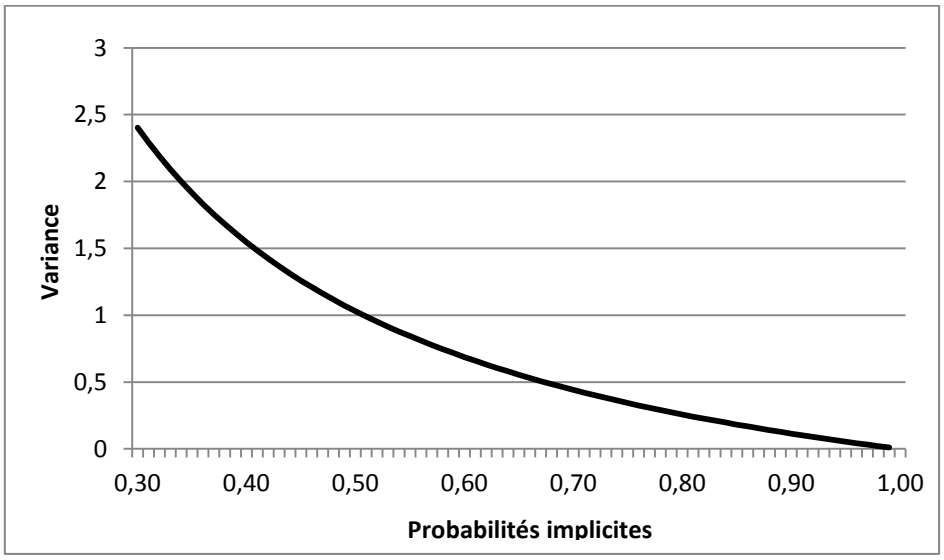
Nous pouvons ainsi en déduire le comportement théorique de la variance pour l'ensemble des probabilités implicites. Les graphiques 6 et 7 montrent que, plus les probabilités implicites sont élevées et plus la variance est faible. Néanmoins, tout comme la relation « probabilités implicites – gain net », la relation « probabilités implicites – variance », n'est pas linéaire.

Graphique 6 : Variance en fonction des probabilités implicites



Afin d'avoir une vision un peu plus affinée, nous avons choisi de zoomer sur l'intervalle [20%-100%].

Graphique 7 : Variance en fonction des probabilités implicites [30%-100%]



L'attitude des individus face au risque et donc à la variance constitue un sujet important dans la littérature. Les tests sur les préférences des individus ont commencé par prendre la forme d'expériences de laboratoire à l'image des travaux de Tversky et Kanheman (1992), Hey et Orme (1994), Holt et Laury (2002) ou encore Choi et al. (2007). D'autres chercheurs comme Gertner (2003), Metrick (1995) et plus récemment Bombardini et Trebbi

(2007) ou Post et al. (2008), se sont appuyés sur les jeux télévisés pour analyser les préférences des participants. Enfin, avec un accès plus facile aux données, certaines études ont examiné le comportement des individus dans des conditions réelles. Ainsi, Cohen et Einav (2007) ou encore Barseghyan et al. (2010) ont étudié l'attitude des individus dans le cadre du marché de l'assurance. La quasi-totalité des résultats empiriques converge vers l'hypothèse que, quelle que soit la situation, les individus sont averses au risque. Ce constat n'a pas tout le temps été retenu dans le cadre du marché des paris sportifs et, plus précisément, dans le cadre de l'analyse des deux premiers moments (rendement et variance), à l'instar des études de Rosett (1965), Weitzman (1965), Ali (1977) ou encore Quandt (1986). Néanmoins, l'inconvénient de ces premières études est de négliger le moment d'ordre 3, qui, nous le redémontrerons, ne peut être nul que dans une configuration précise. Par la suite, plusieurs travaux à l'image de Bird McCrae et Beggs (1987), Golec et Tamarkin (1998) ou Garett et Sobel (1999) montrent que, même en prenant en compte le moment d'ordre 3, les parieurs restent averses au risque.

4.3.2 Comportement du skewness et goût des parieurs pour les gains extrêmes

Le skewness autrement dit le moment d'ordre 3 permet de caractériser le manque de symétrie d'une distribution. Un coefficient positif implique une distribution étalée vers la gauche et une queue de distribution étalée vers la droite. A l'inverse, un coefficient négatif implique une distribution étalée vers la droite et une queue de distribution étalée vers la gauche. En conséquence, le skewness permet de mesurer l'intensité des valeurs extrêmes (gains ou pertes). Tout comme pour la variance, en reprenant l'équation (11) et la méthodologie pp. 64-65, on peut faire apparaître le skewness :

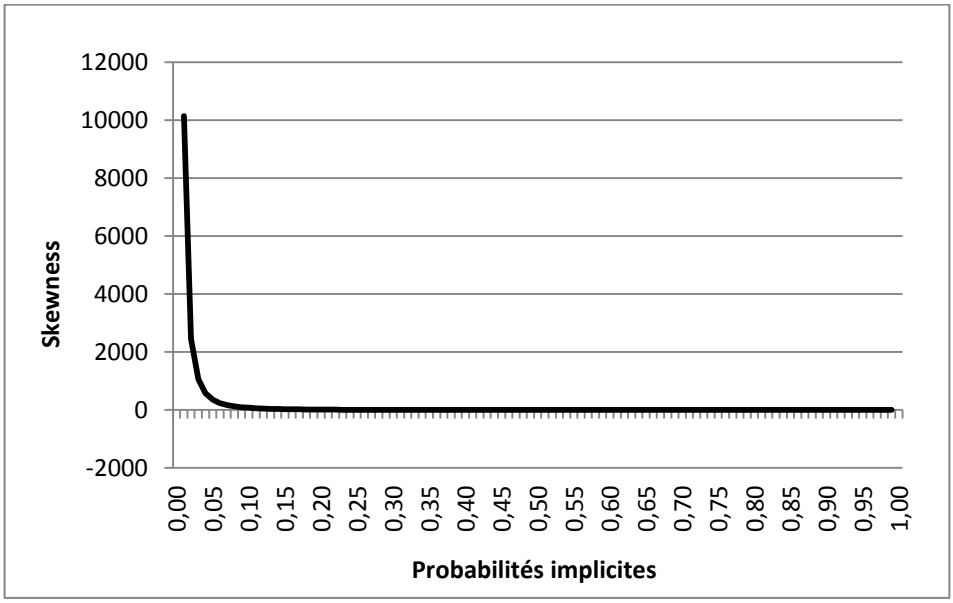
$$S[GN_p(e)] = \pi(e) \times GN_p^G(e)^3 + (1 - \pi(e)) \times (-1)^3 \tag{20}$$

$$S[GN_p(e)] = \pi(e) \times \left(\frac{1 - \pi(e)}{\pi'(e)} \right)^3 + (1 - \pi(e)) \times (-1)^3 \tag{21}$$

En approximant la probabilité implicite de la même manière que la variance, on peut en déduire le comportement théorique du skewness. Le graphique 8 et 9 montrent que le

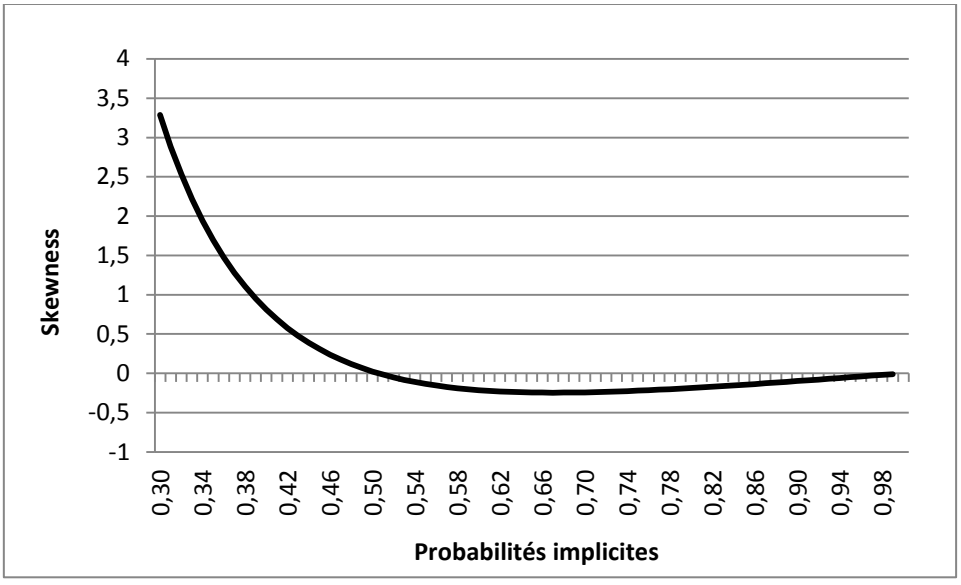
skewness devient négatif à partir du seuil de [50%-51%] soit 2/1, décroît jusqu'au seuil de [0,67%-68%] soit 1,49/1, avant de croître sur le reste du spectre des probabilités implicites.

Graphique 8 : Skewness en fonction des probabilités implicites



Afin d'avoir une vision un peu plus affinée, nous avons choisi de zoomer sur l'intervalle [30%-100%].

Graphique 9 : Skewness en fonction des probabilités implicites [30%-100%]



Dès le début des années 80, plusieurs chercheurs à l'image de Stoll et Curley (1970), Shaw (1971) ou McEnally (1974), ont admis l'existence de rendements anormaux et l'idée qu'un investisseur averse au risque et parfaitement informé, prenait en compte le moment d'ordre 3 lorsqu'il construisait un portefeuille boursier. Arditti (1971), Arditti et Levy (1975) ou Levy et Sarnat (1984) ont vérifié empiriquement que les investisseurs avaient une préférence pour les investissements présentant un skewness positif et offrant donc un potentiel de gain élevé. Nous allons identifier les préférences empiriques des parieurs pour la variance et le skewness, nous comparerons ensuite nos résultats à ceux observés dans la littérature.

4.4 Analyse empirique du moment d'ordre 2 et 3 : la variance et le skewness

Afin d'identifier les préférences des parieurs, nous avons choisi de reprendre en partie la méthodologie de Bird, McCrae et Beggs (1987) détaillée p. 90. Ces derniers commencent par regrouper les alternatives par tranche de probabilités, $i = 1,\ldots, I$, de manière à pouvoir calculer la variance et le skewness et appliquer ensuite la régression linéaire suivante :

$$E[GNp(i)] = \alpha + \beta_1 \times V[GNp(i)] + \beta_2 \times S[GNp(i)] \quad (23)$$

Dans cette équation, α renvoie toujours à l'*overround*, le coefficient β_1 représente la sensibilité au risque des parieurs alors que le coefficient β_2 exprime la sensibilité au skewness. A noter que nous ne prenons pas en compte de moment d'ordre supérieur dans la mesure où il y aura multicolinéarité parfaite avec les premiers moments. Si l'on s'en tient aux principales conclusions de la littérature, on devrait avoir $\alpha < 0$, ce qui implique que l'*overround* impacte négativement l'espérance de gain net des parieurs. Ensuite, on devrait observer que $\beta_1 > 0$, ce qui implique une aversion pour le risque. En effet, en contrepartie d'une variance plus élevée, l'espérance de gain net exigée par le parieur augmentera. Enfin, on devrait obtenir $\beta_2 < 0$ ce qui implique une préférence pour le skewness. En contrepartie d'un skewness plus élevé, les parieurs consentiront à obtenir une espérance de gain net moins importante. Néanmoins, cette régression linéaire implique que les préférences des parieurs soient constantes sur l'ensemble du spectre des probabilités ce qui va à l'encontre de l'intuition de certains travaux comme Coleman (2004) ou Cain et Peel (2004) pour qui, les parieurs peuvent exhiber des préférences pour le risque pour des probabilités implicites faibles et une aversion pour le risque pour des probabilités implicites élevées. De fait, nous avons décidé de mettre en place non pas une, mais deux régressions linéaires, afin de voir si la sensibilité des parieurs varie en fonction des

probabilités implicites. Dans cette démarche, afin d'obtenir plus d'observations, nous avons divisé notre échantillon par tranche de probabilités implicites de 0,5%[10]. Nous avons éliminé les tranches pour lesquelles nous disposions de moins de 100 observations afin d'exclure les valeurs aberrantes et d'accroître la significativité de nos résultats. Enfin, nous avons divisé notre échantillon en deux au seuil de 67% qui correspond à l'espérance de gain net maximale identifiée précédemment ainsi que le seuil à partir duquel le skewness redevient croissant. Si l'on retient l'hypothèse qu'il existe deux groupes de parieurs, l'un étant prêt à prendre des risques et l'autre étant averse, on devrait observer qu'au-delà de 67% (cotes inférieures à 1,5/1), les parieurs deviendront averses au risque et donc le coefficient β_1 devrait devenir positif alors qu'il serait négatif dans le cas de la première régression. Pour la première régression, qui inclut un total de 97 observations, nous obtenons les résultats suivants :

$$E[GNp(i)] = \underset{(0,0127)}{-0,1907} + \underset{(0,0106)}{0,1602} \times V[GNp(i)] \; \underset{(0,0135)}{-0,2638} \times S[GNp(i)] \qquad (24)$$

Les coefficients sont significatifs au seuil de 1% mais infirment l'intuition selon laquelle les parieurs apprécieraient le risque. Afin de conforter nos résultats, nous avons commencé par appliquer un test de multicolinéarité (test d'inflation de la variance) qui a été rejeté puis, nous avons appliqué un test d'hétéroscédasticité qui a démontré que nos résidus n'étaient pas homoscédastiques. Dans ces conditions, nous avons mis en place une nouvelle régression corrigée de l'hétéroscédasticité[11]. Nous obtenons les résultats suivants :

$$E[GNp(i)] = \underset{(0,0102)}{-0,1924} + \underset{(0,0093)}{0,1608} \times V[GNp(i)] \; \underset{(0,0129)}{-0,2705} \times S[GNp(i)] \qquad (25)$$

Nos résultats ne divergent pratiquement pas de la première estimation et montrent que les parieurs restent averses aux risques et sont prêts à réduire leur espérance de gain en contrepartie d'un skewness plus élevé. En effet, on constate que la sensibilité au skewness est nettement plus importante que la sensibilité au risque avec $|\beta_2| > |\beta_1|$. Nous allons maintenant appliquer la même procédure pour notre seconde régression, qui inclut 29 observations. Nous obtenons les résultats suivants :

[10] I = 200
[11] Nous avons corrigé notre régression via la méthodologie de White (1980).

$$E[GNp(i)] = -0,4240 + 0,6147 \times V[GNp(i)] \; -0,1783 \times S[GNp(i)] \qquad (26)$$
$$(0,1314) \quad (0,2283) \qquad\qquad (0,0440)$$

Les coefficients sont significatifs au seuil de 1%, toutefois, comme pour notre première régression, nous avons commencé par appliquer un test de multicolinéarité (test d'inflation de la variance) qui a été rejeté puis, nous avons appliqué un test d'hétéroscédasticité qui a également démontré que nos résidus n'étaient pas homoscédastiques. Dans ces conditions, nous avons mis en place une nouvelle régression corrigée de l'hétéroscédasticité. Nous obtenons les résultats suivants :

$$E[GNp(i)] = -0,6535 + 0,9802 \times V[GNp(i)] \; -0,2625 \times S[GNp(i)] \qquad (27)$$
$$(0,1132) \quad (0,1823) \qquad\qquad (0,0429)$$

Au premier abord, nos résultats montrent que les préférences des parieurs ne changent pas dans le sens où ces derniers restent averses au risque et gardent un goût pour les gains extrêmes. Néanmoins, lorsque que l'on compare les coefficients entre eux, on peut observer que la sensibilité des parieurs est différente dans le sens où ces derniers seront plus sensibles à la variance qu'au skewness car $|\beta_1| > |\beta_2|$. Par ailleurs, lorsque l'on compare un à un les coefficients de nos deux régressions, on peut observer que la sensibilité de la variance est d'autant plus forte que les probabilités implicites sont élevées et inversement dans le cas de la sensibilité au skewness[12].

4.5 Commentaires

Nos résultats sont particulièrement importants dans la mesure où ils remettent en cause l'ensemble des travaux qui stipulent que les parieurs sont généralement différents des investisseurs dans le sens où ils aiment le risque. En effet, relativement à leur distribution probabilités subjectives, les parieurs peuvent rester averses au risque et parier sur des alternatives associées à une espérance objective de gain net négative en raison de leur préférence pour les gains extrêmes. De plus, au-delà du fait que, quelle que soit la situation analysée, les parieurs sont averses au risque et recherchent des gains extrêmes, nous avons démontré que :

[12] Ce résultat a été confirmé économétriquement via la méthodologie d'Henriksson et Merton (1981). C'est-à-dire en appliquant une régression sur l'ensemble de notre échantillon (126 observations) et en incorporant une variable *dummy* (qui prend 0 pour des probabilités implicites inférieures à 67% et 1 au-dessus).

- Les parieurs sont d'autant plus averses au risque que les cotes sont faibles (probabilités implicites de plus en plus élevées).

- Les parieurs aiment de plus en plus les gains extrêmes à mesure que les cotes sont élevées (probabilités implicites de plus en plus faibles).

Ces résultats remettent également en cause une partie de la littérature dans le sens où :

- Les préférences des parieurs ne sont pas monotones.

- Si l'on reprend les travaux d'Arrow (1965), selon lesquels l'aversion au risque des agents économiques est fonction de leur richesse engagée, des sommes nettement plus importantes devraient être misées sur les cotes faibles, ce qui est conforme aux observations de Kopriva (2009), et qui remet en cause l'hypothèse centrale de plusieurs modèles théoriques comme ceux de Julien et Salanié (2000, 2005) selon laquelle les parieurs misent le même montant sur n'importe quel pari qui leur est proposé. Ces observations sont compatibles avec les marchés boursiers où les montants négociés les plus importants sont échangés sur le marchés des obligations d'état les moins risquées (p. 35).

- Cela implique que les parieurs qui choisissent de miser une infime partie de leur richesse (aversion au risque faible), sont nettement plus sensibles au skewness que les parieurs misant une proportion importante de leur patrimoine (aversion au risque élevée).

- Au niveau agrégé, nos observations suggèrent que la proportion de parieurs misant une grosse partie de leur richesse sur des cotes faibles et empochant un gain net en moyenne, est faible. Dans le cas inverse, les *bookmakers* réaliseraient une perte et il n'y aurait plus de marché. Par ailleurs, on peut également supposer qu'il ne peut y avoir qu'une faible proportion de parieurs misant *systématiquement* sur des cotes faibles offrant en moyenne un gain net positif. Dans le cas inverse, les *bookmakers* accroîtraient leur marge. Ces derniers sont donc prêts à consentir une espérance de gain net positive sur des cotes faibles car les mêmes parieurs seront amenés à jouer sur d'autres alternatives plus risquées qui offriront une espérance de gain net négative. Nous pouvons en déduire que les parieurs ont des préférences homogènes non-monotones qui dépendent uniquement de la fraction de richesse engagée.

- Dans la mesure où la mise standard d'un parieur est faible (environ 15 €[13]) et se situe donc à un niveau très inférieur aux investissements réalisés sur les marchés boursiers, nous pouvons en déduire que les parieurs sont en moyenne moins averses au risque que les investisseurs.

- Le fait que, dans certaines situations, les parieurs soient amenés à être plus sensibles au skewness qu'à la variance, peut permettre d'expliquer plusieurs phénomènes propres aux marchés boursiers. En effet, Barberis et Huang (2008) montrent que les investisseurs ayant des préférences très marquées pour les gains extrêmes sont amenés à détenir des portefeuilles mal diversifiés. Par exemple, ces derniers investiront dans des actifs ayant un rendement anormalement bas à l'image des titres faisant l'objet d'une introduction en bourse comme en atteste Ritters (1991).

- Même si nos observations vont à l'encontre de la forme faible de l'efficience informationnelle, elles ne remettent pas en cause la rationalité des parieurs. En effet, ces derniers utilisent l'ensemble de l'information disponible de manière à maximiser leur utilité. Ici, nous avons noté que la fonction objectif des parieurs dépendait certes de la variance mais également du skewness, ce qui explique en partie les anomalies recensées dans la littérature. Par ailleurs, le fait que ces soit disant anomalies persistent depuis plus de 50 ans ne peut être assimilé à une persistance de l'irrationalité des parieurs dans la mesure où ces derniers auraient largement eu le temps de les corriger.

Conclusion

En premier lieu, nous avons démontré que la forme faible de l'efficience informationnelle n'était pas vérifiée dans le cadre du marché des paris sportifs. En effet, à l'aide de l'échantillon le plus large de la littérature extrait des matchs de tennis professionnel masculin, nous avons recensé la présence du *FLB*, à savoir que les gains nets espérés, associés aux favoris, sont supérieurs aux gains nets espérés, associés aux outsiders. Plus encore, il apparait que les gains nets espérés des parieurs soient corrélés positivement aux probabilités implicites de réalisation d'une alternative et qu'il existe des possibilités de mettre en place des stratégies systématiques permettant de dégager des profits significativement positifs. En

[13] Source : Interview du directeur de la recherche de Betclic.fr

second lieu, nous avons testé deux théories susceptibles d'expliquer ces anomalies, à savoir les coûts de transaction et la nature des préférences des parieurs. Pour commencer, au vu de nos résultats, il apparaît que la marge implicite des *bookmakers* a un impact significatif sur le gain net espéré des parieurs et peut accroître le *FLB* dans la mesure où les *bookmakers* tendent à prendre plus de marges sur les cotes des outsiders plutôt que sur celles des favoris. Par ailleurs, nous avons observé qu'il n'existait pas de relation linéaire entre les cotes et le gain net attendu des parieurs et avons tenté d'expliquer ces pathologies en étudiant les préférences des parieurs en termes de variance et de skewness. Il en ressort que ces derniers ne sont pas différents des investisseurs sur les marchés boursiers car, quelle que soit la situation analysée, ces derniers sont averses au risque. Plus précisément, relativement à leur distribution de probabilités subjectives, les parieurs peuvent rester averses au risque et parier sur des alternatives associées à une espérance de gain négative en raison de leur préférence pour le skewness, c'est-à-dire les gains extrêmes. Nous avons également confirmé que les préférences des parieurs n'étaient pas monotones dans la mesure où ces derniers sont d'autant plus averses au risque que les cotes sont faibles (probabilités implicites de plus en plus élevées) et apprécient d'autant plus les gains extrêmes que les cotes sont élevées (probabilités implicites de plus en plus faibles). En se basant sur les conclusions d'Arrow (1965), selon lesquelles, l'aversion au risque des agents économiques dépend en partie de la fraction de leur richesse engagée, nous en avons déduit que des sommes nettement plus importantes devraient être misées sur les cotes faibles, ce qui est conforme aux observations de Kopriva (2009), et qui remet en cause l'hypothèse centrale de plusieurs modèles théoriques comme ceux de Julien et Salanié (2000, 2005) selon laquelle les parieurs misent le même montant sur n'importe quel pari qui leur est proposé. Ces observations sont compatibles avec les marchés boursiers où les montants négociés les plus importants sont échangés sur le marchés des obligations d'état les moins risquées (p. 35). Cela implique que les parieurs qui choisissent de miser une infime partie de leur richesse (aversion au risque faible), sont nettement plus sensibles au skewness que les parieurs misant une proportion importante de leur patrimoine (aversion au risque élevée).

De même, au niveau agrégé, nos observations suggèrent que la proportion des parieurs misant une grosse partie de leur richesse sur des cotes faibles et empochant un gain net en moyenne, est faible. Dans le cas inverse, les *bookmakers* réaliseraient une perte et il n'y aurait plus de marché. Par ailleurs, on peut supposer qu'il n'y ne peut y avoir qu'une faible proportion de parieurs misant systématiquement sur des cotes faibles qui offrent en moyenne un gain net positif. Dans le cas inverse, les *bookmakers* accroîtraient leur marge. Ces derniers

sont donc prêt à consentir une espérance de gain net positive sur des cotes faibles car les mêmes parieurs seront amenés à jouer sur d'autres alternatives plus risquées qui offriront une espérance de gain net négative. Nous pouvons en déduire que les parieurs ont des préférences homogènes non-monotones qui dépendent uniquement de la fraction de richesse engagée.

Dans la mesure où la mise standard d'un parieur est faible (environ 15 €[14]) et se situe donc à un niveau très inférieur aux investissements réalisés sur les marchés boursiers, nous pouvons également en déduire que les parieurs sont en moyenne moins averses au risque que les investisseurs.

Le fait que, dans certaines situations, les parieurs soient amenés à être plus sensibles au skewness qu'à la variance peut permettre d'expliquer plusieurs anomalies recensées sur les marchés boursiers et montrent donc que les liens entre le marché des paris sportifs et les marchés boursiers sont d'autant plus étroits qu'il existe des similarités dans le comportement des parieurs et investisseurs.

Enfin, même si nos observations vont à l'encontre de la forme faible de l'efficience informationnelle, elles ne remettent pas en cause la rationalité des parieurs. En effet, ces derniers utilisent l'ensemble de l'information disponible de manière à maximiser leur utilité. Ici, nous avons noté que la fonction objectif des parieurs dépendait certes de la variance mais également du skewness, ce qui explique en partie les anomalies recensées dans la littérature. Par ailleurs, le fait que ces soit-disant anomalies persistent depuis plus de 50 ans ne peut être assimilé à une persistance de l'irrationalité des parieurs dans la mesure où ces derniers auraient largement eu le temps de les corriger. Par conséquent, il est impératif que le skewness soit pris en compte comme une composante centrale des préférences des agents économiques.

[14] Source : Interview du directeur de la recherche de Betclic.fr

Références du chapitre 4

Ali M.M. (1977), « Probability and Utility Estimates for Racetrack Bettors », *Journal of Political Economy*, vol. 83, pp. 803-815.

Arditti F. (1971), « Another Look at Mutual Fund Performance », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 6 (3), pp. 909-912.

Arditti F. et Levy H. (1975), « Portfolio Efficiency Analysis in Three Moments. The Multiperiod Case », *Journal of Finance*, vol. 30 (3), pp. 797-809.

Arrow K.J. (1965), *Aspects of the Theory of Risk-Bearing*, Helsinki: Yrjö Hahnsson Foundation.

Avery, C. et Chevalier, J. (1999), « Identifying Investor Sentiment from Price Paths: The Case of Football Betting », *Journal of Business*, vol. 72, pp. 493-521.

Barberis N. et Huang M. (2008), « Stocks as Lotteries: The Implications of Probability Weighting for Security Prices », *American Economic Review*, vol. 98 (5), pp. 2066-2100.

Barseghyan L., Molinari F., O'Donoghue T. et Teitlebaum J.C. (2010), *The Nature of Risk Preferences: Insurance from Insurance Choices*, mimeo.

Bombardini M. Et Trebbi F. (2007), *Risk Aversion and Expected Utility Theory: A Field Experiment with Large and Small Stakes*, mimeo.

Bird R., McCrae M. et Beggs J. (1987), « Are Gamblers Really Risk Takers », *Autralian Economic Papers*, vol. 26 (49), pp. 237-253.

Busche K. et Hall C.D. (1988), « An Exception to the Risk Preference Anomaly », *Journal of Business*, vol. 61, pp. 337-346.

Busche K. (1994), « Efficient market result in Asian setting », in Hausche D., Lo S.Y et Ziemba W.T. (eds.), *Efficiency in racetrack betting markets*, London: Academic Press, pp. 615-616.

Cain M., Law D. et Peel D.A. (2003), « The Favourite-Longshot Bias, Bookmaker Margins and Insider Trading in a Variety of Betting Markets », *Bulletin of Economic Research*, vol. 55 (3), pp. 263-273.

Cain M. et Peel D.A. (2004), « Utility and the Skewness of Return in Gambling », *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, vol. 29, pp. 145-163.

Choi S., Fisman R., Gale D. et Kariv S. (2007), « Consistency and Heterogeneity of Individual Behavior under Uncertainty », *The American Economic Review*, vol. 97 (5), pp. 1921-1938.

Coleman L. (2004), « New Light on the Longshot Bias », *Applied Economics*, vol. 36 (4), pp. 315-326.

Cohen A. et Einav L. (2007), « Estimating Risk Preferences from Deductible Choice », American Economic Review, vol. 97 (3), pp. 745-788.

Forrest D. et McHale I. G. (2005), « Longshot bias: insights from the betting market on men's professional tennis », in L. Vaughan Williams (ed.), Information Efficiency in Financial and Betting Markets (Cambridge University Press) pp. 215-230.

Forrest D. et McHale I. G. (2007), « Anyone for Tennis Betting? », *The European Journal of Finance*, vol. 13 (8), pp. 751-768.

Forrest, D. et Simmons, R. (2002), « Outcome Uncertainty and Attendance Demand: The case of English Soccer », *Journal of the Royal Statistical Society (Series D), The Statistician*, vol. 51, pp. 229-241.

Garett T.A et Sobell R.S (1999), « Gamblers Favor Skewness, Not Risk: Further Evidence from United States' Lottery Games », Department of Economics, West Virginia University, Morgantown, WV 26506, USA.

Gertner R. (1993), « Game Shows and Economic Behavior: Risk-Taking on "Card Sharks" », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108 (2), pp. 507-521.

Golec J. et Tamarkin M. (1998), « Bettors Love Skewness, Not Risk at the Horse Track », *Journal of Political Economy*, vol. 106 (1), pp. 205-225.

Henriksson R.D. et Merton R. C. (1981), « On the Market Timing and Investment Performance II: Statistical Procedures for Evaluating Forecast Skills », *Journal of Business*, vol. 54, pp. 513-533.

Hey J. D. et Orme C. (1994), « Investigating Generalizations of Expected Utility Theory Using Experimental Data », *Econometrica*, vol. 62 (3), pp. 1262-1326.

Holt C.A. et Laury S.K. (2002), « Risk Aversion and Incentives Effect », *American Economic Review*, vol. 92 (5), pp. 1644-1655.

Jensen M.C. (1978), « Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency », *Journal of Financial Economics*, vol. 6, pp. 95-101.

Julien B. et Salanié B. (2000), « Estimating Preferences Under Risk: The Case of Racetrack Bettors », *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 108(3), pp, 503-530.

Julien B. et Salanié B. (2005), « Empirical Evidence on the Preferences of Racetrack Bettors », *IDE Working Papers 178*, Institut d'Economie Industrielle (IDEI), Toulouse.

Kopriva F. (2009), « Risk aversion estimates from Betfair Bettings Markets », CERGE, Prague1, 111 21, Czech Republic. http://www.smu.ca/iarepsabe09/documents/KOPRIVA-A.pdf

Levitt, S. (2004), « Why are Gambling Markets Organized so Differently from Financial Markets? », *Economic Journal*, vol. 114, pp. 223-246.

Levy H. et Sarnat M. (1985), *Portfolio and Investment Selection*, New Jersey: Prentice Hall.

McEnnaly R. (1974), « A Note on the Behaviour of High Risk Common Stocks », *Journal of Finance*, vol. 29 (1), pp. 199-202.

Metrick A. (1995), « A Natural Experiment in "Jeopardy!"», *American Economic Review*, vol. 85 (1), pp. 240-253.

Metsola M. (2010), « Evidence on the Favorite-Longshot Bias as a Supply Side Phenomenon », *The Journal of Prediction Market*, vol. 4 (1), pp. 57-59.

Post T., Van dem Assem M.J., Baltussen G. et Thaler R.H. (2008), « Deal or no Deal: Decision Making under Risk in a Large-Payoff Game Show », *American Economic Review*, vol. 98 (1), pp. 38-71.

Quandt R.E. (1986), « Betting and Equilibrium », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 101, pp. 201-207.

Ritters J. (1991). « The Long-run Performance of Initial Public Offerings », *Journal of Finance*, vol. 46 (1), pp. 3-27.

Rosett R.N. (1965), « Gambling and Rationality », *Journal of Political Economy*, vol. 6, pp. 595-607.

Shaw D. (1971), « The Performance of Primary Common Stock Offerings: A Canadian Comparison », *Journal of Finance*, vol. 26 (5), pp. 1101-1114.

Stoll H. et Curley A. (1970), « Small Business and the New Issues Market for Equities », *Journal of Quantitative Analysis*, vol. 5 (3), pp. 309-322.

Tversky A. et Kanheman D. (1992), « Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 5(4), pp. 297-323.

Weitzman M. (1965), « Utility Analysis and Group Behaviour: An empirical Study », *Journal of Political Economy*, vol. 73(1), pp. 18-26.

White, H (1980), « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimation and a Direct Test for Heterosckedasticity », *Econometrica*, vol. 48(4), pp. 817–838.

Woodland L. et Woodland B. (1999), « Expected Utility Skewness, and the Basball Betting Market », *Applied Economics*, vol. 31, pp. 337-345.

Woodland L. et Woodland B. (2001), « Market Efficiency and Profitable Wagering in the National Hockey League: Can Bettors Score on Longshots ? », *Southern Economic Journal*, vol. 67, pp. 983-985.

Woodland L. et Woodland B. (2003), « The Reverse Favourite-Longshot Bias and Market Efficiency in Major League Baseball: an update », *Bulletin of Economic Research*, vol. 55, pp. 113-123.

ANNEXE 1 : Statistiques descriptives de notre échantillon de base

	2001	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**	**All**
Nombre de matchs	2560	2559	2684	2395	2117	2263	2213	2185	2550	2218	23744
Cote minimum	1,02	1,03	1,02	1,02	1,013	1,01	1,01	1,01	1,01	1,01	1,01
Cote maximum	12	13	13	38,5	56	86	86	81	51	86	86
Moyenne favori	1,497	1,499	1,465	1,505	1,457	1,451	1,433	1,446	1,420	1,438	1,462
Moyenne outsider	2,928	3,020	3,335	3,582	4,327	4,933	5,206	4,788	4,55	4,972	4,114
Moyenne *overround*	5,76%	5,09%	4,67%	2,23%	1,74%	1,29%	1,26%	1,28%	3,21%	1,50%	2,92%

ANNEXE 2 : Rendement espéré trié en fonction du statut des joueurs[1]

Statut	Favori	Outsider
Rendement espéré	0,49%	-7,92%
Ecart type	0,6926	1,5984
T de student	1,0983	**-7,6351*****
Nombre d'observations	23729	23729

[1] * significatif au seuil de 10% ; ** significatif au seuil de 5% ; *** significatif au seuil de 1%.

ANNEXE 3 : Rendement espéré trié par tranche de probabilités implicites

Probabilités	**0 - 5%**	**5% - 10%**	**10% - 15%**	**15% - 20%**	**20% - 25%**	**25% - 30%**	**30% - 35%**	**35% - 40%**	**40% - 45%**	**45% - 50%**
Rendement espéré	-72,35%	-36,82%	-17,55%	-10,62%	-9,42%	-11,21%	-5,26%	-3,90%	-4,16%	-0,30%
Ecart type	2,5897	2,8766	2,4208	2,0708	1,7849	1,5559	1,4205	1,2797	1,1576	1,053
T de student	**-4,5477*****	**-3,602*****	**-2,735*****	**-2,2283****	**-2,4893****	**-3,9433*****	**-2,0816****	**-1,8226***	**-2,2499****	-0,1573
Nombre d'observations	265	792	1423	1889	2227	2995	3163	3580	3924	3062
Probabilités	**50%- 55%**	**55% - 60%**	**60% - 65%**	**65% - 70%**	**70% - 75%**	**75% - 80%**	**80% - 85%**	**85% - 90%**	**90% - 95%**	**95% - 100%**
Rendement espéré	-1,81%	0,26%	-1,06%	1,50%	0,99%	0,94%	0,92%	0,63%	1,81%	-0,11%
Ecart type	0,9523	0,8580	0,7785	0,6893	0,6100	0,5331	0,4538	0,3733	0,2592	0,1763
T de student	-1,0295	0,1884	-0,8296	1,2658	0,9053	0,8660	0,8900	0,6694	**2,1803****	-0,1342
Nombre d'observations	2941	3746	3683	3388	3083	2411	1912	1566	974	434

ANNEXE 4 : Rendement espéré trié en fonction du statut des joueurs et par année

Date		2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Favoris	**Rendement espéré**	3.26%	1.66%	2.31%	0.17%	1.40%	-2.08%	-0.87%	0.05%	-1.06%	-0,56%
	Stdev	0.7358	0.7359	0.7068	0.7162	0.6733	0.6770	0.6604	0.6661	0.6680	0,6641
	T de student	**2.2429****	1.1377	**1.6903***	0.1170	0.9575	-1.4588	-0.6162	0.0367	-0.8004	-0,3978
Outsiders	**Rendement espéré**	-11.92%	-8.65%	-10.89%	-7.52%	-11.42%	-4.05%	-3.95%	-6.59%	-7.16%	-6,05%
	Stdev	1.3206	1.3874	1.4410	1.5007	1.6048	1.6869	1.8644	1.7272	1.6980	1,7592
	T de student	**-4.5681*****	**-3.1521*****	**-3.9155*****	**-2.4518****	**-3.2753*****	-1.1408	-0.9953	**-1.7837***	**-2.1288****	-1,6192
Nombre d'observations		2560	2559	2684	2395	2117	2258	2206	2183	2550	2217

ANNEXE 5 : Rendement espéré trié par tranche de probabilités implicites et par année

Probabilités	Date	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
0% - 5%	Rendement espéré				-100,00%	-100,00%	-39,84%	-16,18%	-100,00%	-100,00%	-100,00%
	Ecart type				0,0000	0,0000	3,8520	4,4755	0,0000	0,0000	0,0000
	T de student				0,0000	0,0000	-0,6623	-0,2753	0,0000	0,0000	0,0000
	Nbre d'observations				8	20	41	58	44	42	52
5% - 10%	Rendement espéré	-100,00%	-100,00%	-100,00%	-21,40%	-34,03%	-73,87%	-35,79%	-9,62%	-28,00%	-25,43%
	Ecart type	0,0000	0,0000	0,0000	3,0258	2,8034	1,6177	2,8783	3,5119	3,1639	3,2390
	T de student	0,0000	0,0000	0,0000	-0,4796	-1,1643	**-4,9393*****	-1,2558	-0,2833	-1,1018	-0,9053
	Nbre d'observations	11	9	20	46	92	117	102	107	155	133
10% - 15%	Rendement espéré	-44,62%	21,34%	-29,38%	-31,14%	-22,70%	-34,74%	15,93%	-30,27%	-32,75%	11,90%
	Ecart type	1,8984	2,9017	2,2568	2,2224	2,3575	2,2043	2,8424	2,2833	2,1514	2,7940
	T de student	**-1,6620***	0,5650	-1,5568	-1,4827	-1,2589	**-2,1322****	0,7784	-1,5573	**-2,2115****	0,5436
	Nbre d'observations	50	59	143	112	171	183	193	138	211	163
15% - 20%	Rendement espéré	-56,38%	-41,72%	-40,27%	-12,62%	-9,40%	39,60%	-21,40%	14,48%	4,50%	-9,12%
	Ecart type	1,5437	1,7060	1,7583	2,0540	2,0894	2,4662	1,9696	2,2888	2,2044	2,0776
	T de student	**-3,5220*****	**-3,1030*****	**-3,3193*****	-0,8817	-0,5949	**2,1243****	-1,5972	0,9231	0,3144	-0,6255
	Nbre d'observations	93	161	210	206	175	175	216	213	237	203
20% - 25%	Rendement espéré	-15,62%	-33,09%	-13,28%	-15,22%	-28,01%	2,90%	4,96%	0,45%	-7,99%	1,51%
	Ecart type	1,7289	1,5664	1,7624	1,7470	1,6324	1,8797	1,8886	1,8752	1,7813	1,8760
	T de student	-1,2648	**-2,8345*****	-1,2378	-1,2261	**-2,3964****	0,2376	0,3960	0,0360	-0,7353	0,1215
	Nbre d'observations	196	180	270	198	195	237	227	227	269	228

Probabilités	Date	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
25% - 30%	**Rendement espéré**	-24,77%	-11,40%	-13,30%	-18,99%	-17,44%	0,11%	1,60%	-4,69%	-13,03%	-7,40%
	Ecart type	1,4589	1,5639	1,5308	1,5090	1,5268	1,6202	1,6251	1,6069	1,5409	1,5916
	T de student	**-3,0462*****	-1,2686	-1,6020	**-2,1726****	**-1,9015***	0,0116	0,1614	-0,5038	-1,4958	-0,7871
	Nbre d'observations	322	303	340	298	277	288	269	298	313	287
30% - 35%	**Rendement espéré**	-18,77%	1,80%	-5,75%	-7,01%	4,90%	2,94%	-8,46%	-6,20%	-4,69%	-9,18%
	Ecart type	1,3504	1,4435	1,4175	1,4204	1,4618	1,4567	1,4104	1,4187	1,4334	1,4074
	T de student	**-2,6922*****	0,2436	-0,7599	-0,8574	0,5707	0,3396	-1,0376	-0,7711	-0,5567	-1,0930
	Nbre d'observations	375	381	351	302	290	284	299	311	289	281
35% - 40%	**Rendement espéré**	-5,93%	-11,58%	-5,94%	-3,56%	-4,51%	-1,75%	-1,47%	-11,78%	7,94%	4,99%
	Ecart type	1,2842	1,2552	1,2747	1,2847	1,2734	1,2842	1,2884	1,2546	1,3074	1,3017
	T de student	-1,0469	**-1,9847****	-0,9812	-0,5207	-0,6128	-0,2454	-0,1962	-1,5709	1,1061	0,6332
	Nbre d'observations	514	463	444	354	299	324	297	280	332	273
40% - 45%	**Rendement espéré**	-3,31%	-7,49%	-4,69%	3,86%	-7,90%	-10,38%	-3,57%	-4,43%	1,90%	-6,99%
	Ecart type	1,1559	1,1509	1,1562	1,1726	1,1558	1,1506	1,1641	1,1579	1,1656	1,1546
	T de student	-0,6642	-1,5181	-0,8811	0,6767	-1,2002	-1,6182	-0,5260	-0,6733	0,3150	-1,1192
	Nbre d'observations	538	544	471	422	308	322	294	310	373	342
45% - 50%	**Rendement espéré**	-3,76%	2,66%	-6,20%	1,07%	-0,60%	7,97%	-2,19%	-0,26%	0,63%	-0,48%
	Ecart type	1,0526	1,0524	1,0485	1,0548	1,0578	1,0576	1,0578	1,0535	1,0523	1,0560
	T de student	-0,7049	0,5018	-1,1483	0,2015	-0,0904	1,2064	-0,3115	-0,0381	0,1052	-0,0690
	Nbre d'observations	390	395	377	394	253	256	227	232	307	231

Probabilités	Date	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
50% - 55%	**Rendement espéré**	2,13%	-1,93%	2,86%	-2,81%	-2,04%	-9,37%	0,91%	-4,30%	-3,89%	-3,74%
	Ecart type	0,9557	0,9548	0,9536	0,9543	0,9537	0,9547	0,9516	0,9509	0,9457	0,9520
	T de student	0,4512	-0,4132	0,5791	-0,5843	-0,3271	-1,5329	0,1269	-0,6583	-0,6748	-0,5677
	Nbre d'observations	410	418	373	394	235	244	177	212	269	209
55% - 60%	**Rendement espéré**	-1,58%	1,29%	0,69%	-3,13%	3,72%	8,43%	-3,84%	-2,62%	-1,74%	3,34%
	Ecart type	0,8619	0,8551	0,8596	0,8648	0,8525	0,8413	0,8674	0,8641	0,8617	0,8513
	T de student	-0,4185	0,3362	0,1734	-0,7314	0,7567	**1,7089***	-0,7596	-0,5065	-0,3836	0,6955
	Nbre d'observations	524	496	473	409	301	291	295	280	362	315
60% - 65%	**Rendement espéré**	2,37%	1,01%	-1,10%	-1,46%	-0,47%	-5,67%	0,50%	7,38%	-10,70%	-4,72%
	Ecart type	0,7688	0,7743	0,7775	0,7809	0,7777	0,7889	0,7756	0,7556	0,7966	0,7910
	T de student	0,6728	0,2872	-0,2931	-0,3646	-0,1084	-1,3267	0,1125	**1,7256***	**-2,4335****	-1,0156
	Nbre d'observations	478	482	433	382	328	341	309	312	328	290
65% - 70%	**Rendement espéré**	3,56%	-0,83%	4,44%	1,99%	-3,33%	-0,72%	2,12%	0,46%	2,76%	2,89%
	Ecart type	0,6819	0,6990	0,6780	0,6862	0,7058	0,7018	0,6881	0,6917	0,6880	0,6833
	T de student	1,1352	-0,2493	1,3353	0,5215	-0,7841	-0,1754	0,5348	0,1128	0,6898	0,7105
	Nbre d'observations	474	444	416	322	277	289	302	287	295	282
70% - 75%	**Rendement espéré**	6,38%	4,54%	-1,59%	0,73%	1,84%	-2,68%	-2,30%	2,53%	-1,12%	1,39%
	Ecart type	0,5798	0,5926	0,6224	0,6107	0,6049	0,6288	0,6291	0,6021	0,6219	0,6093
	T de student	**2,0087****	1,3115	-0,4600	0,2064	0,5290	-0,7495	-0,6236	0,7476	-0,3239	0,3915
	Nbre d'observations	333	293	323	295	304	310	291	317	322	295

Probabilités	Date	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
75% - 80%	**Rendement espéré**	3,90%	3,31%	4,62%	1,66%	4,16%	-2,31%	-1,74%	-2,79%	0,93%	-2,17%
	Ecart type	0,5137	0,5211	0,5072	0,5301	0,5110	0,5532	0,5524	0,5564	0,5329	0,5523
	T de student	1,1273	0,9472	1,5368	0,4787	1,1428	-0,6525	-0,4788	-0,7640	0,3027	-0,6094
	Nbre d'observations	220	223	285	235	197	244	230	232	304	241
80% - 85%	**Rendement espéré**	11,73%	7,96%	6,06%	4,55%	2,87%	-7,49%	-0,35%	-6,09%	-2,00%	-1,94%
	Ecart type	0,3358	0,3847	0,4054	0,4169	0,4361	0,5178	0,4627	0,5078	0,4797	0,4786
	T de student	**3,6636*****	**2,6256*****	**2,2221****	1,5362	0,8946	**-1,9248***	-0,1127	**-1,7874***	-0,6007	-0,5856
	Nbre d'observations	110	161	221	198	185	177	221	222	208	209
85% - 90%	**Rendement espéré**	1,75%	1,44%	3,00%	0,19%	1,05%	0,23%	-0,65%	1,79%	0,81%	-2,09%
	Ecart type	0,3631	0,3755	0,3448	0,3821	0,3698	0,3745	0,3869	0,3615	0,3711	0,4039
	T de student	0,3818	0,3507	1,1680	0,0577	0,3600	0,0848	-0,2314	0,6114	0,3352	-0,6804
	Nbre d'observations	63	84	180	135	162	189	191	153	236	173
90% - 95%	**Rendement espéré**	8,99%	-0,63%	3,38%	-0,18%	1,22%	2,47%	-1,54%	2,08%	4,22%	1,08%
	Ecart type	0,0131	0,3220	0,2473	0,2960	0,2784	0,2460	0,3156	0,2513	0,2029	0,2674
	T de student	**29,8956****	-0,0917	0,8422	-0,0474	0,4707	1,1465	-0,5577	0,9227	**2,8994*****	0,4769
	Nbre d'observations	19	22	38	63	115	130	130	124	194	139
95% - 100%	**Rendement espéré**				3,74%	1,36%	1,58%	-0,95%	-1,82%	-0,89%	-0,55%
	Ecart type				0,0122	0,1469	0,1209	0,1923	0,2147	0,1965	0,1885
	T de student				**12,5990*****	0,6550	1,1231	-0,4507	-0,6937	-0,3312	-0,2743
	Nbre d'observations				17	50	74	84	67	54	88

ANNEXE 6 : Rendement espéré trié en fonction de statut des joueurs et par surface

Statut	Surface	Terre battue	Gazon	Dur	Synthétique
Favori	**Rendement espéré**	0,49%	2,47%	0,33%	-1,82%
	Ecart type	0,6987	0,6715	0,6905	0,7154
	T de student	0,6278	**1,8557***	0,5182	-0,9219
	Nbre d'observations	7883	2552	11982	1312
Outsider	**Rendement espéré**	-7,07%	-13,69%	-8,35%	2,06%
	Ecart type	1,5862	1,6002	1,6015	1,6348
	T de student	**-3,9580*****	**-4,3223*****	**-5,7051*****	0,4573
	Nbre d'observations	7883	2552	11982	1312

ANNEXE 7 : Rendement espéré trié par tranche de probabilités implicites et par surface

Probabilités	Surface	Terre battue	Gazon	Dur	Synthétique
0% - 5%	**Rendement espéré**	-71,76%	-100,00%	-64,09%	-100,00%
	Ecart type	2,5878	0,0000	2,9724	0,0000
	T de student	**-2,5416****	0,0000	**-2,5327****	0,0000
	Nbre d'observations	84	35	138	8
5% - 10%	**Rendement espéré**	-41,14%	-32,79%	-37,00%	-11,73%
	Ecart type	2,7937	2,9178	2,9112	2,9933
	T de student	**-2,2138****	-1,1946	**-2,6327*****	-0,1919
	Nbre d'observations	226	113	429	24
10% - 15%	**Rendement espéré**	-11,18%	-7,99%	-28,93%	40,11%
	Ecart type	2,5163	2,5517	2,2538	3,0661
	T de student	-0,9169	-0,4295	**-3,4943*****	1,0789
	Nbre d'observations	426	188	741	68
15% - 20%	**Rendement espéré**	-4,28%	-28,24%	-12,03%	6,83%
	Ecart type	2,1171	1,8901	2,0644	2,2571
	T de student	-0,4935	**-2,2164****	**-1,8315***	0,2805
	Nbre d'observations	596	220	987	86
20% - 25%	**Rendement espéré**	-8,04%	-24,72%	-12,84%	38,92%
	Ecart type	1,8010	1,6628	1,7566	2,0589
	T de student	-1,2300	**-2,3273****	**-2,4116****	**2,1801****
	Nbre d'observations	760	245	1089	133

Probabilités	Surface	Terre battue	Gazon	Dur	Synthétique
25% - 30%	**Rendement espéré**	-7,79%	-19,19%	-9,90%	-27,21%
	Ecart type	1,5739	1,5153	1,5640	1,4523
	T de student	-1,5389	**-2,1972****	**-2,4879****	**-2,5343****
	Nbre d'observations	967	301	1544	183
30% - 35%	**Rendement espéré**	-6,79%	-5,41%	-4,72%	-0,28%
	Ecart type	1,4171	1,4233	1,4213	1,4396
	T de student	-1,5906	-0,6848	-1,3092	-0,0264
	Nbre d'observations	1103	325	1554	181
35% - 40%	**Rendement espéré**	-7,27%	-6,84%	-1,90%	3,36%
	Ecart type	1,2715	1,2706	1,2855	1,2951
	T de student	**-1,9715****	-1,0290	-0,6316	0,3640
	Nbre d'observations	1190	365	1828	197
40% - 45%	**Rendement espéré**	-2,90%	-10,84%	-3,70%	-3,55%
	Ecart type	1,1585	1,1439	1,1592	1,1668
	T de student	-0,9219	**-1,9164***	-1,3966	-0,4740
	Nbre d'observations	1355	409	1917	243
45% - 50%	**Rendement espéré**	-2,09%	0,75%	0,95%	-2,79%
	Ecart type	1,0515	1,0559	1,0535	1,0592
	T de student	-0,6415	0,1251	0,3560	-0,3322
	Nbre d'observations	1045	314	1544	159

Probabilités	Surface	Terre battue	Gazon	Dur	Synthétique
50% - 55%	**Rendement espéré**	-2,40%	-3,17%	-1,48%	1,22%
	Ecart type	0,9525	0,9513	0,9521	0,9614
	T de student	-0,7858	-0,5760	-0,6044	0,1620
	Nbre d'observations	975	298	1505	163
55% - 60%	**Rendement espéré**	0,01%	4,28%	-0,61%	2,30%
	Ecart type	0,8596	0,8504	0,8591	0,8552
	T de student	0,0042	0,9678	-0,3034	0,4012
	Nbre d'observations	1322	369	1833	222
60% - 65%	**Rendement espéré**	1,32%	1,19%	-2,01%	-10,65%
	Ecart type	0,7733	0,7731	0,7801	0,8006
	T de student	0,5943	0,3101	-1,1080	**-1,9466***
	Nbre d'observations	1208	408	1853	214
65% - 70%	**Rendement espéré**	3,37%	2,67%	-0,27%	3,66%
	Ecart type	0,6818	0,6856	0,6962	0,6808
	T de student	**1,6834***	0,6978	-0,1619	0,7800
	Nbre d'observations	1163	322	1693	210
70% - 75%	**Rendement espéré**	-1,34%	4,09%	1,37%	5,75%
	Ecart type	0,6222	0,5946	0,6080	0,5812
	T de student	-0,6928	1,2121	0,8915	1,3344
	Nbre d'observations	1035	310	1556	182

Probabilités	Surface	Terre battue	Gazon	Dur	Synthétique
75% - 80%	**Rendement espéré**	1,82%	5,52%	0,52%	-9,73%
	Ecart type	0,5273	0,4988	0,5364	0,5925
	T de student	0,9782	**1,8343***	0,3354	**-1,9223***
	Nbre d'observations	801	275	1198	137
80% - 85%	**Rendement espéré**	-1,80%	1,53%	3,12%	-5,63%
	Ecart type	0,4770	0,4462	0,4344	0,5040
	T de student	-0,9411	0,4898	**2,2584****	-1,0664
	Nbre d'observations	625	205	991	91
85% - 90%	**Rendement espéré**	1,13%	1,21%	0,77%	-5,73%
	Ecart type	0,3681	0,3678	0,3715	0,4385
	T de student	0,6696	0,4731	0,5919	-1,1237
	Nbre d'observations	472	207	813	74
90% - 95%	**Rendement espéré**	0,57%	2,18%	2,89%	-5,46%
	Ecart type	0,2826	0,2549	0,2362	0,3733
	T de student	0,3354	1,0031	**2,8017*****	-0,9011
	Nbre d'observations	275	138	523	38
95% - 100%	**Rendement espéré**	0,71%	-0,85%	-0,55%	2,35%
	Ecart type	0,1515	0,1914	0,1906	0,0184
	T de student	0,5502	-0,3342	-0,4334	**4,2230*****
	Nbre d'observations	138	57	228	11

ANNEXE 8 : Rendement espéré trié en fonction de statut des joueurs et par type de tournois

Statut	Tournoi	International	International Gold	Masters	Grandslam
Favori	**Rendement espéré**	0,49%	0,60%	-0,50%	1,57%
	Ecart type	0,7098	0,7040	0,7072	0,6172
	T student	0,7303	0,4978	-0,5025	**1,6670***
	Nbre d'observations	11049	3428	4980	4272
Outsider	**Rendement espéré**	-6,20%	-7,38%	-2,92%	-18,64%
	Ecart type	1,5421	1,5309	1,7052	1,6603
	T student	**-4,2247*** **	**-2,8225*** **	-1,2103	**-7,3394*** **
	Nbre d'observations	11049	3428	4980	4272

ANNEXE 9 : Rendement espéré trié par tranche de probabilités implicites et par type de tournois

Probabilités	Tournoi	International	International Gold	Masters	Grandslam
0% - 5%	**Rendement espéré**	-49,54%	-100,00%	-8,22%	-100,00%
	Ecart type	3,4596	0,0000	4,7240	0,0000
	T de student	-0,9816	0,0000	-0,1278	0,0000
	Nbre d'observations	47	24	54	140
5% - 10%	**Rendement espéré**	-31,72%	-39,21%	14,90%	-61,83%
	Ecart type	2,9111	2,8838	3,9046	2,2424
	T de student	-1,6122	-1,2828	0,4611	**-5,0695*****
	Nbre d'observations	219	89	146	338
10% - 15%	**Rendement espéré**	-15,68%	-28,78%	-5,35%	-22,96%
	Ecart type	2,3985	2,2941	2,5938	2,3852
	T de student	-1,4805	-1,5619	-0,3425	**-2,1063****
	Nbre d'observations	513	155	276	479
15% - 20%	**Rendement espéré**	-2,68%	-6,90%	-5,65%	-29,19%
	Ecart type	2,1425	2,0893	2,1144	1,8974
	T de student	-0,3534	-0,5296	-0,4969	**-3,3915*****
	Nbre d'observations	800	257	346	486
20% - 25%	**Rendement espéré**	-11,46%	-12,80%	3,60%	-14,86%
	Ecart type	1,7717	1,7534	1,8756	1,7475
	T de student	**-2,0513****	-1,3386	0,4001	**-1,8058***
	Nbre d'observations	1006	336	434	451

Probabilités	Tournoi	International	International Gold	Masters	Grandslam
25% - 30%	**Rendement espéré**	-9,26%	-10,82%	-10,24%	-18,17%
	Ecart type	1,5717	1,5587	1,5535	1,5145
	T de student	**-2,2217****	-1,4494	-1,6481	**-2,7126*****
	Nbre d'observations	1423	436	625	511
30% - 35%	**Rendement espéré**	-5,35%	1,43%	-9,73%	-5,45%
	Ecart type	1,4178	1,4491	1,3997	1,4319
	T de student	-1,4989	0,2171	**-1,8027***	-0,7895
	Nbre d'observations	1576	485	672	430
35% - 40%	**Rendement espéré**	-4,96%	-8,43%	0,10%	-1,68%
	Ecart type	1,2772	1,2665	1,2897	1,2887
	T de student	-1,6408	-1,5172	0,0210	-0,2840
	Nbre d'observations	1784	520	799	477
40% - 45%	**Rendement espéré**	-6,28%	0,06%	-2,96%	-3,17%
	Ecart type	1,1525	1,1625	1,1634	1,1628
	T de student	**-2,3955****	0,0127	-0,7485	-0,6220
	Nbre d'observations	1934	605	866	519
45% - 50%	**Rendement espéré**	-0,57%	-3,10%	1,74%	0,68%
	Ecart type	1,0519	1,0553	1,0551	1,0541
	T de student	-0,2145	-0,6352	0,4253	0,1277
	Nbre d'observations	1541	469	663	389

Probabilités	Tournoi	International	International Gold	Masters	Grandslam
50% - 55%	**Rendement espéré**	-3,22%	3,65%	-1,63%	-2,53%
	Ecart type	0,9534	0,9472	0,9543	0,9514
	T de student	-1,3032	0,7846	-0,4390	-0,5181
	Nbre d'observations	1488	414	659	380
55% - 60%	**Rendement espéré**	1,06%	-5,45%	1,85%	1,77%
	Ecart type	0,8575	0,8649	0,8558	0,8545
	T de student	0,5320	-1,5565	0,6180	0,4507
	Nbre d'observations	1844	609	818	475
60% - 65%	**Rendement espéré**	1,87%	-0,33%	-7,10%	-2,65%
	Ecart type	0,7714	0,7785	0,7899	0,7818
	T de student	1,0365	-0,0973	**-2,5768****	-0,7619
	Nbre d'observations	1835	521	821	506
65% - 70%	**Rendement espéré**	1,03%	1,11%	2,67%	1,84%
	Ecart type	0,6912	0,6929	0,6843	0,6879
	T de student	0,6159	0,3607	1,0564	0,5561
	Nbre d'observations	1718	505	733	432
70% - 75%	**Rendement espéré**	1,48%	0,85%	-0,21%	1,35%
	Ecart type	0,6079	0,6121	0,6170	0,6062
	T de student	0,9237	0,3005	-0,0866	0,4999
	Nbre d'observations	1430	473	674	506

Probabilités	Tournoi	International	International Gold	Masters	Grandslam
75% - 80%	**Rendement espéré**	0,71%	0,41%	-0,10%	2,90%
	Ecart type	0,5354	0,5374	0,5397	0,5190
	T de student	0,4512	0,1455	-0,0397	1,2033
	Nbre d'observations	1146	356	444	465
80% - 85%	**Rendement espéré**	-0,83%	0,95%	-0,13%	4,97%
	Ecart type	0,4685	0,4567	0,4659	0,4121
	T de student	-0,5094	0,3440	-0,0543	**2,5599****
	Nbre d'observations	824	272	365	451
85% - 90%	**Rendement espéré**	-0,90%	3,75%	-1,46%	2,52%
	Ecart type	0,3911	0,3375	0,3975	0,3485
	T de student	-0,5668	1,4870	-0,6142	1,6236
	Nbre d'observations	603	179	280	504
90% - 95%	**Rendement espéré**	2,33%	1,50%	0,02%	2,47%
	Ecart type	0,2527	0,2626	0,2946	0,2433
	T de student	1,4961	0,6075	0,0082	**2,0188****
	Nbre d'observations	263	113	202	396
95% - 100%	**Rendement espéré**	0,52%	0,36%	-4,39%	1,19%
	Ecart type	0,1746	0,1678	0,2688	0,1234
	T de student	0,3010	0,1331	-1,4889	1,3900
	Nbre d'observations	104	38	83	209

ANNEXE 10 : Rendement espéré trié en fonction de statut des joueurs et par phase de compétition

Statut	Phase de compétition	Premiers tours	Phases finales
Favori	**Rendement espéré**	0,61%	-0,07%
	Ecart type	0,6893	0,709
	T de student	1,2392	-0,0641
	Nbre d'observations	19752	3977
Outsider	**Rendement espéré**	-8,25%	-6,29%
	Ecart type	1,609	1,5444
	T de student	**-7,2069*****	**-2,5681****
	Nbre d'observations	19752	3977

ANNEXE 11 : Rendement espéré trié par tranche de probabilités implicites et par phase de compétition

Probabilités	Phase de compétition	Premiers tours	Phases finales
0% - 5%	**Rendement espéré**	-69,72%	-100,00%
	Ecart type	2,7090	0,0000
	T de student	**-4,0036*****	0,0000
	Nbre d'observations	242	23
5% - 10%	**Rendement espéré**	-38,11%	-29,20%
	Ecart type	2,8420	3,0845
	T de student	**-3,4892*****	-1,0152
	Nbre d'observations	677	115
10% - 15%	**Rendement espéré**	-15,97%	-28,12%
	Ecart type	2,4419	2,2780
	T de student	**-2,3014****	**-1,6789***
	Nbre d'observations	1238	185
15% - 20%	**Rendement espéré**	-12,80%	3,44%
	Ecart type	2,0478	2,2127
	T de student	**-2,5277****	0,2478
	Nbre d'observations	1635	254
20% - 25%	**Rendement espéré**	-7,72%	-18,36%
	Ecart type	1,7978	1,7148
	T de student	**-1,8575***	**-2,0176****
	Nbre d'observations	1872	355

Probabilités	Phase de compétition	Premiers tours	Phases finales
25% - 30%	**Rendement espéré**	-12,84%	-3,11%
	Ecart type	1,5464	1,6017
	T de student	**-4,1463*****	-0,4357
	Nbre d'observations	2493	502
30% - 35%	**Rendement espéré**	-4,56%	-8,40%
	Ecart type	1,4242	1,4041
	T de student	-1,6316	-1,4302
	Nbre d'observations	2592	571
35% - 40%	**Rendement espéré**	-4,68%	-0,48%
	Ecart type	1,2785	1,2857
	T de student	**-1,9752****	-0,0957
	Nbre d'observations	2917	663
40% - 45%	**Rendement espéré**	-4,86%	-1,04%
	Ecart type	1,1567	1,1621
	T de student	**-2,3774****	-0,2385
	Nbre d'observations	3207	717
45% - 50%	**Rendement espéré**	0,40%	-3,71%
	Ecart type	1,0532	1,0522
	T de student	0,1896	-0,8023
	Nbre d'observations	2543	519

Probabilités	Phase de compétition	Premiers tours	Phases finales
50% - 55%	**Rendement espéré**	-2,52%	1,62%
	Ecart type	0,9528	0,9500
	T de student	-1,3058	0,3838
	Nbre d'observations	2434	507
55% - 60%	**Rendement espéré**	0,82%	-2,25%
	Ecart type	0,8573	0,8613
	T de student	0,5291	-0,6805
	Nbre d'observations	3070	676
60% - 65%	**Rendement espéré**	-0,24%	-4,77%
	Ecart type	0,7766	0,7864
	T de student	-0,1679	-1,5716
	Nbre d'observations	3011	672
65% - 70%	**Rendement espéré**	1,22%	2,71%
	Ecart type	0,6904	0,6845
	T de student	0,9296	0,9945
	Nbre d'observations	2759	629
70% - 75%	**Rendement espéré**	1,22%	-0,12%
	Ecart type	0,6086	0,6173
	T de student	1,0148	-0,0454
	Nbre d'observations	2568	515

Probabilités	Phase de compétition	Premiers tours	Phases finales
75% - 80%	**Rendement espéré**	0,66%	2,39%
	Ecart type	0,5347	0,5252
	T de student	0,5512	0,9039
	Nbre d'observations	2016	395
80% - 85%	**Rendement espéré**	1,19%	-0,73%
	Ecart type	0,4513	0,4703
	T de student	1,0689	-0,2524
	Nbre d'observations	1649	263
85% - 90%	**Rendement espéré**	0,59%	0,90%
	Ecart type	0,3738	0,3712
	T de student	0,5814	0,3505
	Nbre d'observations	1355	211
90% - 95%	**Rendement espéré**	1,85%	1,59%
	Ecart type	0,2588	0,2628
	T de student	**2,0722****	0,6859
	Nbre d'observations	845	129
95% - 100%	**Rendement espéré**	-0,37%	1,70%
	Ecart type	0,1805	0,1430
	T de student	-0,3959	0,8663
	Nbre d'observations	381	53

CHAPITRE 5

La révélation des opérations d'initiés grâce à la fourchette : un parallèle avec le marché des paris sportifs

(Chapitre coécrit avec Philippe Gillet)

Introduction

Dans le chapitre précédent, nous avons démontré que le marché des paris sportifs constituait un cadre d'observations simplifié particulièrement fertile dans la mesure où il nous a permis de tester la forme faible de l'efficience informationnelle mais surtout de mesurer l'impact des coûts de transaction et des préférences des parieurs sur le niveau des cotes proposées par les *bookmakers*. Cependant ce marché offre d'autres facettes intéressantes à étudier notamment concernant la détention d'informations privilégiées et la détection des délits d'initiés qui renvoient à l'analyse de la forme forte de l'efficience informationnelle. En effet, l'existence de paris sur les rencontres sportives génère des possibilités de fraudes similaires à celles que l'on peut trouver sur les marchés boursiers.

La tentation est grande d'influencer un sportif (ou une équipe) afin qu'il perde volontairement et ainsi encaisser le montant des paris sans avoir subi de risques. En faisant cela, le parieur dispose d'une information privilégiée : il connaît avant les autres le résultat du match et peut donc obtenir un gain quasi-certain. Il se trouve alors dans le même cas qu'un initié sur les marchés boursiers qui utilise une information qu'il est le seul à connaître afin de réaliser un profit.

Dans ce chapitre, nous utiliserons à nouveau les similitudes existantes entre le marché des paris sportifs et les marchés boursiers et, plus précisément le parallèle qui existe entre Betfair et le marché des actions, détaillé à la page 56, afin de comparer la mise en évidence des fraudes dans l'univers des paris sportifs et des délits d'initiés sur les marchés boursiers à l'aide de l'étude du comportement de la fourchette. Si les similitudes des délits d'initiés et de leurs conséquences dans l'univers des paris sportifs et dans celui des marchés boursiers sont nombreuses, l'utilisation des techniques de détection éprouvées dans l'un des deux univers sera facilement transposable à l'autre. Ce faisant, les notions de forme forte de l'efficience informationnelle des marchés financiers d'une part et d'équité dans les paris sportifs d'autre part seront évoquées et comparées.

Dans notre démarche, nous commencerons par analyser les difficultés auxquels sont confrontés les chercheurs dans le processus de détection des délits d'initiés. Ensuite, nous présenterons notre échantillon et nous montrerons en quoi il est adapté aux tests de la forme forte de l'efficience informationnelle. La troisième section sera consacrée à la description de notre méthodologie et des tests que nous appliquerons. Avant de conclure, les résultats et commentaires constitueront la quatrième section.

1 Informations privées et tests de la forme forte de l'efficience informationnelle

Nous commencerons par énoncer les difficultés auxquelles sont confrontés les chercheurs dans le processus de détection de l'information privée puis, nous verrons quels sont les types de tests censés remplir ce rôle.

1.1 Les difficultés liées à la détection de l'information privée

La mise au point de techniques susceptibles de repérer les opérations d'initiés est particulièrement intéressante tant pour les praticiens que pour les théoriciens des marchés boursiers. Pour les praticiens et en particulier pour les autorités de contrôle, elles leur permettent de repérer les opérations d'initiés afin de les réprimer, dans le mesure où celles-ci sont formellement interdites. Pour les organisateurs de paris sportifs, l'utilisation des fourchettes peut leur permettre de repérer assez facilement des matchs suspects. Pour les théoriciens, le repérage de ces opérations d'initiés permet de vérifier la réalité de la forme forte de la théorie de l'efficience et de savoir si l'utilisation d'informations privilégiées est profitable ou non aux investisseurs. Or le test de cette forme de l'efficience des marchés à toujours posé des problèmes aux chercheurs : dans le cas où les opérations d'initiés sont interdites, elles ne sont ni recensées ni recensables, sauf celles réprimées par les autorités de contrôle. Lorsque des tests sont réalisés sur la base de ces délits, ils sont forcément biaisés car on ne peut s'empêcher de penser que les réactions des rentabilités ou des volumes de transactions aux opérations des initiés non-repérées par les autorités de contrôle sont différentes de celles qui ont été repérées. C'est sûrement pour cela que les premières opérations ont été repérées et pas les autres. Cette explication est d'ailleurs compatible avec le modèle théorique de Kyle (1985) qui a pour but d'extraire l'information contenue dans les prix et d'évaluer le passage dans les prix de l'information privée détenue par l'initié.

1.2 Les tests de détection des délits d'initiés

Les tests de détection des opérations d'initiés se divisent en trois grandes familles : les tests sur les rentabilités anormales, les tests sur les volumes anormaux et les tests sur la fourchette. Les tests sur les rentabilités anormales sont à la fois les plus connus et les plus nombreux. Ils sont fondés sur la méthodologie de l'étude d'événement initiée par Fama, Fisher, Jensen et Roll. Dans leurs travaux, Meulbroeck (1992) et Guivarc'h (1997) rejettent

cette méthode et valident l'hypothèse d'efficience forte en montrant que l'utilisation d'informations privilégiées permet d'obtenir de rentabilités anormales. Les opérations d'initiés peuvent également être repérées en observant, avec une méthodologie assez similaire à celle des rentabilités anormales, l'existence de volumes de transactions anormaux. Fishe et Robe (2004) analysent les transactions réalisées par des agents informés sur le NYSE, le NASDAQ et l'AMEX, et observent que les volumes de transactions augmentent le jour où les initiés passent leurs ordres. Enfin, une méthode plus originale de détection des opérations d'initiés se fonde sur l'observation de la fourchette. L'hypothèse sous-jacente est que lors d'un délit d'initié, la fourchette peut se comporter de façon anormale. Charoenwong et Chung (1998) montrent que, sur un marché dirigé par les prix, les *market-makers* élargissent la fourchette de prix des actions traitées par les informés. De manière similaire, sur un marché dirigé par les ordres, Guivarc'h (1996) montre que lors d'un délit d'initié, les donneurs à court limité placent des ordres moins agressifs, ce qui aboutit à une fourchette de prix plus large.

Dans notre analyse, nous avons retenu les tests sur l'observation de la fourchette qui permettent d'exploiter toutes les possibilités de notre échantillon que nous présenterons dans la section suivante.

2 Présentation de l'échantillon et du cadre d'analyse

Comme nous venons de l'évoquer, nous avons retenu le test fondé sur l'observation de la fourchette. Dans cette optique, nous commencerons par rappeler les différents types de fourchettes que nous retiendrons dans notre démarche avant de montrer en quoi notre cadre d'analyse est adapté aux tests de détection des délits d'initiés.

2.1 La fourchette

On distingue généralement deux types de fourchettes, à savoir la fourchette affichée et la fourchette effective. La fourchette affichée se définit comme la différence entre le prix demandé le plus faible (ask) et le prix offert le plus haut (bid) à un moment donné. La fourchette affichée est souvent calculée en termes relatifs (en % du prix de l'actif) afin de permettre la comparaison entre les actions dont les niveaux de prix diffèrent, comme suit :

$$fa_t = \frac{Ask_t - Bid_t}{\left(\frac{Ask_t + Bid_t}{2}\right)} \quad (1)$$

La fourchette affichée suppose que les transactions soient toujours réalisées sur les meilleures limites présentes dans le carnet d'ordres, néanmoins, plusieurs auteurs dont Huang et Stoll (1996), montrent que les meilleures limites affichées en carnet ne correspondent pas systématiquement aux prix de la transaction. C'est le cas sur le Nasdaq où certaines transactions sont effectuées à l'intérieur de la fourchette quand celle-ci est large. En outre, l'affichage d'une fourchette de prix ne signifie pas qu'une transaction ait lieu sur la base de celle-ci.

En complément de la fourchette affichée, la fourchette effective prend en compte le prix réel d'une transaction et se calcule comme suit :

$$fe_t = 2 \times \frac{\left|\frac{Ask_t + Bid_t}{2} - P_t\right|}{\frac{Ask_t + Bid_t}{2}} \quad (2)$$

Dans ce chapitre, nous étudierons le comportement de la fourchette – affichée et effective – telle qu'elle peut apparaître dans l'univers des paris sportifs et chercher à vérifier si le comportement de cette dernière, repérée lors des opérations d'initiés sur les marchés boursiers, se retrouve lors des matchs truqués dans le cadre des paris sportifs.

2.2 Les atouts de notre cadre d'analyse

Notre échantillon concerne une nouvelle fois les matchs de tennis du circuit professionnel masculin. Ces derniers sont directement extraits de Betfair, qui, rappelons-le, est le plus grand site de *Betting Exchanges* au monde et le seul à offrir un accès à ses données[1]. Ces deux caractéristiques sont importantes du fait qu'elles permettent à notre échantillon d'être adapté aux tests de détection des délits d'initiés.

[1] Ce dernier a été coupé aux parieurs français dans la mesure où Betfair et son contenu sont interdits en France.

2.2.1 Les avantages des matchs de tennis du circuit professionnel masculin

Dans notre analyse, nous nous intéresserons au cas des matchs de tennis, plus particulièrement aux matchs de tennis du circuit de tennis professionnel masculin car :

- Le tennis offre une réelle opportunité d'étudier les délits d'initiés puisqu'un seul joueur peut faire basculer l'issue de la rencontre, ce qui n'est évidemment pas le cas des sports collectifs.

- Les cotes des sports individuels sont plus faciles à analyser que celles des sports d'équipe en raison du faible nombre de supporters comme cela est souligné dans Avery et Chevalier (1999) ou dans Forrest et Simmons (2002).

- Dans un sport comme le tennis, les matchs nuls n'existent pas, les parieurs n'ont que quatre possibilités : parier sur la victoire du joueur 1 (Back), parier sur la défaite du joueur 1 (Lay), parier sur la victoire du joueur 2 (Back), parier sur la défaite du joueur 2 (Lay). En l'absence d'opportunité d'arbitrage, les quatre possibilités se réduisent à deux, parier sur la victoire d'un joueur ou sur la défaite de son adversaire revenant au même.

- Comme nous l'avons déjà énoncé p. 122, les données relatives au circuit professionnel masculin sont nettement plus accessibles que celles du circuit professionnel féminin.

2.2.2 Les avantages de Betfair

Utiliser Betfair comme cadre de référence s'avère extrêmement pratique en raison de ses nombreuses similitudes avec le marché des actions, qui est le marché boursier sur lequel la quasi-totalité des tests de détection des délits d'initiés ont été appliqués :

- Betfair étant le premier site de paris du monde, sa popularité est la garantie d'un grand nombre de parieurs, de volumes traités importants et donc d'une liquidité abondante.

- L'information est gratuite et est révélée simultanément à tous les parieurs, par exemple dans le cas de matchs de tennis, il suffit de regarder la télévision pour voir si un joueur prend le dessus sur l'autre.

- Sur le site, chacun est en mesure de voir tous les ordres d'achat ou de vente. Il n'y a donc pas d'ordres cachés[2].

- Les paris peuvent être placés à tout moment, avant le début d'un événement ou bien pendant que cet événement se déroule, on appelle cela le *Live Betting*.

- Il n'y aucun délai lorsque l'on désire parier avant le début de l'événement et un délai de 10 secondes durant le *Live Betting*.

- Les agents sont *Price Takers,* les sommes totales misées sont importantes et une personne seule ne peut influencer les prix.

- La rémunération de Betfair est égale à 5% des profits net dans la plus grande majorité des cas[3]. Il n'y a donc aucun coût de transaction *stricto sensu* puisque seuls les gains sont taxés.

- Betfair a mis en place des règles précises qui ont pour but d'éviter toute possibilité de réaliser des profits sans risque. Les paris sont immédiatement suspendus dès qu'un événement inattendu est susceptible de modifier significativement la structure des prix.

- Comme sur le marché des actions, il existe des écarts minimaux de prix (*Ticks*) en fonction de la valeur de la cote. La cote n'est donc pas continue.

Après avoir présenté les deux caractéristiques de notre échantillon, nous allons nous intéresser à la méthodologie et aux tests que nous avons retenus pour mener notre analyse.

3 Présentation de la méthodologie et des tests

Les données, issues du site http://www.fracsoft.com, sont des données à haute fréquence. Nous disposons d'une fourchette par joueur toutes les 20 secondes, soit 180 cotations/heure par joueur. Malheureusement, il nous est impossible d'obtenir des fourchettes

[2] Cette situation est plus confortable pour le chercheur que celle présente sur certains marchés boursiers puisque les ordres cachés peuvent être utilisés.

[3] Betfair applique un programme de fidélité qui permet à ses meilleurs clients de bénéficier de frais de transaction réduits, le minimum étant fixé à 2%.

au moment même de la transaction, ce qui, va limiter ensuite nos investigations[4]. Nous avons retenu les fourchettes relatives et effectives cotées comme suit :

$$fa_{intz} = \frac{Ask_{ntz} - Bid_{intz}}{\left(\frac{Ask_{intz} + Bid_{intz}}{2}\right)} \qquad fe_{intz} = 2 \times \frac{\left|\frac{Ask_{intz} + Bid_{intz}}{2} - P_{intz}\right|}{\frac{Ask_{intz} + Bid_{intz}}{2}}$$

- fa_{itnz} représente la fourchette affichée cotée à l'instant *t* pour le joueur *i*[5], la période *n*[6] et le match *z*[7].
- fe_{itnz} représente la fourchette effective cotée à l'instant *t* pour le joueur *i*, la période *n* et le match *z*.
- Ask_{intz} correspond au prix demandé le plus faible affiché dans le carnet à l'instant *t*, pour le joueur *i*, la période *n*, et le match *z*.
- Bid_{intz} correspond au prix offert le plus fort affiché dans le carnet d'ordres à l'instant *t*, pour le joueur *i*, la période *n*, et le match *z*.
- P_{intz} correspond au dernier prix traité[8].

La méthodologie utilisée comporte trois phases successives. D'abord, nous avons isolé dix matchs[9] ayant fait l'objet d'enquêtes ou de suspicions graves[10] et cités dans la communauté des paris sportifs comme étant de possibles matchs truqués. Les matchs susceptibles d'avoir fait l'objet de fraudes sont heureusement rares et dans cette très faible population, seuls ces dix matchs répondent aux critères suivants :

- La liquidité des paris est suffisante et les données sont disponibles.
- Ils ont toujours été remportés par l'outsider présumé[11].
- Ils se sont déroulés dans les premiers tours des tournois (1er et 2e tour).

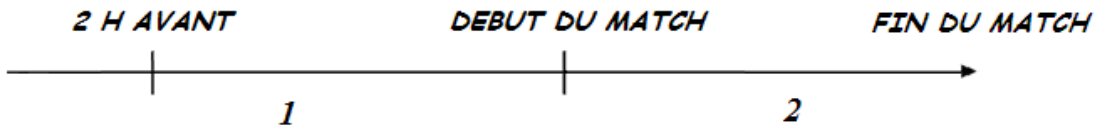
[4] Le fait de ne pas disposer de la fourchette au moment même de la transaction rend impossible la mise en place de tests standards tels que celui de George, Kaul et Nimalendran (1991) visant à étudier l'évolution des composantes de la fourchette.
[5] i peut prendre deux valeurs : 1 si le joueur est le favori présumé, 2 s'il s'agit de l'outsider présumé.
[6] n peut prendre deux valeurs : 1 pour la période 1 et 2 pour la période 2.
[7] z peut prendre 25 valeurs dans le cadre de notre échantillon témoin et 10 dans le cadre de nos matchs suspects.
[8] Le format de nos données nous permettent pas d'avoir le prix au moment de la transaction.
[9] Voir annexe 1.
[10] La liste initiale de 21 matchs suspects retenue par l'**ATP** a été publiée sur le site italien Pianeta Tennis avant d'être reprise sur de nombreux forums.
[11] Par outsider présumé, on fait référence à un joueur dont la cote est supérieure à 2 lors de la première cotation enregistrée (2h avant le début du match), c'est-à-dire une probabilité de gagner inférieure à 50%.

La notion de citation dans la communauté des paris sportifs peut être définie de la façon suivante : il existe de très nombreux forums internet traitant de l'actualité sportive et des paris sportifs ainsi qu'une presse spécialisée sur les mêmes domaines. Dans le cas de la liste publiée des matchs suspects, plusieurs d'entre eux ont été associés à des anomalies diverses (évolution des cotes non-cohérente avec l'évolution des scores, attitude des joueurs, volumes de paris…). Les détails sur certains de ces matchs, leur déroulement, leur issue et l'origine de la présomption de la fraude sont détaillés en annexe 1.

Ensuite, nous avons constitué un échantillon témoin de 25 matchs[12] sur lesquels aucune opération d'initiés présumée n'a été détectée et qui constituera par la suite notre indice de référence. Ces 25 matchs ont été sélectionnés au hasard parmi un échantillon plus large de 100 matchs pour lesquels :

- La liquidité des paris est suffisante et les données sont disponibles.
- Ils ont toujours été remportés par l'outsider présumé.
- Ils se sont déroulés dans les premiers tours des tournois (1er et 2^{e}).

A noter que la liste des matchs retenus dans l'échantillon-témoin est décrite en annexe 2 et ces derniers n'ont jamais été cités comme suspects. Enfin, la période d'étude de la fourchette a été divisée en deux sous-périodes, avant le début du match, et pendant le déroulement du match.



Les fourchettes cotées plus de 2 heures avant le début de match ont été retirées par souci d'harmonisation, de même, les données ont toutes été retraitées de manière à ne pas prendre en compte les fourchettes sans contrepartie. En effet, dans certains cas, on pouvait trouver une offre mais pas de demande ou bien une demande mais pas d'offre.

Les tableaux suivants répertorient le nombre de fourchettes retenues aussi bien pour les matchs suspects que pour l'échantillon-témoin.

[12] Voir annexe 2.

Tableau 1 : Nombre de fourchettes pour notre norme de référence par période pour chaque joueur

Nombre de matchs	Nombre de fourchettes Période 1	Nombre de Fourchettes Période 2
25	8967	7484

Tableau 2 : Nombre de fourchettes pour chaque match suspect par période et par joueur

Match	Nombre de fourchettes Période 1	Nombre de fourchettes Période 2
Suspect1	171	351
Suspect2	360	516
Suspect3	360	405
Suspect4	360	314
Suspect 5	360	256
Suspect6	360	267
Suspect7	360	194
Suspect8	360	3720[13]
Suspect9	360	357
Suspect10	178	155

Dans la cadre des matchs suspects, la fourchette moyenne pour chacune des deux périodes, pour chaque match et pour chaque joueur (favori et outsider) a été calculée :

$$Fa_{inz} = \frac{\sum_{t=1}^{T} fa_{intz}}{T_{inz}} \qquad Fe_{inz} = \frac{\sum_{t=1}^{T} fe_{intz}}{T_{inz}} \qquad (5)$$

- Fa_{inz} représente la moyenne des fourchettes affichées cotées pour le joueur *i*, la période *n* et le match *z*.
- Fe_{inz} représente la moyenne des fourchettes effectives cotées pour le joueur *i*, la période *n* et le match *z*.
- fa_{intz} représente la fourchette affichée cotée à l'instant *t*, du joueur *i* pour la période *n* et le match *z*.
- fe_{intz} représente la fourchette effective cotée à l'instant *t*, du joueur *i* pour la période *n* et le match *z*.
- $Tinz$ représente le nombre de fourchettes cotées du joueur *i* pour la période *n* et le match *z*.

[13] Le nombre de fourchettes retenues pour le match entre Davydenko et Monfils est nettement plus important que les autres car il a duré plus longtemps (3 sets) et la liquidité a été assurée.

Pour l'échantillon de référence, nous avons sommé l'ensemble des fourchettes tous matchs confondus (hors initiés) et les avons divisé par le nombre de fourchettes total : nous avons ainsi déterminé, pour chaque sous-période, une fourchette moyenne de référence.

$$Fa_{in} = \frac{\sum_{z=1}^{25} \sum_{t=1}^{T} f_{intz}}{N_{in}} \qquad Fe_{in} = \frac{\sum_{z=1}^{25} \sum_{t=1}^{T} f_{intz}}{N_{in}} \qquad (6)$$

- Fa_{in} représente la moyenne des fourchettes affichées de notre norme pour la période *n* et le joueur *i*.
- Fe_{in} représente la moyenne des fourchettes effectives de notre norme pour la période *n* et le joueur *i*.
- *Nin* représente l'ensemble des fourchettes tous matchs confondus pour la période *n* et le joueur *i*.

Nous avons alors comparé les moyennes obtenues, pour chaque période, chaque type de joueur (le favori et l'outsider) et pour chacun des matchs suspects, à notre moyenne globale afin de voir quelles étaient les tendances qui se dégageaient. Pour cela, 11 échantillons ont été constitués pour chaque période, le premier étant constitué de l'ensemble des fourchettes relatives cotées pour chaque joueur (favori et outsider présumés) tous matchs confondus, issu de notre échantillon de référence, et les dix autres regroupant les fourchettes relatives et effectives cotées pour chaque joueur, chacun des matchs suspects étant bien distinct. De plus, en premier lieu, il était nécessaire d'observer si les fourchettes suivaient ou non une loi normale.

On peut voir en annexe 3 et 4 que le test de Jarque-Bera (1987) a rejetté systématiquement l'hypothèse de normalité au seuil de 1% sauf pour un échantillon[14]. De fait, nous avons ensuite utilisé le test non paramétrique de Mann et Whitney (1947), dans la mesure où il s'agit d'un test de rangs permettant de comparer les moyennes de deux échantillons indépendants n'ayant pas la même taille, issus d'une distribution différente et qui ne correspondent pas aux exigences de normalité des tests paramétriques.

Nous avons comparé pour chaque période, l'échantillon de notre norme à chacun des autres échantillons afin d'observer si la moyenne était significativement différente. Puis, afin

[14] Ces résultats excluent la possibilité d'utiliser des tests paramétriques tels que le test du signe.

de détailler un peu plus notre analyse, nous avons également calculé l'écart type des fourchettes, qui est défini de la manière suivante :

$$\sigma a_{inz} = \sqrt{\frac{1}{T_{inz}} \times \sum_{t=1}^{T} (fa_{intz} - Fa_{inz})^2} \qquad \sigma e_{inz} = \sqrt{\frac{1}{T_{inz}} \times \sum_{t=1}^{T} (fe_{intz} - Fe_{inz})^2} \qquad (7)$$

- σa_{inz} représente l'écart type de la fourchette affichée cotée du joueur *i* pour la période *n* et le match *z*.
- σe_{inz} représente l'écart type de la fourchette effective cotée du joueur *i* pour la période *n* et le match *z*.

Enfin, l'écart type des fourchettes de l'échantillon de référence pourra être défini comme suit :

$$\sigma a_{in} = \sqrt{\frac{1}{N_{in}} \times \sum_{z=1}^{25} \sum_{t=1}^{T} (fa_{intz} - Fa_{inz})^2} \qquad \sigma e_{in} = \sqrt{\frac{1}{N_{in}} \times \sum_{z=1}^{25} \sum_{t=1}^{T} (fe_{intz} - Fe_{inz})^2} \qquad (8)$$

- σa_{in} représente l'écart type de la fourchette affichée du joueur *i* pour la période *n* tout match confondu.
- σe_{in} représente l'écart type de la fourchette effective du joueur *i* pour la période *n* tout match confondu.
- *Nin* représente l'ensemble des fourchettes tous maths confondus pour la période *n* et le joueur *i*.

Après avoir présenté notre méthodologie et les tests que nous avons retenus, nous allons examiner en détails les résultats.

4 Résultats et commentaires

Nous commencerons par mener une analyse descriptive des tendances qui se dégagent de notre échantillon témoin, puis de celui de nos matchs suspects, avant de les comparer via des tests statistiques.

4.1 Analyse descriptive de l'échantillon de référence

L'évolution de la fourchette relative moyenne de l'échantillon de référence, son écart type et la fréquence des volumes (outsider + favori) de paris échangés sont regroupées dans les tableaux 3 et 4.

Tableau 3 : Moyenne, écart type des fourchettes affichées et effectives cotées, et fréquence des volumes de paris échangés, par période et pour le favori présumé

Fourchettes affichées			
Période	Moyenne	Ecart type	Fréquence des volumes de paris échangés
1	0,939%	1,965%	18,551%
2	12,839%	27,386%	81,449%
Fourchettes effectives			
Période	Moyenne	Ecart type	Fréquence des volumes de paris échangés
1	0,887%	1,964%	18,551%
2	11,660%	27,004%	81,449%

Tableau 4 : Moyenne, écart type des fourchettes affichées et effectives cotées, et fréquence des volumes de paris échangés, par période et pour l'outsider présumé

Fourchettes affichées			
Période	Moyenne	Ecart type	Fréquence des volumes de paris échangés
1	2,691%	2,059%	2,967%
2	19,458%	32,733%	97,033%
Fourchettes effectives			
Période	Moyenne	Ecart type	Fréquence des volumes de paris échangés
1	2,206%	2,350%	2,967%
2	17,226%	32,111%	97,033%

Avant de rentrer dans le détail des calculs, il convient de souligner que les résultats obtenus en utilisant les fourchettes affichées et effectives sont très proches, cela s'explique par le fait qu'il n'est pas possible de traiter à l'intérieur de la fourchette sauf si la fourchette affichée est large et si deux ordres portant sur le même prix sont passés simultanément. De même, le format de nos données (haute fréquence) implique que le dernier prix traité est forcément très proche de la fourchette affichée.

Concernant la moyenne, l'écart type des fourchettes affichées et effectives cotées ainsi que la fréquence des volumes de paris échangés, on observe qu'ils augmentent

significativement entre la période 1 et la période 2. Entre 2 h avant le match et le début de la rencontre, les parieurs disposent à peu près tous de la même information et sont censés converger sur l'estimation d'un prix, ce qui se traduit par de faibles variations des cotes et donc de faibles fluctuations de la fourchette. L'élargissement de la fourchette au cours de la période 2 ainsi que l'augmentation de la fréquence des volumes peut s'expliquer par la structure du marché. Durant le match (période 2), un flux important d'informations va arriver sur le marché (comportement sur le terrain, indice de forme, gain du jeu, gain du set…). En fonction de ces informations les parieurs vont être amenés à assigner de nouvelles probabilités d'occurrence à leurs scénarii et donc à ajuster leurs positions en passant de nouveaux ordres, induisant une variation plus forte des cotes, un élargissement de la fourchette et une augmentation significative des volumes de paris comme le montrent les tableaux 3 et 4. Lors de l'arrivée de nouvelles informations, le réajustement n'est pas instantané, la fourchette aura tendance à s'élargir puis à se resserrer.

A la fin de match, l'écart type des cotes est beaucoup plus important et le manque de liquidité parfois déstabilisant sur la cote du joueur qui est proche de la défaite (dans notre étude, il s'agit systématiquement du joueur favori présumé, puisque seuls des matchs pour lesquels l'outsider est vainqueur ont été retenus). Plus le temps passe et plus un adversaire se détachera de l'autre. Il en résulte un manque de liquidité sur le joueur proche de la défaite. De manière symétrique, les parieurs ont moins de retenue à parier sur un évènement dont la probabilité d'occurrence est élevée, et ne s'exposent qu'à de très petites pertes en se plaçant du coté vendeur. La liquidité s'en voit donc nettement améliorée, la fourchette est souvent égale à un ou deux ticks et les volumes de paris échangés sont beaucoup plus importants. C'est l'effet *fin de match*, comme l'illustre l'exemple suivant :

Tableau 5 : Exemple de transactions à la fin d'un match (Schwank-Andreev ; Match3)

In Play 5 Time to race end: -01:22:21 Time: 09:30:44

Selection	BACK		(108.23%)	(98.84%)		LAY
Igor Andreev	4.7 £4	7.0 £10	7.2 £73	16.0 £9	85.0 £2	100.0 £3
Eduardo Schwank	1.03 £616	1.04 £1 696	1.06 £117	1.08 £49	1.1 £452	1.12 £7

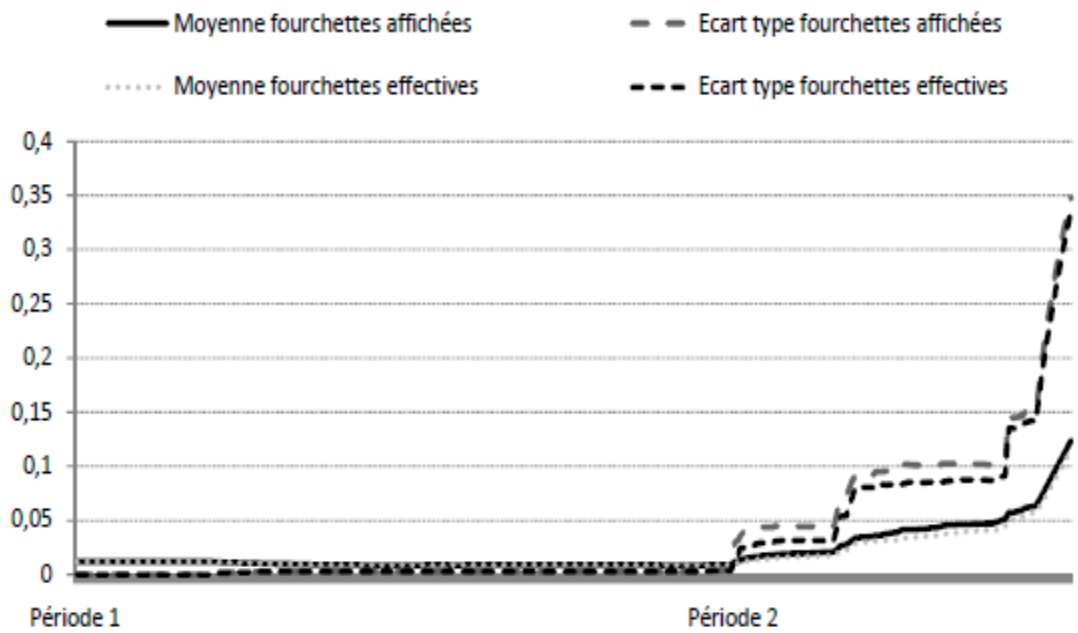
Source : Fracsoft

A titre d'exemple, à ce moment donné, la fourchette affichée cotée pour Andreev s'établissait à 75,86% ce qui représente plus de 6 fois la moyenne globale du favori présumé alors que la fourchette relative cotée pour Schwank était de 0,94% soit près de 20 fois moins que la moyenne globale de l'outsider présumé. Ce phénomène explique dans ce cas pourquoi, de la période 1 à 2, la fourchette cotée relative est multipliée par plus de 13 pour le favori présumé qui s'inclinera et seulement par un plus de 7 pour l'outsider présumé qui gagnera. In fine, trois tendances fortes semblent clairement se distinguer dans l'échantillon-témoin :

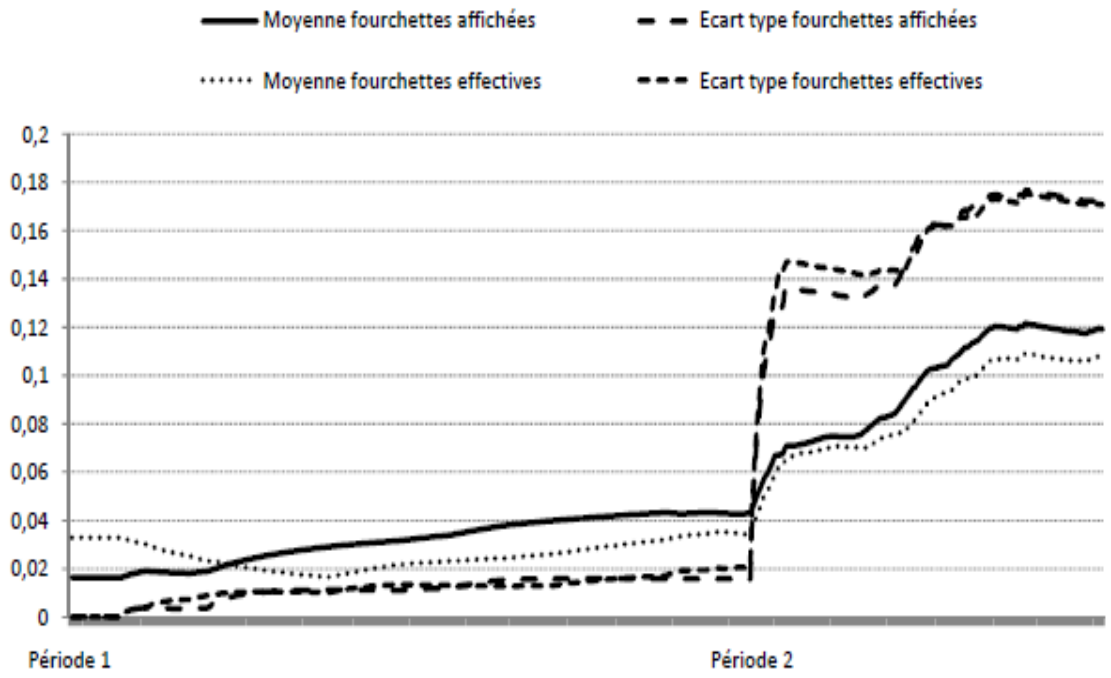
- La moyenne des fourchettes affichées et effectives cotées s'élargit au cours du temps.
- L'écart type de la fourchette augmente au cours du temps.
- Les volumes de paris échangés sont concentrés sur la période 2.

Les graphiques 2 et 3 illustrent l'ensemble des observations que nous avons faites concernant la moyenne et l'écart type des fourchettes affichées et effectives cotées.

Graphique 2 : Evolution de la fourchette affichée et effective cotées et de l'écart type de la fourchette affichée et effective du favori présumé pour un match choisi au hasard dans l'échantillon-témoin (Match8) en fonction du temps (période 1 à 2)



Graphique 3 : Evolution de la fourchette affichée et effective cotées et de l'écart type de la fourchette affichée et effective de l'outsider présumé pour un match choisit au hasard dans notre norme (Match8) en fonction du temps (période 1 à 2)



4.2 L'analyse descriptive des matchs suspects

Les tableaux 6 à 11 reprennent les résultats trouvés pour les matchs suspects :

Tableau 6 : Moyenne des fourchettes affichées et effectives cotées pour chaque échantillon (favori)

Moyenne des fourchettes affichées cotées										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,939%	2,477%	2,188%	1,149%	0,957%	0,867%	1,065%	0,833%	1,873%	0,844%	0,802%
12,839%	10,149%	3,040%	6,386%	7,353%	4,944%	9,707%	17,595%	2,386%	10,158%	9,724%
Moyenne des fourchettes effectives cotées										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,887%	2,256%	2,146%	0,951%	0,983%	0,862%	1,056%	3,884%	1,887%	0,767%	0,749%
11,660%	7,633%	3,206%	7,121%	7,513%	5,021%	9,953%	18,101%	2,374%	9,436%	9,471%

Tableau 7 : Moyenne des fourchettes affichées et effectives cotées pour chaque échantillon (outsider)

Moyenne des fourchettes affichées cotées										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2,691%	7,955%	5,096%	2,823%	8,939%	6,725%	3,457%	3,573%	3,182%	3,872%	1,327%
19,458%	1,747%	6,882%	16,394%	30,021%	15,118%	19,265%	31,102%	9,743%	47,621%	30,428%
Moyenne des fourchettes effectives cotées										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2,206%	6,682%	5,030%	2,850%	8,187%	8,418%	3,240%	3,186%	2,610%	2,401%	1,327%
17,226%	2,038%	7,770%	16,827%	30,033%	24,158%	19,356%	30,892%	9,320%	46,239%	32,144%

Tableau 8 : Ecart type des fourchettes affichées et effectives cotées pour chaque échantillon (favori)

Ecart type des fourchettes affichées cotées										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1,965%	10,149%	8,847%	0,669%	0,359%	0,064%	0,656%	0,277%	1,291%	0,273%	0,277%
27,386%	10,187%	4,752%	9,065%	13,332%	11,505%	13,955%	31,949%	3,353%	28,076%	25,561%
Ecart type des fourchettes effectives cotées										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1,964%	10,131%	8,866%	0,458%	0,500%	0,065%	0,848%	0,424%	1,389%	0,294%	0,329%
27,004%	10,784%	5,235%	10,956%	13,018%	11,006%	14,073%	32,173%	4,154%	26,536%	24,850%

Tableau 9 : Ecart type des fourchettes affichées et effectives cotées pour chaque échantillon (favori)

Ecart type des fourchettes affichées cotées										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2,059%	8,561%	4,730%	1,867%	4,725%	7,136%	1,452%	10,463%	2,026%	2,676%	0,100%
32,733%	1,681%	7,838%	27,805%	49,430%	28,304%	42,561%	55,096%	8,651%	61,364%	51,700%
Ecart type des fourchettes effectives cotées										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2,350%	8,453%	5,059%	2,234%	4,566%	13,487%	2,155%	10,504%	1,976%	1,673%	0,100%
32,111%	2,640%	9,534%	27,170%	49,212%	74,102%	42,368%	54,100%	8,880%	61,510%	51,014%

Tableau 10 : Fréquence des volumes de paris échangés pour chaque échantillon (favori)

Fréquence des volumes de paris échangés										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
18,55%	55,03%	21,24%	28,05%	15,22%	10,73%	18,64%	47,34%	6,39%	11,10%	13,69%
81,45%	44,97%	78,76%	71,95%	84,78%	89,27%	81,36%	52,66%	93,61%	88,90%	86,31%

Tableau 11 : Fréquence des volumes de paris échangés pour chaque échantillon (outsider)

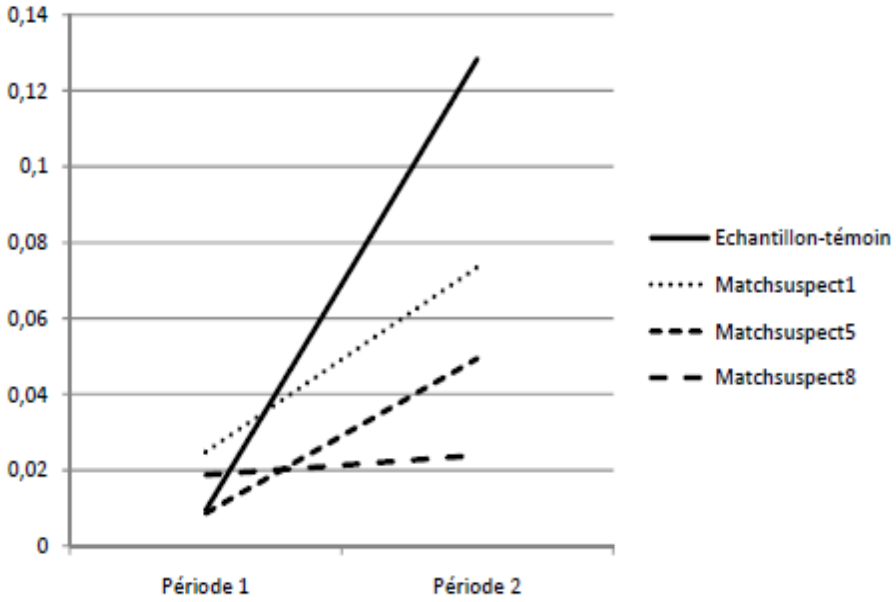
Fréquence des volumes de paris échangés										
Période 1 et 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2,967%	2,12%	5,91%	10,11%	0,49%	0,14%	2,08%	1,68%	1,24%	1,09%	1,02%
97,03%	97,88%	94,09%	89,89%	99,51%	99,86%	97,92%	98,32%	98,76%	98,91%	98,98%

L'observation de l'évolution de la fourchette pour les matchs avec délits d'initiés, fait apparaître que dans 9 cas sur 10 elle tend à s'élargir au cours du temps qu'il s'agisse de l'outsider ou du favori. L'exception étant le match Suspect 1, cette différence peut s'expliquer par le fait, que malgré que 2 h avant le début du match Arguello était l'outsider présumé, il est devenu favori juste un peu avant le début de la rencontre et a assumé ce statut jusqu'à la fin. Pour ce qui concerne la volatilité, les résultats sont similaires et pour ce qui est des volumes de paris échangés, ils semblent cohérents avec nos hypothèses, à savoir qu'ils augmentent au cours du temps, la seule exception venant encore du match suspect 1, où les initiés ont placé leurs paris très rapidement.

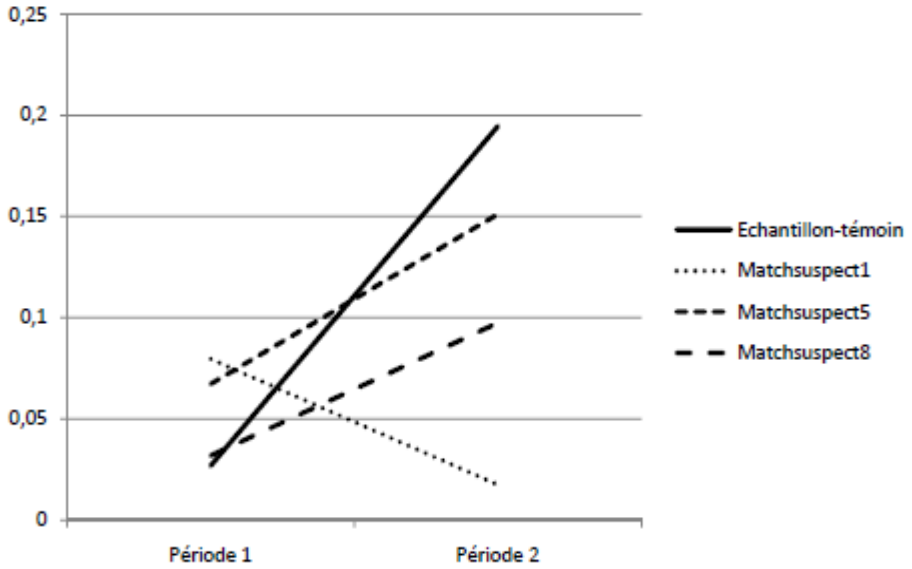
4.3 Analyse statistique et comparaison

Les tableaux 6 et 7 montrent que l'évolution des moyennes des fourchettes relatives des initiés présumés peut différer ou ressembler à l'échantillon-témoin, en d'autres termes, les fraudes sont plus ou moins flagrantes selon les matchs. A titre d'exemple, les graphiques 4 et 5 représentent l'évolution de la moyenne des fourchettes affichées et effectives cotées pour notre échantillon de référence ainsi que trois matchs suspects que nous avons sélectionnés.

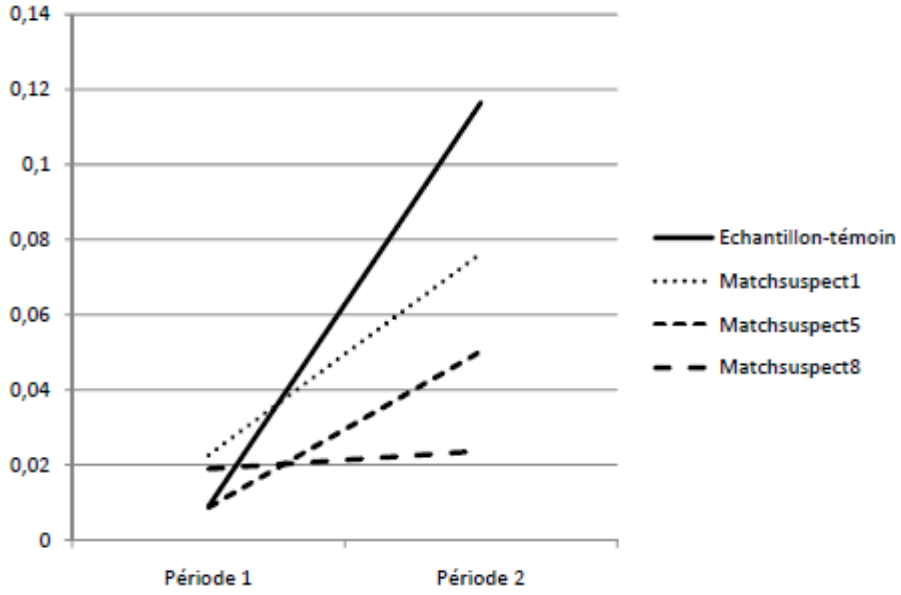
Graphique 4 : Moyenne des fourchettes affichées cotées par période pour 4 de nos échantillons (favori)



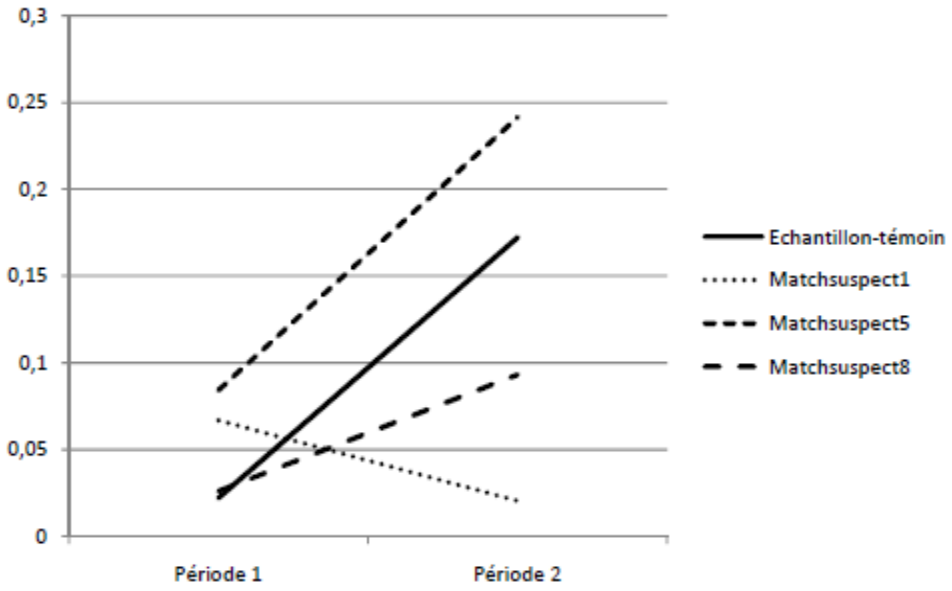
Graphique 5 : Moyenne des fourchettes affichées cotées par période pour 4 de nos échantillons (outsider)



Graphique 6 : Moyenne des fourchettes effectives cotées par période pour 4 de nos échantillons (favori)



Graphique 7 : Moyenne des fourchettes effectives cotées par période pour 4 de nos échantillons (outsider)



Tout d'abord, il apparaît que les résultats obtenus avec la fourchette affichée ou effective sont très proches. On remarque également des divergences existantes entre le coefficient directeur de la droite de la norme et des coefficients directeurs des droites des matchs suspects 1, 5 et 8, particulièrement dans le cadre de l'outsider. Quel que soit le joueur suivi, favori ou outsider, on observe que les fourchettes moyennes des matchs suspects 1 et 8 ont pour point commun d'être supérieures à la norme en période 1 et inférieures en période 2, ce qui n'est pas tout à fait le cas du match suspect 5. Concernant les droites, on voit que celle

relative à ce dernier match est dans tous les cas de figure quasiment parallèle à la droite de l'échantillon-témoin. Par opposition, la droite du match suspect 8 est plus aplatie et celle du match suspect 1 évolue même dans un sens inversé dans le cas de l'outsider présumé. Au vue de ses trois cas, on comprend que l'intensité de la fraude est différente selon les matchs étudiés, néanmoins, certaines tendances semblent se dégager. Les résultats des Tests U de Mann Whitney, présents en annexe 5 et 6, corroborent ces intuitions visuelles et montrent que les moyennes des fourchettes des matchs suspects sont, exception faîte des matchs 3, 5 et 10 significativement différentes de la moyenne des fourchettes de l'échantillon-témoin.

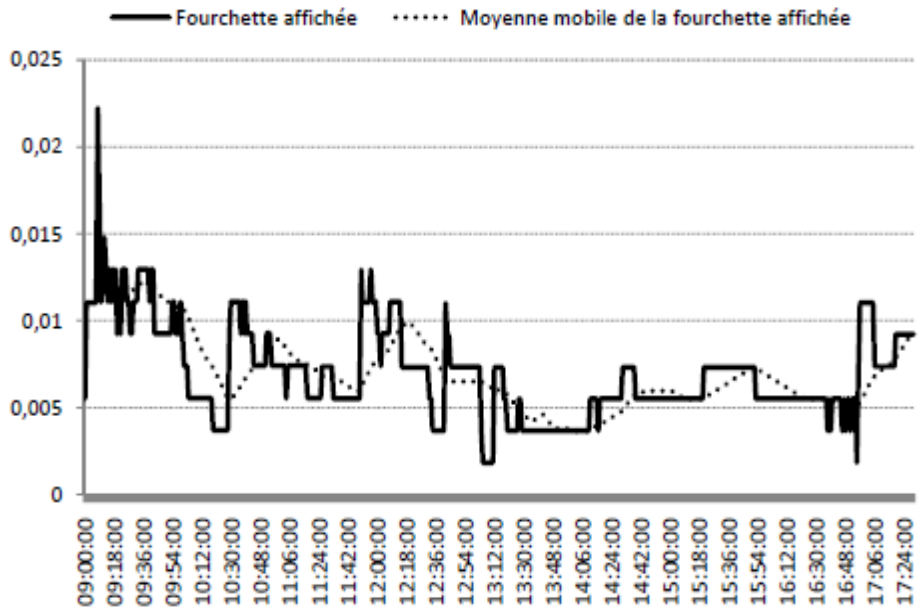
Pour ce qui est des tendances observées, en premier lieu, pour la période 1, la moyenne des fourchettes relatives cotées pour la majorité des matchs frauduleux est supérieure à notre norme de référence. Ce phénomène semble en conformité avec la majorité des résultats empiriques mis en évidence sur les marchés boursiers, à savoir que les prises de positions des initiés ont pour conséquence d'élargir significativement la fourchette. Mais le phénomène le plus intéressant que semble montrer cette étude est que cet impact sera d'autant plus fort que la proportion de parieurs non-informés sera faible. En effet, au cours de la période 2, la fourchette moyenne de la majorité des matchs suspects est significativement inférieure à celle de l'échantillon-témoin, ce qui correspond à l'explosion des volumes de paris échangés. En accord avec les résultats de Cornell et Sirri (1992) dans le cadre des marchés boursiers, nous pouvons émettre l'hypothèse que durant la période 2, la proportion de parieurs non-informés a clairement augmenté de telle sorte que le problème d'asymétrie d'information s'est trouvé compensé par une augmentation des volumes de transaction des parieurs non-informés. De ce fait, les initiés auront l'occasion de réaliser leurs transactions directement avec les non-initiés ce qui aura pour impact immédiat de réduire les coûts de sélection adverse et par conséquent de réduire la fourchette. Il est possible d'affiner ces observations en s'appuyant sur la volatilité de la fourchette. Concernant l'outsider présumé, la volatilité de la fourchette associée aux matchs suspects est dans la plupart des cas, supérieure à notre norme pour la période n°1 (les résultats sont plus contrastés dans le cadre du favori présumé), ce qui laisse supposer que les initiés vont placer une partie de leurs paris juste avant le début de la rencontre à la fois pour maximiser leurs mais aussi répartir leurs mises tout au long du match de manière à ne pas influencer significativement les autres parieurs qui ont un niveau d'information beaucoup plus faible. Cette idée n'est pas incompatible avec celle formulée par Cain, Law, Peel (2001) dans le cadre des courses hippiques, dans le sens où par souci de maximisation de leurs profits, selon la structure du marché, les initiés vont déployer tous les moyens à leur disposition pour ne pas révéler leurs informations aux autres parieurs.

Conclusion

L'étude et la comparaison de l'univers de paris sportifs avec celui des marchés boursiers a permis de mettre en évidence des similitudes intéressantes entre les deux milieux, confirmant sur ce point les études antérieures. Ces similitudes permettent donc d'observer le comportement dans l'un des deux milieux, en l'occurrence celui des paris sportifs, pour tenter, par similarité, de comprendre ce qui est susceptible de se passer dans l'autre. Dans ce contexte, c'est l'étude de la fourchette en tant qu'outils de détection des délits d'initiés qui a été privilégiée. Plusieurs observations ont pu être mises en évidence.

En premier lieu, on note une similitude du comportement de la fourchette sur les marchés financiers et dans l'univers des paris sportifs. Dans le cadre du favori présumé, dès que le match commence (période 2), la fourchette affichée et effective cotées est élevée dans la mesure où il n'existe pas de fort consensus sur le déroulement du match, ensuite, elle se resserre légèrement avant de s'élargir progressivement au fur et à mesure que l'issue du match devient quasi certaine. Transposé aux marchés boursiers, on comprend mieux le *smile effect* quotidien de la fourchette : en début de journée, le consensus est incertain, les opérateurs convergent sur le prix au fur et à mesure que les échanges augmentent avant qu'au contraire, l'ensemble des échanges importants ayant été traités, la fourchette s'élargit à nouveau en fin de séance puisque ne restent en carnet que les ordres des opérateurs ayant des points de vue réellement divergents sur le prix du titre. Le graphique 8 reprend les cotations d'une action, Rodriguez, et illustre assez clairement ce phénomène.

Graphique 8 : Evolution de la fourchette affichée (format 1 minute) et de sa moyenne mobile (format 30 minutes) pour une action (Rodriguez) choisie au hasard durant une journée de Bourse.



Source : Bloomberg

Dans l'univers des paris sportifs, l'effet *fin de match* implique que la fourchette (affichée ou effective) s'élargit significativement à la fin du match dans le cas du favori présumé. Néanmoins, elle aura tendance à se réduire dans le cas de l'outsider présumé.

En second lieu et c'est là la réponse à la question initiale de ce chapitre, le comportement de la fourchette dans l'univers des paris sportifs en cas de fraude est assez similaire aux observations faites sur les marchés boursiers en cas de délits d'initiés. L'utilisation de la fourchette comme indicateur de l'existence d'un délit d'initié s'en voit renforcée tant est si bien que sur les marchés financiers, il est important que cet outil soit plus systématiquement employé par les autorités de marché dans la recherche de signes de délits d'initiés.

Si l'on devait utiliser la fourchette comme outil de signalement de matchs suspects sur l'échantillon des matchs que nous avons utilisé, les résultats proposés à partir des fourchettes effectives auraient été les suivants avec :

F = Fraude ; AF = Absence de Fraude et FP = Fraude possible

	Fourchettes effectives		
Match	Favori	Outsider	Verdict
Suspect1	F	F	F
Suspect2	F	F	F
Suspect3	F	F	F
Suspect4	F	AF	FP
Suspect5	AF	AF	AF
Suspect6	F	AF	FP
Suspect7	AF	AF	AF
Suspect8	F	F	F
Suspect9	AF	AF	AF
Suspect10	AF	AF	AF

Si l'on prend pour hypothèse qu'un match hautement suspect est un match où la fourchette est supérieure à l'échantillon de référence à la période 1 et inférieure à la période 2 dans le cas du favori et de l'outsider, les matchs 1, 2, 3 et 8 doivent être considérés comme tels alors qu'un soupçon plus mince peut être porté sur les matchs 4 et 6 et que les matchs 5, 7, 9 et 10 passeraient sans encombre aux fourches caudines de notre test.

Références du chapitre 5

Avery, C. et Chevalier, J. (1999), « Identifying Investor Sentiment from Price Paths: The Case of Football Betting », *Journal of Business*, vol. 72, pp. 493-521.

Cain, M., Law, D. et Peel, D.A. (2001), « The incidence of Insider Trading in Betting Markets and the Gabriel and Marsden Anomaly », *Manchester School*, vol. 69 (2), pp. 197-207.

Chung, K. et Charoenwong, C. (1998), « Insider Trading and Bid-Ask Spread », *Financial Review*, vol. 33, pp. 1-20.

Cornell, B. et Sirri, E. (1992), « The Reaction of Investors and Stock Prices to Insider Trading », *Journal of Finance,* vol. 47, n°3, pp. 1031-1060.

Fishe, R.P. et Robe M.A. (2004), « The Impact of Illegal Insider Trading in Dealer and Specialist Markets: Evidence from a Natural Experiment », *Journal of Financial Economics*, vol. 71 (3), pp. 461-488.

Forrest, D. et Simmons, R. (2002), « Outcome Uncertainty and Attendance Demand : The case of English Soccer », *Journal of the Royal Statistical Society (Series D), The Statistician*, vol. 51, pp. 229-241.

George T.J., Kaul G. et Nimalendran M. (1991), « Estimation of the Bid-Ask Spread and its Components: A New Approach », *The Review of Financial Studies*, vol. 4(4), pp. 623-656.

Guivarc'h, A. (1996), « Conséquences des opérations d'initiés sur la composante d'asymétrie d'information de la fourchette », CEREG, Cahier de recherche n°9605.

Guivarc'h, A. (1997), « Contribution des initiés à l'efficience informationnelle », CEREG, Cahier de recherche n°9712.

Hamon J. (1997), « Fourchette et frais de transaction », *Bulletin Mensuel de la COB*, Janvier.

Huang, R.D. et Stoll, H.R. (1996), « Dealer versus Auction Markets: A Paired Comparison of Execution Costs on NASDAQ and the NYSE », *Journal of Financial Economics*, Elsevier, vol. 41 (3), pp. 313-357.

Jarque C.M. et Bera A.K. (1987), « A Test for Normality of Observations and Regression Residuals », *International Statistical Review*, vol. 55, pp. 163-172.

Kyle, A. (1985), « Continuous Auctions and Insider Trading », *Econometrica*, vol. 53, n°6, pp. 1315-1336.

Mann, H. B. et Whitney, D. R. (1947), « On a Test of Whether one of Two Random Variables is Stochastically Larger than the Other », *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 18 (1), pp. 50-60.

Meulbroeck, L.K. (1992), « An empirical analysis of Illegal Insider Trading », *Journal of Finance*, vol. 47 (5), pp. 1661-1699.

ANNEXE 1 : Liste des matchs suspects

Match	Joueurs	ATP J1	ATP J2	Date	Tournoi	Stade	Score
Suspect1	Vassalo - Davydenko	87	4	02/08/2007	Sopot	2nd Round	2-6 6-3 2-1
Suspect2	Prysiesny - Volandri	207	28	30/07/2007	Sopot	1st Round	6-4 2-6 7-5
Suspect3	Pashanski - Starace	120	32	30/07/2007	Sopot	1st Round	6-7 6-2 3-1
Suspect4	Tipsarevic - Murray	68	18	11/10/2007	Moscou	2nd Round	6-4 7-6
Suspect5	Berrer - Youzhny	72	17	11/10/2007	Moscou	2nd Round	7-5 6-4
Suspect6	Benneteau - Simon	68	32	25/10/2007	Lyon	2nd Round	7-5 6-4
Suspect7	Mahut - Haas	71	11	27/09/2007	Bangkok	2nd Round	6-4 6-4
Suspect8	Monfils Davydenko	57	5	27/09/2007	Gstaad	1st Round	3-6 6-4 7-5
Suspect9	Rochus - Davydenko	34	4	28/02/2007	Dubai	2nd Round	4-6 6-4 6-2
Suspect10	Soderling - Davydenko	26	3	14/02/2007	Marseille	1st Round	3-6 6-4 6-1

Remarques :

- Tous les tournois auxquels ont participé les joueurs sont des tournois mineurs, une défaite de la part des favoris n'a quasiment aucune conséquence sur le classement ATP.

- Sur nos dix matchs suspects retenus, le nom de Davydenko apparaît à 4 reprises.

Suspect1 : Davydenko – Arguello

Suspicion = Issue du match truquée au bénéfice de l'outsider

Résumé : Les *bookmakers* suspectent que le résultat soit arrangé en faveur d'Arguello avec la complicité des deux joueurs. Le n°4 Mondial, Davydenko était largement favori plusieurs heures avant le début de la rencontre avec une côte comprise entre 1,18 et 1,2 soit une probabilité estimée de gagner supérieure à 80 % alors qu'Arguello avait le statut d'Outsider. Toutefois juste avant le début du match, la côte d'Arguello est passé de de 5,75 à 1,51 alors que celle de Davydenko est montée à 3. A noter que des variations curieuses ont été enregistrées durant le match, par exemple, la côte de Davydenko n'a quasiment pas évolué alors que ce dernier avait remporté le premier set.

Finalité : Arguello a remporté le match suite à l'abandon de Davydenko au 3ème set.

Suspect2 : Przysiezny – Volandri

Suspicion = Issue du match truqué au bénéfice de l'outsider

Résumé : A l'ouverture des paris, la côte de Volandri n°29 Mondial était de 1,10 contre Przysisiezny n° 237 à l'ATP. Sa cote a ensuite violemment déviée pour se fixer à 1,80 avant le début de la rencontre. Volandri s'est montré fébrile à des moments déterminants (balles de break contre lui) avec notamment 5 doubles fautes qui ont joué en faveur de son adversaire.

Finalité : Volandri s'est incliné en 3 sets.

Suspect3 : Pashanski - Starace

Suspicion = Issue du match truqué au bénéfice de l'outsider

Résumé : Après avoir remporté le premier set, Starace a montré des signes de faiblesses étonnant, n'opposant plus de résistance sur le service de Pashanski, son pourcentage de retour gagnant est tombé à 21%, ce qui est particulièrement bas.

Finalité : Pashanski a remporté le match suite à l'abandon de Starace au 3ème set.

Suspect4 : Tipsarevic - Murray

Suspicion = Issue du match truqué au bénéfice de l'outsider

Résumé : Murray a donné l'impression de maîtriser le match s'offrant plusieurs balles de break, toutefois il n'a pas mis assez de convictions et en a finalement converti une sur dix. Certes Tipsarevic a fait un bon match mais les observateurs ont jugé la performance de Murray assez décevante.

Finalité : Tipsarevic s'est imposé en deux sets

Suspect8 : Davydenko – Monfils

Suspicion = Issue du match truquée au bénéfice de l'outsider

Résumé : Après avoir rencontré facilement la première manche, les observateurs ont trouvé que Davydenko a eu des moments de faiblesses à des moments cruciaux du match. Il faut ajouter que Davydenko était tête de série n°1 du tournoi et n°5 mondial alors que son adversaire, Monfils, n'était même pas tête de série, n°57 mondial et n'avait pas un niveau de forme convaincant, il s'est d'ailleurs incliné au match suivant.

Finalité : Monfils s'est imposé en 3 sets.

Suspect9 : Rochus – Davydenko

Suspicion = Issue du match truquée au bénéfice de l'outsider

Résumé : Davydenko a montré une qualité de service relativement faible avec 58% de premier service réussi contre 68% pour son adversaire, de même, il fait 8 doubles fautes alors que son adversaire n'en a fait aucune.

Finalité : Rochus s'est imposé en 3 sets.

ANNEXE 2 : Liste des matchs constituant notre échantillon de référence

Matchs	Joueurs	ATP J1	ATP J2	Date	Tournoi	Stade	Score
Match1	Mathieu - Gasquet	33	26	10/02/2009	Rotterdam	1st Round	3-6 7-6 6-3
Match2	Clement - Schuettler	73	31	24/02/2009	Dubai	1st Round	1-6 6-3 6-1
Match3	Schwank - Andreev	154	33	12/02/2008	Costa do Sauipe	1st Round	6-3 6-2
Match4	Johansson - Hernandez	73	51	10/07/2007	Cattella	1st Round	6-4 6-4
Match5	Andreev - Stepanek	24	20	29/07/2008	Cincinnati	1st Round	7-6 6-7 7-6
Match6	Berrer - Vanek	96	66	17/04/2008	Estoril	2nd Round	6-3 3-6 7-5
Match7	Lapentti - Santoro	113	37	09/10/2007	Moscou	1st Round	3-6 6-3 6-2
Match8	Serra - Vliegen	111	66	10/10/2007	Moscou	2nd Round	6-7 6-4 6-2
Match9	Henman - Verdasco	41	26	16/10/2006	Madrid	1st Round	7-5 6-3
Match10	Lopez - Ferrer	40	5	15/10/2008	Madrid	2nd Round	6-4 7-6
Match11	Koubek - Acasuso	67	49	17/07/2007	Stuttgart	1st Round	6-2 7-5
Match12	Querrez - Moya	50	14	21/04/2008	Monte Carlo	1st Round	6-3 1-6 6-3
Match13	Hidalgo - Simon	137	33	22/04/2008	Monte Carlo	1st Round	6-1 6-1
Match14	Vliegen - Safin	52	26	17/04/2007	Monte Carlo	2nd Round	0-6 7-6 6-4
Match15	Youzhny - Berdych	62	24	16/02/2009	Marseille	1st Round	4-6 6-4 7-5
Match16	Gabashvili - Berrer	133	59	12/02/2008	Marseille	1st Round	6-3 5-7 7-5
Match17	Clement - Safin	78	26	17/02/2009	Marseille	1st Round	6-3 5-7 7-5
Match18	Soderling - Nieminem	52	26	11/02/2008	Marseille	1st Round	4-6 6-4 7-5
Match19	Zabaleta - Almagro	85	31	30/07/2007	Sopot	1st Round	6-3 7-5
Match20	Gabashvili – Mayer	125	77	26/02/2008	Zagreb	1st Round	7-6 6-0
Match21	Zverev – Seppi	79	33	03/02/2009	Zagreb	1st Round	7-6 3-6 6-2
Match22	Bolleli – Cilic	66	45	27/02/2008	Zagreb	2nd Round	6-4 6-3
Match23	Rochus – Kunitsyn	76	43	09/02/2009	San Jose	1st Round	6-2 7-6
Match24	Becker – Moya	79	15	25/09/2007	Bangkok	1st Round	7-6 6-4
Match25	Meffert – Kunitsyn	228	81	27/09/2007	Bangkok	2nd Round	3-6 7-6 6-0

ANNEXE 3 : Résultats des Tests de Jarque-Bera pour chaque échantillon, par période et pour le favori présumé

Fourchettes affichées										
P.value associée au test de Jarque-Bera dans le cadre du **favori**										
Période 1	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,0000	0,0000	0,0000	< 0,0001	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	< 0,0001	0,00000	0,00000	< 0,0001
Période 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Fourchettes effectives										
P,value associée au test de Jarque-Bera dans le cadre du **favori**										
Période 1	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,0000	0,0000	0,0000	0,0267	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,0000	< 0,0001
Période 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	< 0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

ANNEXE 4 : Résultats des Tests de Jarque-Bera pour chaque échantillon, par période et pour l'outsider présumé

Fourchettes affichées										
P.value associée au test de Jarque-Bera dans le cadre de l'**outsider**										
Période 1	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,0000	< 0,0001	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	0,0000	0,0021	0,0000	< 0,0001	< 0,0001	0,0000
Période 2	Matchs suspects									
Norme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,0000	0,0000	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	< 0,0001
Fourchettes effectives										
P,value associée au test de Jarque-Bera dans le cadre de l'**outsider**										
Période 1	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,0000	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	0,0000	0,0000
Période 2	Matchs suspects									
Echantillon-témoin	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	< 0,0001	0,0000	< 0,0001	< 0,0001

ANNEXE 5 : Résultats des Tests de Mann Whitney pour chaque match suspect et pour le favori présumé

Moyennes des fourchettes affichées										
P.value associée au test de Mann Whitney dans le cadre du favori										
Matchs Suspects	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Période 1	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,186
Période 2	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,002	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Moyennes des fourchettes effectives										
P.value associée au test de Mann Whitney dans le cadre du favori										
Matchs Suspects	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Période 1	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,093
Période 2	<0,0001	<0,0001	0,0000	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001

ANNEXE 6 : Résultats des Tests de Mann Whitney pour chaque match suspect et pour l'outsider présumé

Moyennes des fourchettes affichées										
P.value associée au test de Mann Whitney dans le cadre de l'outsider										
Matchs Suspects	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Période 1	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Période 2	<0,0001	<0,0001	0,7590	<0,0001	0,1560	<0,0001	0,0008	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Moyennes des fourchettes effectives										
P.value associée au test de Mann Whitney dans le cadre de l'outsider										
Matchs Suspects	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Période 1	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Période 2	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0430	<0,0001	0,1050	<0,0001	<0,0001	<0,0001

CONCLUSION GÉNÉRALE

Le premier chapitre de cette thèse nous a donné l'occasion d'identifier les hypothèses et implications de la théorie de l'efficience informationnelle. Nous avons également pu constater que même si cette dernière n'a cessé d'être testée dans le cadre des marchés boursiers depuis près de 50 ans de différentes manières, aucune conclusion tranchée concernant sa validité empirique n'a été mise en évidence. Le fait est que les marchés sont beaucoup trop complexes pour servir de support visant à tester la théorie de l'efficience informationnelle et aboutir à des résultats unanimes. Heureusement, cette difficulté peut être contournée dans la mesure où l'attrait de la définition de l'efficience informationnelle est qu'elle ne concerne pas uniquement les marchés boursiers mais fait référence à l'ensemble des marchés spéculatifs y compris le marché des paris sportifs.

En second lieu, nous avons démontré que, sur ce marché atypique, les actifs traités ont l'avantage d'avoir une durée de vie clairement définie, on sait à partir de quel moment leur valeur devient certaine. L'absence de cette propriété est notamment un des facteurs engendrant des difficultés dans les tests de rationalité des agents sur le marché des actions où la valeur des actifs dépend des anticipations des investisseurs sur les résultats futurs des entreprises. De même, dans le cadre des paris sportifs, les échantillons de données sont extrêmement consistants et facilement accessibles au grand public, ce qui n'est pas toujours le cas sur les marchés boursiers. Un autre point à souligner réside dans le fait que le choix des investisseurs sur les marchés boursiers peut être affecté par de nombreux facteurs exogènes tels que les perspectives de croissance, les variations de taux de change ou les variations de taux d'intérêt. Par ailleurs, il ne faut pas oublier que les investisseurs sont en proie à la pression médiatique et ont souvent des comportements atypiques à l'image des comportements moutonniers, de fait, la manière dont ils prennent leur décision varie fortement. A l'inverse, dans le cadre du marché des paris sportifs, très peu de facteurs exogènes influencent le choix des parieurs, ce qui en fait un cadre d'étude offrant des conditions proches de celles de laboratoire. Enfin, malgré l'existence de certaines divergences, nous avons montré que le marché des paris sportifs présentait un grand nombre de similitudes avec les marchés boursiers, plus particulièrement avec celui des dérivés

notamment en ce qui concerne les caractéristiques des actifs traités, les modes d'organisation, la nature des intervenants ainsi que les règles auxquels ils sont soumis dans le processus de négociation.

Par la suite, au cours du chapitre 3, nous avons commencé par nous interroger sur la validité de la forme faible de l'efficience informationnelle en examinant une anomalie connue sous le nom de *Favourite Longshot Bias (FLB),* qui a été recensée aussi bien dans le cadre du marché des paris sportifs que celui du marché des dérivés. Cette dernière implique qu'il est possible d'obtenir une espérance de gain net supérieure en pariant sur les alternatives ayant une probabilité implicite de se réaliser élevée. Au travers d'une revue de littérature qui explore à la fois le marché des paris sportifs et le marché des dérivés, nous avons identifié l'ensemble des travaux faisant référence à cette anomalie. De même, nous avons tenté de l'expliquer en recensant plusieurs hypothèses puisées dans la théorie de l'utilité espérée ou dans des approches alternatives. Dans la section réservée au marché des paris sportifs, nous avons observé que les deux corollaires, énoncés par Thaler et Ziemba (1988), associées à la forme faible de l'efficience informationnelle n'ont pas été vérifiées. En effet, quel que soit le sport étudié, courses de chevaux, tennis ou football, le *FLB* a clairement été identifié, autrement dit, l'espérance de gain net associés aux favoris était supérieure à l'espérance de gain net associée aux outsiders. Par ailleurs, nous avons démontré qu'il était possible de mettre en place des stratégies systématiques permettant de dégager des profits significativement positifs. En parallèle, nous avons observé que plusieurs hypothèses ont été évoquées afin de légitimer ces anomalies. Certaines se complètent, d'autres s'opposent ou sont difficilement testables, ce qui explique pourquoi aucune ne fait l'unanimité. Néanmoins, il apparait que l'hypothèse des préférences des parieurs constitue un axe de réflexion privilégié dans la mesure où elle a été testée à travers plusieurs formalisations différentes qui ont toutes montré des limites. En parallèle, l'hypothèse des coûts de transaction et d'information apparait comme complémentaire, d'autant plus que cette dernière peut être utilisée comme un proxy de l'aversion au risque des bookmakers. À l'opposé, l'hypothèse de distorsion des probabilités, qui constitue l'un des fondements de la théorie des perspectives cumulées, ne peut être retenue dans la mesure où, même si elle est complémentaire de l'hypothèse des préférences des parieurs, elle reste difficilement testables car elle implique de déterminer de nouveaux postulats (atténuation des pertes, excès de confiance, optimisme…). Enfin, l'hypothèse de la recherche de sensations n'a reçu que très peu d'attention de la part des chercheurs. Dans la section réservée au marché des dérivés, nous avons également identifié des stratégies permettant de dégager un profit significativement positif et le *FLB.*

Toutefois, il convient de souligner que cette dernière anomalie est plus ou moins prononcée selon le type d'options, *Call* ou *Put* et selon le type de sous-jacents, indices ou actions. Le fait est que les Put sont généralement achetés pour des motifs de couverture de positions et ont un rôle d'actifs complémentaires, ce qui n'est pas le cas des *Call* qui ont un rôle d'effet de levier. La demande pour les Put est donc nettement plus importante que celle pour les *Call* dans le cadre des options sur indices, où les investisseurs averses au risque souhaitent se prémunir contre un choc systémique qui prendra la forme d'une baisse générale des marchés. En raison du risque supporté par les *market-makers*, qui est d'autant plus important que le prix d'exercice est éloigné, il est logique que les Put offrent en moyenne un rendement beaucoup moins généreux que les *Call*. A l'inverse, sur le marché des options sur actions, la demande pour les *Call* est très légèrement supérieure à celle des Put, les investisseurs interviennent un peu plus pour des motifs de spéculation, il en résulte que les risques sont mieux répartis pour les *market-makers* qui offrent des prix plus justes, ce qui limite la présence d'anomalies. Enfin, il convient de noter que la persistance d'anomalies résulte des coûts de transaction et appels de marge qui limitent fortement l'action des arbitragistes. Ainsi, cette revue de littérature a démontré que le marché des paris sportifs et celui des dérivés n'étaient pas si différents. En fonction des préférences des parieurs (investisseurs), les *bookmakers* (*market-makers*) vont être amenés à ajuster leurs prix. De fait, face à un excès de demande, ils seront contraint d'absorber le risque et offriront des profils de gain moins attrayants (cotes moins élevés pour les outsiders, rendements des *Put* sur indices plus faibles). De même, les profils de gain des parieurs et investisseurs seront également influencés par l'existence de coûts de transaction. Plus les *bookmakers* (*market-makers*) auront des difficultés à gérer leurs risques et moins ils offriront de prix agressifs. Par conséquent, ces deux hypothèses communes à nos deux domaines d'investigation, à savoir les préférences des agents économiques (espérance, variance et skewness) et les coûts de transaction étaient en concurrence pour expliquer l'inefficience informationnelle au sens faible.

Dans le chapitre 4, à l'aide d'un vaste échantillon de données, extrait des matchs de tennis professionnel masculin, nous avons mené nos propres investigations. Nous nous sommes appuyés sur le système des cotes fermes et avons confirmé la présence du *FLB*, plus précisément, nous avons montré que les gains nets espérés des parieurs étaient corrélés positivement aux probabilités implicites de réalisation d'une alternative, et qu'il existait la possibilité de mettre en place des stratégies systématiques permettant de dégager des profits significativement positifs. Puis, nous avons essayé de vérifier les deux hypothèses identifiées précédemment permettaient d'expliquer le *FLB*. Au vue de nos résultats, il apparaît que la

marge implicite des *bookmakers* a un impact significatif sur le gain net espéré des parieurs et peut accroître le *FLB* dans la mesure où les bookmakers tendent à prendre plus de marge sur les cotes des outsiders plutôt que sur celles des favoris. Concernant les préférences des parieurs, nous avons démontré que ces dernières ne sont pas différentes de celles des investisseurs sur les marchés boursiers car, quelle que soit la situation analysée, les parieurs restent averses au risque. Plus précisément, relativement à leur distribution de probabilités subjectives, les parieurs peuvent rester averses au risque et parier sur des alternatives associées à une espérance objective de gain négative en raison de leur préférence pour le skewness, c'est-à-dire les gains extrêmes. Nous avons également confirmé que les préférences des parieurs n'étaient pas monotones dans la mesure où ces derniers sont d'autant plus averses au risque que les cotes sont faibles (probabilités implicites de plus en plus élevées) et apprécient d'autant plus les gains extrêmes que les cotes sont élevées (probabilités implicites de plus en plus faibles). En se basant sur les conclusions de la littérature, selon lesquelles, l'aversion au risque des agents économiques dépend en partie de la fraction de leur richesse engagée, nous en avons déduit que des sommes nettement plus importantes devraient être misées sur les cotes faibles, ce qui est conforme aux observations réalisées sur les marchés boursiers où les montants les plus importants sont échangés sur le marchés des obligations d'état les moins risquées (p. 34). Cela implique également que les parieurs qui choisissent de miser une infime partie de leur richesse (aversion au risque faible), sont nettement plus sensibles au skewness que les parieurs misant une proportion importante de leur patrimoine (aversion au risque élevée). Par ailleurs, étant donné que la mise standard d'un parieur est faible et se situe à un niveau très inférieur aux investissements réalisés sur les marchés boursiers, nous pouvons également en déduire que les parieurs sont en moyenne moins averses au risque que les investisseurs. Le fait que, dans certaines situations, les parieurs soient amenés à être plus sensibles au skewness qu'à la variance peut permettre d'expliquer plusieurs anomalies recensées sur les marchés boursiers notamment le fait que les investisseurs ayant des préférences très marquées pour les gains extrêmes sont amenés à détenir des portefeuilles mal diversifiés. Enfin, même si nos observations vont à l'encontre de la forme faible de l'efficience informationnelle, elles ne remettent pas en cause la rationalité des parieurs. En effet, ces derniers utilisent l'ensemble de l'information disponible de manière à maximiser leur utilité. Ici, nous avons noté que la fonction objectif des parieurs dépendait certes de la variance mais également du skewness, ce qui explique en partie les anomalies recensées dans la littérature. Par ailleurs, le fait que ces soit disant anomalies persistent depuis plus de 50 ans ne peut être assimilé à une persistance de l'irrationalité des parieurs dans la

mesure où ces derniers auraient largement eu le temps de les corriger. Par conséquent, il est impératif que le skewness soit pris en compte comme une composante centrale des préférences des agents économiques. Cette analyse détaillée des préférences des individus nous a permis de montrer que les liens entre le marché des paris sportifs et les marchés boursiers sont d'autant plus étroits qu'il existe des similitudes dans le comportement des parieurs et investisseurs.

Enfin, dans le chapitre 5, nous nous sommes intéressés à la forme forte de l'efficience informationnelle et plus précisément à l'analyse de la fourchette en tant qu'indicateur des délits d'initiés. Pour cela, nous avons exploité le parallèle qui existait entre le marché des actions et Betfair, identifié au chapitre 2, et avons noté une similitude du comportement de la fourchette sur les marchés financiers et dans l'univers des paris sportifs. Dans le cadre du favori présumé, dès que le match commence, la fourchette affichée et effective cotées est élevée dans la mesure où il n'existe pas de fort consensus sur le déroulement du match, ensuite, elle se resserre légèrement avant de s'élargir progressivement au fur et à mesure que l'issue du match ne fait presque plus de doutes. Transposé aux marchés boursiers, on comprend mieux le *smile effect* quotidien de la fourchette : en début de journée, le consensus est incertain, les opérateurs convergent sur le prix au fur et à mesure que les échanges augmentent avant qu'au contraire, l'ensemble des échanges importants ayant été traités, la fourchette s'élargit à nouveau en fin de séance puisque ne restent en carnet que les ordres des opérateurs ayant des points de vue réellement divergents sur le prix du titre. En second lieu et c'est là la réponse à notre question initiale, le comportement de la fourchette dans l'univers des paris sportifs en cas de fraude est assez similaire aux observations faites sur les marchés boursiers en cas de délits d'initiés. L'utilisation de la fourchette comme indicateur de l'existence d'un délit d'initié s'en voit renforcée. Sur les marchés financiers, il est donc important que cet outil soit plus systématiquement employé par les autorités de marché dans la recherche de signes de délits d'initiés.

Ainsi, le marché des paris sportifs apparait comme un cadre d'observations simplifié particulièrement intéressant dans la mesure où il nous a permis d'infirmer ou confirmer plusieurs résultats mis en exergue dans le cadre des marchés boursiers et faisant jusqu'ici l'objet de controverses. Le développement progressif de ce marché à l'échelon mondial constitue une réelle opportunité pour les chercheurs dans la mesure où il permet d'appréhender plus facilement le comportement des agents économiques et offre une source d'informations quasi-inépuisable sur des sujets divers et variés comme le sport, la politique ou encore l'économie.