

L'anomalie du Super Bowl



Christophe Morel

CDC Ixis Asset Management

Université de Paris-Dauphine (CEREG)

I Introduction

Certains réactions sur les marchés financiers peuvent n'avoir aucun lien avec les fondamentaux et les conditions de l'activité économique. Les anticipations peuvent tenir de la prophétie autoréalisatrice et les investisseurs engranger des profits qui ne reflètent pas nécessairement les perspectives économiques. Un exemple régulièrement cité est celui du Super Bowl Stock Market Predictor (SBSMP). Aux États-Unis, les résultats du Super Bowl ont, pour certains investisseurs, une valeur prédictive. Le Super Bowl est l'événement sportif annuel aux États-Unis qui oppose en finale ⁽¹⁾ les premiers des deux ligues de football américain (la National Football Conference NFC et l'American Football Conference AFC). La presse économique et les publications spécialisées (Stovall le premier en 1989 dans le Financial World) ont souvent fait allusion à une troublante correspondance. En effet, on a curieusement remarqué que lorsqu'une équipe de la NFC gagnait la finale, le marché américain des actions enregistrait le plus souvent une hausse dans l'année ; en revanche, la victoire d'une équipe de l'AFC était corrélée avec une baisse de l'indice de marché US.

Krueger et Kennedy (1990) ont examiné cette curieuse corrélation d'un point de vue académique. Sur la période 1967-1988, lorsqu'une équipe de la NFC a remporté le Super Bowl, l'indice S&P500 par exemple a augmenté en moyenne de 15,24 % ; en revanche, lorsqu'une équipe de l'AFC a gagné, l'indice a baissé de 10,93 % en moyenne. Or, ces moyennes sont apparues statistiquement significatives, ce qui plaide en faveur de cette anomalie. Ensuite, ces auteurs ont testé la capacité prédictive du facteur Super Bowl sur l'indice

de marché : au regard du test de Henriksson et Merton (1981), ils ont refusé l'hypothèse nulle de « non capacité prédictive ». Par ailleurs, cette anomalie semble persistante au sens de Reaganum (1981), dans la mesure où la capacité prédictive est restée relativement constante sur toute la période d'observation. Plus encore, ils ont montré qu'une stratégie d'investissement active ayant exploitée sur la période 1967-1988 cette anomalie, aurait surperformé le benchmark (en l'occurrence l'indice S&P500) malgré les frais de transaction. Krueger et Kennedy (1990) ont proposé deux explications à cette anomalie : soit la corrélation relève du simple hasard ; soit ce phénomène persiste parce qu'un nombre suffisant d'investisseurs croient en la capacité prédictive du Super Bowl Stock Market Predictor. Pour étayer ce dernier raisonnement, les deux auteurs ont étudié le comportement de l'indice au lendemain du match : la rentabilité de l'indice, après une victoire d'une équipe de la NFC, excède significativement de 58 à 94 points de base la rentabilité de l'indice après une victoire d'une équipe appartenant à l'AFC.

Il nous est apparu intéressant, quelques années après l'étude de Krueger et Kennedy (1990), de faire le point sur cette « anomalie ».

II Réexamen de l'anomalie du SBSMP

Le tableau 1 retrace les résultats de l'épreuve depuis le début de son existence à savoir 1967.

Dans respectivement vingt trois et vingt deux cas, sur les trente quatre observations dont on dispose, l'issue du match est effectivement corrélée avec le comportement de l'indice Dow Jones Industrials (DJI) et du S&P500. Si on choisit de retenir, à l'instar de Krueger et Kennedy (1990), la nomenclature NFC/AFC qui prévalait avant certains changements intervenus en 1970 ⁽²⁾, vingt huit observations sur trente quatre sont corrélées avec la variation du Dow Jones,

Les conclusions n'engagent que leur auteur et ne reflètent pas l'opinion de CDC Ixis AM. Par ailleurs, l'auteur remercie J. Hamon de lui avoir suggéré l'opportunité de cette étude.

Tableau 1. Les résultats du Super Bowl depuis 1967

Date	Équipe vainqueur	Ligue	Équipe vaincue	Ligue	Score	Rentabilité du DJI sur l'année	Rentabilité du DJI le jour ouvré suivant
15/01/1967	Green Bay Packers	NFC	Kansas City Chiefs	AFC	35-10	15,20 %	- 0,23 %
14/01/1968	Green Bay Packers	NFC	Oakland Raiders	AFC	33-14	4,27 %	- 0,69 %
12/01/1969	New York Jets	AFC	Baltimore Colts	NFC	16-7	- 15,19 %	- 0,26 %
11/01/1970	Kansas City Chiefs	AFC	Minnesota Vikings	NFC	23-7	4,82 %	- 0,95 %
17/01/1971	Baltimore Ravens	AFC	Dallas Cowboys	NFC	16-13	6,11 %	0,25 %
16/01/1972	Dallas Cowboys	NFC	Miami Dolphins	AFC	24-3	14,58 %	0,49 %
14/01/1973	Miami Dolphins	AFC	Washington Redskins	NFC	14-7	- 16,58 %	- 1,32 %
13/01/1974	Miami Dolphins	AFC	Minnesota Vikings	NFC	24-7	- 27,57 %	- 0,15 %
12/01/1975	Pittsburgh Steelers	AFC	Minnesota Vikings	NFC	16-6	38,32 %	- 0,70 %
18/01/1976	Pittsburgh Steelers	AFC	Dallas Cowboys	NFC	21-17	17,86 %	1,52 %
09/01/1977	Oakland Raiders	AFC	Minnesota Vikings	NFC	32-14	- 17,27 %	0,38 %
15/01/1978	Dallas Cowboys	NFC	Denver Broncos	AFC	27-10	- 3,15 %	- 0,51 %
21/01/1979	Pittsburgh Steelers	AFC	Dallas Cowboys	NFC	35-31	4,19 %	0,12 %
20/01/1980	Pittsburgh Steelers	AFC	Los Angeles Rams	NFC	31-19	14,93 %	0,65 %
25/01/1981	Oakland Raiders	AFC	Philadelphia Eagles	NFC	27-10	- 9,23 %	- 0,14 %
24/01/1982	San Francisco 49ers	NFC	Cincinnati Bengals	AFC	26-21	19,60 %	- 0,27 %
30/01/1983	Washington Redskins	NFC	Miami Dolphins	AFC	27-17	20,27 %	1,03 %
22/01/1984	Los Angeles Raiders	AFC	Washington Redskins	NFC	38-9	- 3,74 %	- 1,16 %
20/01/1985	San Francisco 49ers	NFC	Miami Dolphins	AFC	38-16	27,66 %	2,77 %
26/01/1986	Chicago Bears	NFC	New England Patriots	AFC	46-10	22,58 %	0,50 %
25/01/1987	New York Giants	NFC	Denver Broncos	AFC	39-20	2,26 %	0,27 %
31/01/1988	Washington Redskins	NFC	Denver Broncos	AFC	42-10	11,85 %	- 0,69 %
22/01/1989	San Francisco 49ers	NFC	Cincinnati Bengals	AFC	20-16	26,96 %	- 0,76 %
28/01/1990	San Francisco 49ers	NFC	Denver Broncos	AFC	55-10	- 4,34 %	- 0,23 %
27/01/1991	New York Giants	NFC	Buffalo Bills	AFC	20-19	20,32 %	- 0,19 %
26/01/1992	Washington Redskins	NFC	Buffalo Bills	AFC	37-24	4,18 %	0,24 %
31/01/1993	Dallas Cowboys	NFC	Buffalo Bills	AFC	52-17	13,72 %	0,67 %
30/01/1994	Dallas Cowboys	NFC	Buffalo Bills	AFC	30-13	2,14 %	0,83 %
29/01/1995	San Francisco 49ers	NFC	San Diego Chargers	AFC	49-26	33,45 %	- 0,67 %
28/01/1996	Dallas Cowboys	NFC	Pittsburgh Steelers	AFC	27-17	26,01 %	0,63 %
26/01/1997	Green Bay Packers	NFC	New England Patriots	AFC	35-21	22,64 %	- 0,53 %
25/01/1998	Denver Broncos	AFC	Green Bay Packers	NFC	31-24	16,10 %	0,16 %
31/01/1999	Denver Broncos	AFC	Atlanta Falcons	NFC	34-19	25,22 %	- 0,14 %
30/01/2000	St. Louis Rams	NFC	Tennessee Titans	AFC	23-16	- 6,18 %	1,88 %

tandis que vingt sept le sont avec la variation du S&P500. En d'autres termes, retenir la composition des ligues avant 1970, permet d'ajouter cinq observations en faveur de l'anomalie, et ceci, quel que soit l'indice retenu. C'est pourquoi, les tests qui suivent seront effectués sur la base des deux nomenclatures, celle d'avant et celle d'après 1970.

Tests de comparaison

À l'instar de Krueger et Kennedy (1990), on distingue dans un premier temps les années correspondant à une victoire d'une équipe de la NFC de celles correspondant à une victoire de l'AFC. Ensuite, on calcule pour ces deux sous-groupes la

variation en moyenne des indices DJI et S&P500 sur l'année et pour le jour ouvré suivant. Comme convenu, nous effectuons les tests à partir de la nomenclature avant 1970 et celle après 1970.

Si on retient la nomenclature des ligues avant la fusion intervenue en 1970, les indices DJI et S&P500 ont augmenté en moyenne de 14,2 % et 14,6 % après une victoire de la NFC, alors qu'ils ont baissé respectivement de 4,8 % et 3,6 % après une victoire de l'AFC. La variation des indices est également symétrique le lundi ouvré suivant la finale : en moyenne, les indices ont augmenté de 0,30 % pour les deux indices après une victoire d'une équipe appartenant à la NFC, mais ils ont baissé entre 0,40 % et 0,53 % après une victoire de l'AFC. Si on retient la composition des ligues en vigueur depuis 1970, les ordres de grandeur sont à peu près les mêmes pour le sous-groupe « victoire d'une équipe de la NFC » ; en revanche, les indices de marché ont en moyenne augmenté les années correspondant à une victoire de l'AFC. Nous avons effectué un test de comparaison à zéro pour conclure sur la significativité de ces moyennes. En pratique, on

calculé la statistique $\frac{\hat{\mu}_i}{\frac{\hat{\sigma}_i}{\sqrt{n_i}}}$ (où $\hat{\mu}_i$ est la variation moyenne

de l'indice après une victoire de l'équipe i , $\hat{\sigma}_i$ l'écart-type de la variation et n_i le nombre de victoires remportées par l'équipe i) que l'on compare, compte tenu du faible nombre d'observations, à une statistique de Student. Ainsi, quelle que soit la nomenclature, une hausse sur l'année des indices serait associée à une victoire de la NFC ; en revanche, une victoire de l'AFC ne serait pas en moyenne corrélée avec une baisse de l'indice. Par ailleurs, quels que soient la nomenclature et l'indice, il n'y aurait pas de corrélation pour le lundi ouvré suivant entre une victoire de la NFC et la hausse de l'indice, et une victoire de l'AFC avec une baisse de l'indice (sauf pour la nomenclature utilisée par Krueger et Kennedy).

Tableau 2. Variations des indices DJI et S&P500 en fonction de la ligue gagnante – Nomenclature avant 1970

	NFC	T-stat	AFC	T-stat
DJI de l'année	14,22 % (11,93 %)	5,33*	- 4,83 % (17,22 %)	1,05
DJI du lundi ouvré suivant	0,26 % (0,89 %)	1,31	- 0,40 % (0,60 %)	2,49*
S&P500 de l'année	14,55 % (12,05 %)	5,40*	- 3,56 % (17,76 %)	0,75
S&P du lundi ouvré suivant	0,28 % (0,83 %)	1,51	- 0,53 % (0,42 %)	4,72*

* : significatif au risque d'erreur de 5 % (le t-tab vaut 2,086 pour « NFC » et 2,145 pour « AFC »). En parenthèses, figure l'écart-type de l'estimation.

Cependant, on peut quand même se demander si la différence des moyennes empiriques est significative, c'est-à-dire si une victoire de la NFC n'indiquerait pas une rentabilité supérieure à celle qu'on observe lorsqu'une équipe AFC a gagné la finale, que cette rentabilité soit positive ou négative. Pour cela, on a recours au test de la différence de deux

moyennes (dont la statistique de test est $\frac{\hat{\mu}_{NFC} - \hat{\mu}_{AFC}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{NFC}^2}{n_{NFC}} + \frac{\hat{\sigma}_{AFC}^2}{n_{AFC}}}}$).

Tableau 3. Variations des indices DJI et S&P500 en fonction de la ligue gagnante – Nomenclature après 1970

	NFC	T-stat	AFC	T-stat
DJI de l'année	13,70 % (11,81 %)	5,80*	2,71 % (18,70 %)	0,43
DJI du lundi ouvré suivant	0,23 % (0,92 %)	1,25	- 0,13 % (0,75 %)	0,52
S&P500 de l'année	13,21 % (12,55 %)	5,26*	4,82 % (18,82 %)	0,77
S&P du lundi ouvré suivant	0,23 % (0,87 %)	1,32	- 0,16 % (0,71 %)	0,68

* : significatif au risque d'erreur de 5 % (le t-tab vaut 2,060 pour « NFC » et 2,262 pour « AFC »). En parenthèses, figure l'écart-type de l'estimation.

Si on reprend la composition des ligues retenue par Krueger et Kennedy (1990), on peut s'attendre, après une victoire d'une équipe de la NFC, à une rentabilité significativement supérieure pour l'année boursière et le jour ouvré suivant. Ainsi, on est amené à tempérer la conclusion de Krueger et Kennedy (1990) : si on ne peut associer une victoire d'une équipe de la NFC (resp. AFC) à une hausse (resp. baisse) des indices de marché, on peut néanmoins s'attendre, en moyenne, à une rentabilité supérieure si une équipe de la NFC l'emporte sur une équipe de l'AFC. En d'autres termes, la réaction asymétrique des indices à l'issue du Super Bowl serait seulement liée au hasard, mais la différence de réaction serait significative. Notons que ce résultat disparaîtrait si on retient la nomenclature après 1970.

Le test d'égalité repose toutefois sur l'hypothèse de normalité des rentabilités, dont il est difficile de s'affranchir. C'est pourquoi, nous avons eu recours au test de Wilcoxon qui permet de valider ou d'infirmer avec un certain risque d'erreur, l'hypothèse d'identité des distributions de deux populations. Ce test, fondé sur la comparaison des rangs des individus appartenant à deux échantillons, a l'avantage une fois les observations regroupées dans un échantillon unique, d'être plus robuste que le test de comparaison de deux moyennes, et ceci pour deux raisons : en premier lieu, parce que les rentabilités extrêmes, qui peuvent biaiser les conclusions statistiques, ne comptent que pour leur rang et non pour leur valeur ; en second lieu, parce que ce test est non paramétrique et ne requiert pas l'hypothèse de normalité des rentabilités qui n'est pas usuellement vérifiée. En revanche, ce test est peu précis. Il apparaît que le test de Wilcoxon confirme les conclusions précédentes des tests d'égalité.

Tableau 4. Tests d'égalité et de Wilcoxon – Nomenclature avant 1970

	Test de la différence de 2 moyennes	Wilcoxon
DJI de l'année	3,58*	1
DJI du lundi ouvré suivant	2,58*	1
S&P500 de l'année	3,32*	1
S&P500 du lundi ouvré suivant	3,73*	1

* : significatif au risque d'erreur de 5 % (le t-tab vaut 2,032). Test = 1 : la probabilité est de 95 % que la distribution des rentabilités lorsqu'une équipe de la NFC emporte le Super Bowl, soit différente de celle correspondant à une victoire de l'AFC.

Tableau 5. Tests d'égalité et de Wilcoxon – Nomenclature après 1970

	Test de la différence de 2 moyennes	Wilcoxon
DJI de l'année	1,65	0
DJI du lundi ouvré suivant	1,11	0
S&P500 de l'année	1,24	0
S&P500 du lundi ouvré suivant	1,35	0

* : significatif au risque d'erreur de 5 % (le t-tab vaut 2,032). Test = 1 : la probabilité est de 95 % que la distribution des rentabilités lorsqu'une équipe de la NFC emporte le Super Bowl, soit différente de celle correspondant à une victoire de l'AFC.

Tests économétriques

On complète l'analyse par deux tests économétriques afin de vérifier si le facteur « issue du Super Bowl » permet d'expliquer soit les variations de l'indice de marché, soit la probabilité de hausse (ou de baisse) de l'indice.

Soit SB_t la variable qualitative qui correspond à l'issue de la finale du Super Bowl, et en particulier la ligue à laquelle appartient l'équipe vainqueur :

$$SB_t = \begin{cases} 1 & \text{si l'équipe gagnante appartient à la NFC} \\ 0 & \text{si l'équipe gagnante appartient à l'AFC} \end{cases}$$

En premier lieu, la variable expliquée peut être tout simplement la variation de l'indice $I(R_{I_t})$ sur l'année ou le jour ouvré suivant la finale. Dans ce cas, il s'agit simplement d'estimer par les moindres carrés ordinaires le modèle suivant :

$$R_{I_t} = a + bSB_t + \xi_t$$

En second lieu, on peut recourir à un modèle dichotomique avec I_t la variable expliquée, en l'occurrence le sens de la variation de l'indice R_{I_t} . Cette variable est qualitative et peut prendre deux valeurs possibles, 1 si l'indice de marché a augmenté, 0 si l'a baissé :

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } R_{I_t} > 0 \text{ avec une probabilité } p_t \\ 0 & \text{si } R_{I_t} \leq 0 \text{ avec une probabilité } 1 - p_t \end{cases}$$

$$t = 1967, \dots, 2000$$

On s'intéresse donc à la probabilité de réalisation de l'événement :

$$E(I_t) = p_t \Rightarrow I_t = p_t + \varepsilon_t$$

où ε_t correspond à un terme aléatoire.

On modélise ensuite la probabilité de hausse de l'indice en fonction de l'événement « issue de la finale » :

$$E(I_t/SB) = F[\alpha SB_t] = p_t$$

$$\Leftrightarrow I_t/SB = F[\alpha SB_t] + \varepsilon_t$$

Il reste à donner une forme à $F[\]$. Assez naturellement, F correspond à une fonction de répartition (dont les valeurs possibles sont, par définition, comprises entre 0 et 1). En l'absence d'un a priori théorique sur la forme de cette fonction de répartition, on teste les deux formes usuelles probit et logit.

Modèle probit :

$$I_t/SB = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\alpha SB} e^{-\frac{1}{2} t^2} dt + \varepsilon_t$$

Modèle logit :

$$I_t/SB = \frac{1}{1 + e^{-\alpha' SB}} \varepsilon'_t$$

On a recours à un estimateur du maximum de vraisemblance. Il faut rappeler que la valeur numérique du coefficient n'a aucune signification. Seuls son signe et sa significativité ont un sens. Le test du coefficient est un test classique de Student approximé par une loi normale centrée réduite.

Selon nos estimations probit et logit, et ceci quels que soient la nomenclature (avant et après 1970) et l'indice (DJI ou S&P500), la victoire d'une équipe appartenant à la National Football Conference révélerait plus probablement une hausse du marché américain dans l'année à venir, tandis qu'une victoire d'une équipe appartenant à l'American Football Conference correspondrait plus favorablement à une baisse de l'indice. Dans les deux modèles, il y a 24 observations pour lesquelles la probabilité de réalisation de l'événement est supérieure à 0,5. De la même façon, le facteur « issue du match » permettrait d'expliquer les variations de l'indice de marché. S'agissant de l'impact sur le jour ouvré suivant, l'issue de la finale ne permettrait pas d'expliquer le sens de la variation (hausse ou baisse de l'indice), mais il permettrait d'expliquer son ampleur. Ces résultats corroborent finalement les tests précédents.

Tableau 6. Tests économétriques – Nomenclature avant 70

	Sur l'année	Sur le lundi ouvré suivant
Sur le DJI		
Probit	1,17* (0,32)	0,15 (0,25)
Logit	1,99* (0,61)	0,24 (0,40)
MCO	0,19* (0,05)	0,007** (0,003)
Sur le S&P500		
Probit	1,17* (0,32)	0,15 (0,25)
Logit	1,99* (0,61)	0,08 (0,40)
MCO	0,18* (0,05)	0,008* (0,003)

* : significatif au risque d'erreur de 5 %. ** : significatif au risque d'erreur de 90 %. En parenthèses, figure l'écart-type de l'estimation.

Tableau 7. Tests économétriques – Nomenclature après 70

	Sur l'année	Sur le lundi ouvré suivant
Sur le DJI		
Probit	1,04* (0,34)	0,07 (0,29)
Logit	1,73* (0,63)	0,10 (0,46)
MCO	0,11* (0,05)	0,003 (0,003)
Sur le S&P500		
Probit	1,04* (0,34)	- 0,12 (0,28)
Logit	1,73* (0,63)	- 0,20 (0,45)
MCO	0,08** (0,05)	- 0,004 (0,003)

* : significatif au risque d'erreur de 5 %. ** : significatif au risque d'erreur de 90 %. En parenthèses, figure l'écart-type de l'estimation.

III Simulations

Bien évidemment, l'issue du match n'a aucune influence économique. Les corrélations que nous avons étudiées, ou plus précisément la significativité de leur signe, n'impliquent pas une causalité ; elles ne sont que des corrélations. En particulier, la corrélation entre la hausse de l'indice de marché sur l'année et une victoire de la NFC peut simplement provenir du fait que les équipes de la NFC sont structurellement meilleures que les équipes de l'AFC, et que dans le même temps, la bourse est le plus souvent haussière sur l'année (hypothèse de biais à la hausse du marché et de la victoire de la NFC). Par ailleurs, on peut encore attribuer au hasard la significativité de la relation compte-tenu de l'insuffisance des trente quatre observations pour obtenir des conditions asymptotiques (les modèles à variables qualitatives exigent au moins cinquante observations).

En effet, effectuer des tests sur un faible nombre d'observations peut aboutir à des conclusions biaisées parce qu'on ne peut pas directement exploiter les tables statistiques. Une solution à ce problème d'échantillonnage consiste à recourir à la simulation pour reconstruire la « vraie » distribution empirique. Appliquées par exemple au test d'indépendance du χ^2 , les simulations permettent d'obtenir une nouvelle distribution qui servira de référence ; ensuite, on compare la statistique du χ^2 de notre échantillon (i.e. avec les résultats obtenus sur le Dow Jones et l'issue du Super Bowl) à une nouvelle valeur seuil valable pour un échantillon composé de seulement trente quatre observations. L'analyse de Monte-Carlo permet ainsi de conclure valablement si les deux caractères « Rentabilité annuelle du Dow Jones » et « Issue du Super Bowl » sont statistiquement indépendants, tout en contournant le problème d'insuffisance d'observations. En pratique, nous avons simulé, via 5 000 tirages aléatoires avec remise, les probabilités de hausse du DJ et de victoire d'une équipe de la NFC. Ensuite, nous avons testé la significativité de la statistique χ^2 de notre échantillon en la comparant à la statistique obtenue par les simulations. Plus exactement, le pourcentage de statistiques supérieures pour les échantillons simulés à la statistique de l'échantillon « original » nous donne un seuil de significativité (p-value).

L'application stricte du test du χ^2 conduit à rejeter l'hypothèse d'indépendance entre les « caractères » Dow Jones et Super Bowl au seuil de 7 %. En d'autres termes, l'hypothèse selon laquelle l'issue du Super Bowl et les rentabilités du DJI

sont liés semble à première vue plausible. Toutefois, sur la base de nos simulations, la p-value s'établit à 57,5 %, ce qui signifie que dans 57,5 % des cas, le « hasard » nous donne un résultat supérieur à « l'original ». En d'autres termes, ces simulations suggèrent qu'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance. Ainsi, une analyse statistique fondée sur un test usuel du χ^2 semble conduire à « trop » favoriser l'hypothèse de dépendance en raison du faible nombre d'observations qui rend le test peu puissant. En d'autres termes, la conclusion statistique initiale peut apparaître comme un artefact.

IV Conclusion

Dans un premier temps, les tests statistiques nous ont permis de conclure qu'en moyenne une victoire d'une équipe de la NFC (resp. AFC) serait associée à une hausse (resp. baisse) des indices boursiers sur l'année. Cependant, nous nuancions ces résultats, et in fine les conclusions de Krueger et Kennedy (1990), à trois égards :

- ces conclusions statistiques disparaissent si on retient la nouvelle nomenclature des ligues de football américain ;
- lorsqu'ils valident les conclusions de Krueger et Kennedy, ces résultats sont probablement dus à la faiblesse de l'échantillon qui conduit à « trop » favoriser l'hypothèse H_1 ;
- cette anomalie a pu exister, mais elle n'a pas persisté parce que l'ensemble d'informations brassé par les marchés a tendance à augmenter, ce qui réduit l'impact marginal d'une information.

En tout état de cause, bien que cet événement soit sans lien avec les fondamentaux, une relation aurait pu être observée le jour ouvré et s'expliquer tout à fait « rationnellement » : dès lors qu'il existe des investisseurs pour adapter leur comportement à ce résultat, il se peut bien que leurs ordres d'achat ou de vente liés au résultat de la finale ne provoquent pas, mais participent à la hausse ou à la baisse des cours le jour ouvré suivant ; si un nombre suffisant d'investisseurs se met à agir de la sorte, la hausse des cours et les anticipations deviennent auto-réalisatrices. En d'autres termes, dès qu'on a observé cette fausse « anomalie » de la relation (issue du match/rentabilité sur l'année), qu'elle est connue et que des agents pensent que d'autres agents réagiront à l'information « issue du match », il est possible d'adapter rationnellement son comportement le jour ouvré suivant. Force est de constater qu'un nombre insuffisant d'agents utilisent cette « information ».

(1) Le match a traditionnellement lieu un dimanche, fin janvier.

(2) Avant 1970, les équipes de Baltimore Ravens et Pittsburgh Steelers appartenaient à la ligue AFC.

Bibliographies

[1] Henriksson R. et R. Merton, 1981, On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, *Journal of Business*, 54, 513-533.
[2] Krueger T. et W. Kennedy, 1990, An Examination of the Super Bowl Stock Market Predictor, *The Journal of Finance*, 45, 691-697.

[3] Reinganum M., 1981, Abnormal Returns in Small Firms Portfolios, *Financial Analysts Journal*, 37, 52-56.
[4] Stovall R., 1989, The Super Bowl Predictor, *Financial World*, 158, 72.