

Etude des effets de l'introduction d'options sur le marché des actions sous-jacentes: Examen empirique sur la SOFFEX

1. Introduction

Le but de cet article est d'étudier et de quantifier les effets de l'introduction d'options sur action sur plusieurs caractéristiques du marché des actions suisses entre 1988 et 1996.

La croissance exponentielle[1] qu'ont connue les marchés organisés d'options depuis leur création s'explique en grande partie par la standardisation des contrats, par un accès facilité à l'information sur les produits proposés et par la mise en place d'un système de transactions électronique simplifiant les opérations. Ces marchés répondent de manière efficace, à la fois, à des besoins de couverture et de spéculation (afin de profiter de l'effet de levier). Le succès rencontré par les options sur les marchés américains depuis 1973 et plus récemment sur les marchés européens a amené les organismes de contrôle des activités boursières à s'intéresser aux effets du négoce d'options sur les marchés sous-jacents. Les reproches traditionnel-

lement adressés aux produits dérivés portent principalement sur (1) leurs effets déstabilisateurs sur les variables sous-jacentes, tels que les taux de change, les taux d'intérêt ou tout autre support, (2) l'augmentation du risque systémique des marchés financiers dans leur ensemble, (3) et sur l'absence de réglementation qui laisse une liberté d'action illimitée aux opérateurs.

Cette étude est organisée de la manière suivante: la prochaine section sera consacrée à une présentation des principales études empiriques afin d'exposer différentes méthodologies ainsi que les résultats traditionnels rencontrés sur les marchés américains et européens. Dans une troisième section, nous présenterons les données utilisées dans la partie empirique. La méthodologie et les résultats de cette étude seront présentés dans une quatrième section. L'impact de l'introduction d'options sera étudié sur quatre caractéristiques du marché des actions. Le premier effet étudié sera celui du prix des actions sous-jacentes en menant une étude d'événement sur les rendements des actions autour de la date d'introduction des options. Nous examinerons, dans une seconde partie, l'effet de l'introduction d'options sur la volatilité des titres primaires. Par la suite, nous examinerons si des modifications significatives ont été observées en matière de volumes de transactions des titres sous-jacents. Le quatrième point d'analyse sera le problème informationnel. Ce

* Je tiens à remercier pour leurs nombreux commentaires Nicole Beiner, Dusan Isakov, Jean Lefoll, Henri Loubergé, les deux arbitres Thomas Stucki et Walter Wasserfallen, ainsi que les participants à la Conférence 1997 de l'Association Française de Finance (AFFI). Christophe Pérignon, Département d'Economie Politique, Université de Genève, Uni Mail, 102 bd. Carl Vogt 1211 Genève 4 Suisse, Tél 022 - 705 82 69, E-mail: Christophe.Perignon@ecop.unige.ch.

dernier sera traité en appliquant le modèle de AMIHUD et MENDELSON (1987) au marché des actions suisses. Ce modèle permet, en décomposant la variance des rendements des actions en trois composantes, d'estimer un coefficient d'ajustement des prix aux informations. Nous tenterons de tester la constance de ce coefficient autour de la date d'introduction des options. Une ultime section résumera et conclura.

2. Revue de la littérature empirique

De nombreuses études empiriques ont été menées afin d'examiner les répercussions économiques de l'introduction d'options sur action sur les marchés sous-jacents. Elles ont principalement analysé l'effet sur le niveau de risque des titres primaires. La majorité d'entre elles a conclu que l'introduction d'options a semblé ne pas avoir d'effet sur le risque systématique (bêta) alors que le risque total avait tendance à diminuer. La première étude à traiter ce problème fut le rapport NATHAN (1974) commandité par le *Chicago Board Options Exchange* (CBOE). Malgré le faible recul et la pénurie d'options traitées (16 titres), les auteurs ont pu identifier une baisse statistiquement significative de la volatilité des actions sous-jacentes. Cette conclusion a été ultérieurement confirmée par les études de CONRAD (1989) et de SKINNER (1989) basées sur des échantillons quasi-exhaustifs en matière d'émission permettant d'obtenir des résultats robustes du point de vue statistique. L'échantillon de CONRAD regroupait toutes les introductions d'options sur le CBOE et l'*American Option Exchange* (AOE) entre 1973 et 1980, alors que l'échantillon de Skinner portant sur le CBOE et l'*American Stock Exchange* (ASE) couvrait la période 1973–1985. Ces résultats ont été également confirmés par les études de MA et RAO (1988), BANSAL, PRUITT et WEI (1989), DETEMPLE et JORION (1990), et DAMODARAN et LIM (1991). Les résultats du marché britannique, étudié par WATT, YADAV et DRAPER

(1992), ont coïncidé avec les résultats traditionnels des études américaines. En revanche, ni l'examen du marché norvégien, par GJERDE et SAETTEM (1995), ni celui du marché canadien, par CHAMBERLAIN, CHEUNG et KWAN (1993) n'ont permis de déceler de modifications significatives de la volatilité des actions suite à l'introduction d'options.

La plupart des études consultées s'est également intéressée à l'évolution du prix des titres sous-jacents autour de la date d'introduction. Ce type d'analyse consiste à relever le signe et l'ampleur des rendements anormaux sur cette même période. Le rendement anormal, ou excédentaire, est défini comme étant la différence entre le rendement brut observé et un rendement théorique déterminé, par exemple, à l'aide d'un modèle de marché (cf. partie 4.1). La grande majorité de ces études a enregistré des rendements anormaux cumulés positifs sur la période suivant l'introduction d'options.

Deux études ont déjà été consacrées aux effets de l'introduction d'options sur le marché suisse: STUCKI et WASSERFALLEN (1994) et BRUAND et GIBSON-ASNER (1995). Ces deux études se sont basées sur les 11 premières options introduites à la SOFFEX le 19 mai 1988. La première de ces études a relevé que le portefeuille équilibré des 11 actions a enregistré un rendement excédentaire de 2.08% sur une période d'observation – ou fenêtre – de 10 cours autour de la date d'introduction. Une baisse moyenne de la volatilité des actions de 31% a en outre été identifiée sur une fenêtre de 200 cours. Dans un second temps, les auteurs ont tenté d'identifier quel titre voyait son prix intégrer le plus rapidement les nouvelles informations; quel était le titre *leader*. Les prix des actions et des options se sont évidemment révélés positivement corrélés mais les actions semblaient réagir plus promptement aux nouvelles informations. La différence de réaction a été évaluée par STUCKI et WASSERFALLEN à environ 10 minutes. L'effet de l'expiration des options a également été examiné mais aucun effet significatif n'a pu être identifié.

L'étude de BRUAND et GIBSON-ASNER est une étude de grande envergure dans la mesure où l'analyse porte sur l'effet de l'introduction à la SOFFEX d'options sur action, d'options sur indice et de futures. L'étude classique des effets directs sur les titres sous-jacents (groupe 1) a été étendue aux effets indirects affectant les actions de grandes firmes (groupe 2) et de petites firmes (groupe 3) ne portant pas d'option. Les effets directs enregistrés pour les actions du groupe 1 sont comparables à ceux relevés par STUCKI et WASSERFALLEN. L'introduction d'options sur action a entraîné une baisse significative de la variance des rendements des actions des groupes 1 et 2. L'effet croisé sur les titres de faibles capitalisation est ambigu. L'étude de la distribution des rendements a également porté sur les moments supérieurs à l'ordre deux, l'asymétrie et la kurtosis, ainsi que sur l'évolution de la variance au cours du temps. BRUAND et GIBSON-ASNER ont réexaminé le problème des titres meneurs et des titres suiveurs. A la différence de l'étude précédente, les auteurs sont arrivés à la conclusion que les prix des actions réagissaient avec un certain retard par rapport aux prix des options sur le marché suisse. Les produits dérivés semblent être caractérisés par une plus grande vélocité d'intégration de l'information. Un filtre a été mis au point pour tenter d'exploiter le retard systématique du prix des titres primaires. Cependant, en tenant compte des coûts de transaction, cette stratégie de filtre n'a laissé aucun profit anormal par rapport à une simple stratégie de *buy-and-hold*.

Notre approche diffère des deux études susmentionnées dans les buts qu'elle s'assigne, dans l'échantillon pris en considération ainsi que dans la méthodologie mise en place. En effet, l'impact de l'introduction d'options sur les niveaux de risque des actions n'ayant été étudié que pour les 11 premières introductions d'options à la SOFFEX en mai 1988, nous nous proposons d'étendre cette méthodologie aux émissions plus récentes. Notre échantillon comprend toutes les actions sur lesquelles ont été émises des options à la SOFFEX

entre 1988 et 1996. Il totalise 26 titres. Le problème de l'information est traité dans notre étude de manière alternative dans la mesure où nous ne cherchons pas à déterminer quel titre réagit le plus rapidement aux nouvelles informations comme ce fut le cas dans les deux études helvétiques. Nous étudions, pour notre part, si l'introduction d'options a eu un impact sur la vitesse d'ajustement des prix aux informations en utilisant un modèle de décomposition de la variance. En outre, notre étude aborde un sujet d'analyse qui n'a encore, à notre connaissance, jamais été étudié sur le marché suisse, l'impact des options sur les volumes de transactions des actions sous-jacents. Outre l'étude des effets de l'introduction d'options sur les rendements anormaux et la variance, plusieurs études empiriques ont étudié l'impact sur les volumes de transactions des titres sous-jacents, ainsi que sur la vitesse d'ajustement des prix des actions aux informations. SKINNER (1989) fut l'un des premiers à relever une hausse significative des volumes de transactions des titres portant options sur le marché américain entre 1973 et 1986. L'accroissement est resté significatif même après avoir ajusté les volumes par ceux du marché dans son ensemble. BANSAL, PRUITT et WEI (1989) ont observé sur la période 1973-1986 une diminution progressive de l'effet au cours du temps. Les résultats de DAMODARAN et LIM (1991) ont été plus nuancés sur la période 1973-1983 car la hausse n'a pu être détectée que pour les volumes bruts. Sur le marché canadien, CHAMBERLAIN, CHEUNG et KWAN (1993) ont enregistré une hausse des volumes, bruts et ajustés. Cependant, l'hypothèse de constance des volumes n'a pu être rejetée aux seuils de confiance habituels.

Afin de tester si l'introduction d'options a eu un effet sur la vitesse d'ajustement des prix des actions aux nouvelles informations, plusieurs auteurs ont appliqué le modèle d'AMIHUUD et MENDELSON (1987). Ce modèle, présenté au point 4.4, permet en distinguant entre le prix et la valeur d'un titre d'estimer un coefficient d'ajustement des prix pour chaque titre. La valeur de ce coeffi-

cient pouvant être comparée entre les périodes pré et post-introduction. La première étude à appliquer empiriquement ce modèle fut celle de DAMODARAN et LIM (1991) sur le marché américain. Ces derniers arrivèrent à la conclusion que, globalement, la vitesse d'ajustement des prix s'était accrue de manière significative entre 1973 et 1983. Cette hausse pouvant être imputée partiellement à une collecte d'informations plus efficace de la part des investisseurs. Plusieurs études ont ultérieurement répliqué cette méthodologie sur des marchés européens. Les résultats de WATT, YADAV et DRAPER (1992) ont montré clairement que sur le marché britannique l'introduction d'options avait eu comme conséquence d'améliorer l'ajustement des prix des actions: la vitesse d'intégration de l'information dans les prix a augmenté pour les titres caractérisés par un ajustement partiel des prix aux informations et a diminué pour les titres caractérisés par un sur-ajustement des prix aux informations. L'étude du marché norvégien, par GJERDE et SAETTEM (1995) n'a, en revanche, pas permis d'identifier une variation de la vitesse d'ajustement suite à l'introduction d'options.

3. Présentation des données

L'échantillon de cette étude est constitué de l'ensemble des 26 actions, ou bons, sur lesquels une option a été émise à la SOFFEX entre mai 1988 et novembre 1996. La SOFFEX, la *Swiss Options and Financial Futures Exchange*, est une bourse électronique organisée où sont négociés des contrats standardisés sur action, sur indice, sur obligation de la Confédération et sur *future*. Il existe une vingtaine de banques ou d'institutions financières agissant comme teneur de marché officiel. Le nombre d'options sur action disponibles à la SOFFEX – quinze en 1997 – demeure faible comparé aux marchés organisés américains, britanniques ou encore français. Le marché suisse des options n'a en outre pas encore la maturité des principaux marchés d'options anglo-saxons: la

Tableau 1: Présentation de l'échantillon

Titres sous-jacents*	Dates de l'introduction
groupe 1: 1988	
BPS, <i>ps</i>	19.05.88
Ciba-Geigy, <i>p</i>	"
Crédit Suisse, <i>p</i>	"
Jacobs Suchard, <i>p</i>	"
Nestlé, <i>p</i>	"
Roche, <i>bj</i>	"
Sandoz, <i>bp</i>	"
SBS, <i>p</i>	"
Réassurance, <i>bp</i>	"
UBS, <i>p</i>	"
Zurich Ass., <i>p</i>	"
BBC Brown Boveri, <i>p</i>	17.10.88
groupe 2: 1989–1992	
Alusuisse, <i>p</i>	19.05.89
BBC Brown Boveri, <i>n</i>	24.06.91
SBS, <i>n</i>	"
UBS, <i>n</i>	"
Ciba-Geigy, <i>n</i>	20.01.92
SMH, <i>n</i>	24.08.92
groupe 3: 1993–1996	
Alusuisse-Lonza, <i>n</i>	18.01.93
Nestlé, <i>n</i>	08.06.93
Zurich Assurance, <i>n</i>	16.07.93
Réassurance, <i>n</i>	02.12.93
Sandoz, <i>n</i>	24.01.94
Winterthur Ass., <i>n</i>	19.09.94
Crédit Suisse, <i>n</i>	19.06.95
Holderbank, <i>p</i>	"

* Signification des abréviations:

(*ps*) signifie part sociale

(*p*) action au porteur

(*bj*) bon de jouissance

(*bp*) bon de participation

première introduction d'options sur action sur une bourse organisée remonte à mai 1988 en Suisse[2] et à avril 1973 aux USA. De plus, certains titres du *Swiss Market Index* (SMI), l'indice des plus grandes capitalisations boursières helvétiques, n'ont pas encore d'option à la SOFFEX (Electrowatt, Bâloise, Sulzer, Surveillance, et EMS-Chemie).

Pour chaque titre, nous relevons les 300 cours de clôture quotidiens entourant la date d'introduction de l'option, (-150;+150). Le tableau 1 fournit la date d'introduction de chaque option. Le nombre de cours a été volontairement limité à 300 pour que la période de référence des premières émissions de mai 1988 ne chevauche pas la période de forte volatilité rencontrée pendant le krach de 1987. Afin d'éliminer l'effet-prix associé à l'introduction d'options, les 10 cours entourant la date d'introduction seront éliminés de notre échantillon. Cet effet-prix, déjà identifié dans les études helvétiques[3] pour les 11 premières introductions d'options, demeure présent dans notre échantillon de 26 titres (cf. partie 4.1). Pour chaque titre, les tests seront menés sur trois types de fenêtre, 90, 190 et 290 cours, afin de séparer les effets immédiats des effets de plus long terme. Notre échantillon est divisé en trois groupes afin d'étudier les modifications des effets identifiés au cours du temps. Le premier groupe comprend les émissions survenues en 1988 (12 titres), les groupes 2 et 3 regroupent les options introduites respectivement pendant les périodes 1989-1992 (6 titres) et 1993-1996 (8 titres). Nous pourrions ainsi vérifier si les conclusions établies pour les premières introductions restent valables pour les émissions ultérieures à 1988. La valeur de l'indice de marché *Swiss Performance Index* (SPI), un indice d'actions suisses contenant près de 400 actions cotées en Suisse, sera utilisé sur toute la période pour standardiser la variance des titres et ainsi exclure tout effet affectant le marché dans son ensemble. Les volumes de transactions quotidiens des titres porteurs ont été relevés sur une fenêtre également de 300 cours autour de la date d'introduction de l'option. Les valeurs quotidiennes du prix des titres, de l'indice, ainsi que les volumes de transactions ont été fournies par la base de données *Datastream*. Tous les prix relevés ont été ajustés préalablement aux *splits* et aux paiements de dividendes.

4. Etude empirique sur le marché des actions suisses

4.1. Effet sur le prix des titres sous-jacents

Afin de détecter des changements systématiques sur les prix des actions, nous allons mener une étude d'événement. Pour chaque titre de l'échantillon, nous estimons les paramètres d'un modèle de marché sur deux périodes de 140 observations chacune, (-150;-11) et (+11;+150). Nous recourons à deux fenêtres d'estimation afin de parer à toute variation de niveau de risque suite à l'introduction d'options. L'application de la méthode des moindres carrés ordinaires présuppose que le terme d'erreur est nul en espérance, homoscédastique et non corrélé avec les rendements du marché. La valeur des paramètres du modèle de marché estimés sur les deux périodes, α_{ik} et β_{ik} , sont utilisées pour déterminer les rendements anormaux de chaque titre, qui ne sont autres que les résidus du modèle de marché [4].

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_{ik} - \hat{\beta}_{ik} \cdot R_{mt} \quad (1)$$

avec $t \in [-10;+10]$, $k = 1$ si $t \in [-10;0]$, et $k = 2$ si $t \in]0;+10]$. Il ne faut pas s'attendre à obtenir des signaux clairs pour chacune des firmes étudiées mais nous devrions, en revanche, obtenir ce type d'évolution pour la moyenne des rendements anormaux des 26 titres étudiés. Les rendements anormaux cumulés, *Cumulative Abnormal Returns* (CAR), sont enfin obtenus en additionnant un à un les rendements anormaux moyens.

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{26} \sum_{i=1}^{26} AR_{it} \quad (2)$$

$$CAR_\tau = \sum_{t=-10}^{\tau} \overline{AR}_t \quad (3)$$

Les rendements anormaux cumulés calculés autour des dates d'introduction d'options sur une période de 4 semaines, (-10;+10), sont reportés

Tableau 2: Evolution des rendements anormaux et des rendements anormaux cumulés (en %)

Cours	Rendement Anormal (AR)	t-statistique t(.)	Rendement Anormal Cumulé (CAR)	% de titres ayant un AR positif
-10	-0.236	-0.88	-0.236	38.7
-9	-0.106	-0.40	-0.343	53.8
-8	-0.169	-0.63	-0.511	42.3
-7	0.255	0.96	-0.255	50.0
-6	-0.358	-1.34	-0.614	30.8
-5	-0.060	-0.22	-0.673	42.3
-4	-0.257	-0.96	-0.930	34.6
-3	0.299	1.12	-0.632	57.7
-2	0.275	1.03	-0.357	61.5
-1	0.166	0.62	-0.191	38.7
0	0.263	0.98	0.072	53.8
+1	0.109	0.41	0.181	42.3
+2	-0.073	-0.27	0.108	61.5
+3	0.651*	2.43	0.760	76.9
+4	-0.113	-0.42	0.647	46.2
+5	0.040	0.15	0.686	53.8
+6	0.071	0.26	0.757	34.6
+7	0.036	0.13	0.792	46.2
+8	0.146	0.55	0.939	57.5
+9	-0.159	-0.59	0.780	30.8
+10	0.632*	2.36	1.410	73.1

* significatif au seuil de 5 %

dans le tableau 2 et sont représentés graphiquement dans la figure 1. Les résultats obtenus sont en accord avec les études américaines et helvétiques traitant de l'effet-prix. Nous constatons, en effet, qu'en moyenne les rendements anormaux cumulés (CAR) des actions portant options ont connu une augmentation significative de 2.08% en seulement trois semaines (-5;+10). Rappelons que STUCKI et WASERFALLEN (1994) avaient enregistré, pour les 11 premières introductions à la SOFFEX, un rendement anormal cumulé de 2.08% sur une période de 11 jours. L'étude de BRUAND et GIBSON (1995) reportait, pour sa part, un rendement anormal de 2.6% (2.2%) sur une fenêtre de 12 (6) jours. La prise en compte des options introduites après 1988 n'a donc pas affecté les conclusions traditionnelles en matière de rendements anormaux.

Sur la période d'observation (-3;+10), seuls trois rendements anormaux sur quatorze sont négatifs,

et aucun des trois n'est significativement différent de zéro. L'introduction d'options apparaît donc clairement comme un événement positif pour les détenteurs d'actions sous-jacentes. Si cet effet était communément admis par les opérateurs financiers, nous devrions assister à une hausse des prix dès l'annonce de l'introduction d'une nouvelle option. Ce phénomène, appelé effet d'annonce, a été identifié par DETEMPLE et SELDEN (1990) sur le marché américain. La figure 1 montre que, dans notre cas, la hausse des rendements anormaux cumulés débute avant la date d'introduction de l'option. Ceci laisse supposer qu'il existe effectivement un effet d'anticipation, de l'ordre de 1%[5], sur le marché suisse. Cependant, cette hausse ne doit pas être assimilée à un effet d'annonce dans la mesure où celui-ci, s'il existe, aurait lieu dès l'annonce de l'introduction. Cet effet devrait être formellement testé

en relevant les dates précises d'annonce d'introduction d'options dans la presse spécialisée et en appliquant à nouveau une étude d'événement classique autour de cette date. Contrairement à DETEMPLE et JORION (1990), nous ne détectons aucun effet significatif propre au jour exact de l'introduction, appelé *listing day effect*.

Les tests statistiques présentés dans le tableau 2 nous ont permis dans deux cas de rejeter l'hypothèse de nullité des rendements anormaux au seuil de 5%. A ces deux dates, environ 75% des firmes enregistrent un rendement anormal positif. De plus, les résultats des tests auraient pu être encore plus clairs si notre méthodologie n'avait pas systématiquement sous-estimé les rendements anormaux moyens. En effet, l'indice de marché SPI qui nous a permis de déterminer les rendements anormaux, étant constitué principale-

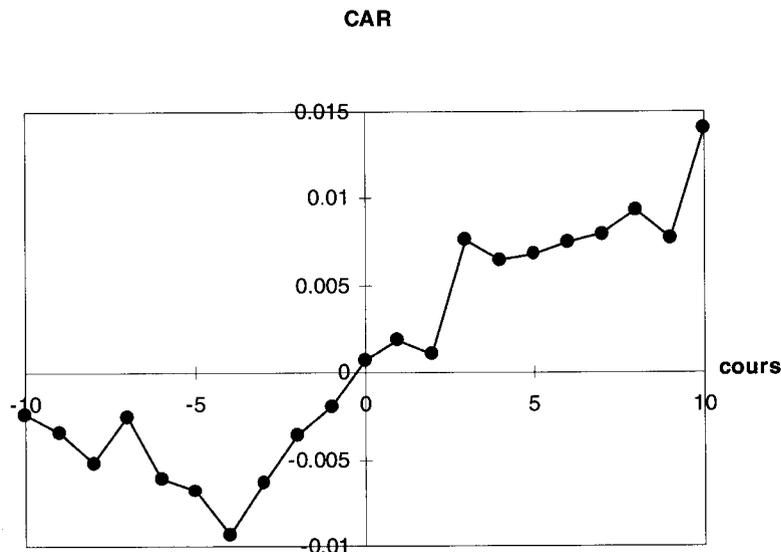
Tableau 3: Test de nullité des rendements anormaux cumulés

Ce tableau regroupe les rendements anormaux cumulés (CAR) en % pour différentes fenêtres. Les CAR sont obtenus en additionnant les moyennes des rendements anormaux (AR) des 26 titres formant notre échantillon. L'hypothèse de nullité du CAR sur chaque fenêtre est testée en calculant la statistique de Student, $t = \text{CAR} / \sigma(\text{CAR})$ avec $\sigma(\text{CAR}) = \sigma(\text{AR})\sqrt{n}$.

Fenêtre	CAR	Ecart-Type	t-statistique
(-3;0)	1.003	0.00535	1.87
(-2;+3)	1.391*	0.00655	2.12
(-3;+3)	1.690*	0.00708	2.39
(-5;+5)	1.300	0.00888	1.46
(-5;+10)	2.083*	0.01070	1.95
(-10;+10)	1.410	0.01226	1.15

* significatif au seuil de 10 %

Figure 1: Evolution des rendements anormaux cumulés (CAR)



ment de titres portant options, est positivement affecté par l'introduction d'options[6]. Un deuxième type de test de significativité de l'effet-prix porte sur les rendements anormaux cumulés (CAR), la somme des rendements anormaux moyens. L'hypothèse de nullité est testée sur plusieurs fenêtres s'échelonnant entre 4 observations pour (-3;0) et 21 observations pour (-10;10). Les résultats, reportés dans le tableau 3, nous montrent que les rendements anormaux cumulés ont été de 1.41% sur toute la période d'observation. Cependant, en réduisant la fenêtre prise en considération, l'effet-prix enregistré est supérieur: 2.08% sur (-5;10) et 1.69% sur (-3;3). En outre, sur ces fenêtres, l'hypothèse de nullité des CAR peut être rejetée au seuil de significativité de 10%.

4.2. Effet sur la volatilité des titres sous-jacents

Volatilité brute

Nous allons tenter, dans cette partie, de détecter un changement significatif dans la volatilité des actions suite à l'introduction d'options. La volatilité des rendements quotidiens des titres primaires est mesurée par la variance des rendements. Deux valeurs de la variance sont calculées ici. La première porte sur la période pré-introduction et la seconde sur la période post-introduction. Afin de déterminer si un changement de variance est perceptible, nous retranchons la volatilité post-introduction de la volatilité pré-introduction. Notre problème se ramène donc à déterminer si cette différence est significativement différente de zéro. Dans ce but, deux types de tests sont appliqués: le test de BARTLETT et le test de WILCOXON. Le test de BARTLETT, bien qu'étant à la base un test de détection d'hétéroscédasticité, a déjà été utilisé pour une telle problématique par BRUAND et GIBSON (1995). L'hypothèse testée ici est celle de variance homogène sur les deux périodes. Pour chaque titre, nous calculons la variance des rendements sur les deux périodes prises en consi-

dération. Nous calculons dans un second temps une statistique S :

$$S = \frac{N \cdot \log \left[\frac{1}{2} (s_1^2 + s_2^2) \right] - \frac{1}{2} N \cdot [\log s_1^2 + \log s_2^2]}{1 + (1/N)} \quad (4)$$

avec N , le nombre total d'observations disponibles, s_1 et s_2 , l'écart-type respectivement avant et après l'introduction d'options. En faisant l'hypothèse de normalité et d'indépendance entre les distributions, il est possible de montrer que S est distribué selon une loi du chi-carré avec un degré de liberté. Le deuxième test est le test de rangs de WILCOXON. Ce dernier étant de type non-paramétrique, il ne requiert pas l'hypothèse de normalité des rendements. Ce test nous permet de tester l'hypothèse nulle stipulant qu'il n'existe aucune différence entre la volatilité avant et après l'introduction d'options pour les n titres pris dans leur ensemble. Il s'agit donc d'un test global, portant sur l'ensemble de l'échantillon à la différence du test de BARTLETT qui porte sur chaque titre pris individuellement. Les résultats des tests sont reportés dans le tableau 4.

Les résultats obtenus avec les fenêtres (-100;100) et (-150;150) sont comparables car dans les deux cas, plus de 80% des titres voient leur variance diminuer de manière significative. L'hypothèse de nullité de la différence entre les variances pré et post-introduction est fréquemment rejetée au seuil de 1%. Sur la fenêtre (-150;150), 16 diminutions de variance sont déclarées significativement différentes de zéro par le test de BARTLETT alors que seulement deux hausses le sont. Le test de WILCOXON confirme l'analyse au niveau individuel en rejetant pour les deux plus grandes fenêtres l'hypothèse nulle. Les résultats vont dans le même sens pour la fenêtre (-50;50) mais ne permettent pas des conclusions aussi tranchées. En effet, bien qu'une majorité de titres individuels voit leur variance diminuer de façon significative du point de vue statistique, l'hypothèse de variance constante ne peut en aucun cas être rejetée

Tableau 4: Impact de l'introduction d'options sur la volatilité des titres sous-jacents

Titres	Variance [-50;-5]	Variance [5;50]	Test de Bartlett	Variance [-100;-5]	Variance [5;100]	Test de Bartlett
BPS, <i>ps</i>	2.49E-04	8.72E-05	(↓) 11.70**	2.18E-04	6.35E-05	(↓) 33.80**
Ciba, <i>p</i>	3.53E-04	1.67E-04	(↓) 6.12*	4.14E-04	1.13E-04	(↓) 37.47**
CS, <i>p</i>	2.46E-04	1.04E-04	(↓) 8.03**	2.50E-04	1.02E-04	(↓) 18.48**
Jacobs, <i>p</i>	2.95E-04	8.98E-05	(↓) 14.90**	2.21E-04	6.86E-05	(↓) 30.57**
Nestlé, <i>p</i>	1.21E-04	9.55E-05	(↓) 0.63	1.78E-04	7.85E-05	(↓) 15.51**
Roche, <i>bj</i>	3.23E-04	1.23E-04	(↓) 9.95**	3.27E-04	8.19E-05	(↓) 41.97**
Sandoz, <i>bp</i>	3.24E-04	1.61E-04	(↓) 5.37*	3.85E-04	1.28E-04	(↓) 27.40**
SBS, <i>p</i>	2.08E-04	1.13E-04	(↓) 4.08*	2.26E-04	9.81E-05	(↓) 15.95**
Ré, <i>b</i>	1.97E-04	1.51E-04	(↓) 0.78	3.01E-04	1.30E-04	(↓) 16.11**
UBS, <i>p</i>	1.39E-04	1.16E-04	(↓) 0.38	2.05E-04	1.13E-04	(↓) 8.28**
Zurich, <i>p</i>	3.00E-04	1.08E-04	(↓) 11.25**	3.74E-04	1.11E-04	(↓) 32.95**
BBC, <i>p</i>	2.21E-04	1.70E-04	(↓) 0.79	2.57E-04	1.18E-04	(↓) 13.90**
Alu, <i>p</i>	1.45E-04	1.84E-04	(↑) 0.64	1.50E-04	2.05E-04	(↑) 2.33
BBC, <i>n</i>	1.13E-04	2.10E-04	(↑) 4.19*	2.57E-04	1.59E-04	(↓) 5.33*
SBS, <i>n</i>	6.97E-05	1.85E-04	(↑) 10.21**	1.31E-04	1.13E-04	(↓) 0.50
UBS, <i>n</i>	8.93E-05	3.29E-04	(↑) 17.69**	1.66E-04	2.12E-04	(↑) 1.42
Ciba, <i>n</i>	1.53E-04	5.38E-05	(↓) 11.68**	1.07E-04	6.26E-05	(↓) 6.79**
SMH, <i>n</i>	5.34E-04	2.85E-04	(↓) 4.32*	5.27E-04	2.53E-04	(↓) 12.42**
Alu, <i>n</i>	2.61E-04	2.75E-04	(↑) 0.03	3.62E-04	1.79E-04	(↓) 11.51**
Nestlé, <i>n</i>	9.16E-05	1.34E-04	(↑) 1.57	1.21E-04	1.05E-04	(↓) 0.48
Zurich, <i>n</i>	7.70E-05	7.11E-05	(↓) 0.07	8.11E-04	7.17E-05	(↓) 0.36
Ré, <i>n</i>	2.17E-04	1.90E-04	(↓) 0.21	2.22E-04	3.03E-04	(↑) 2.24
Sandoz, <i>n</i>	6.81E-05	1.28E-04	(↑) 4.31*	1.32E-04	1.02E-04	(↓) 1.62
Win, <i>n</i>	1.77E-04	2.72E-04	(↑) 2.04	2.59E-04	1.76E-04	(↓) 3.50
CS, <i>n</i>	1.09E-04	1.53E-04	(↑) 1.31	1.30E-04	1.29E-04	(↓) 0.01
Holder, <i>p</i>	6.63E-05	9.51E-05	(↑) 1.44	1.51E-04	1.64E-04	(↑) 0.17
TEST	baisse: 62%		Wilcoxon: 114	baisse: 85%**		Wilcoxon: 30

au niveau global. Il apparaît donc clairement que le niveau de volatilité diminue suite à l'introduction d'options mais cet effet met un certain temps pour devenir statistiquement significatif[7]. Ce résultat est d'ailleurs comparable aux conclusions de la majorité des études américaines et européennes.

Cependant, les résultats présentés dans le tableau 4 – où les titres sont classés par ordre chronologique d'introduction d'options – nous incitent à approfondir l'analyse. En effet, les baisses les plus significatives de la variance ont eu lieu principalement lors des premières introductions. De ce fait, nous pouvons nous interroger sur la persistance au cours du temps du phénomène que nous

avons identifié au niveau agrégé. Pour vérifier cette stationnarité, nous allons refaire les mêmes types de tests sur les titres regroupés en 3 groupes en fonction de la date d'émission de l'option. Un résumé des résultats est proposé dans le tableau 5. Cette analyse désagrégée (3 groupes) nous permet de mettre en lumière des divergences masquées lors de l'analyse globale (26 titres) qui a précédé. En effet, les résultats très caractéristiques du groupe 1 ne se retrouvent pas dans les autres groupes. L'hypothèse d'homogénéité de la variance est rejetée sans aucune équivoque pour le groupe 1 alors qu'elle ne peut l'être pour les autres groupes et ce, quelle que soit la fenêtre

Titres	Variance [-150;-5]	Variance [5;150]	Test de Bartlett
BPS, <i>ps</i>	3.12E-04	7.05E-05	(↓) 73.53**
Ciba, <i>p</i>	7.12E-04	2.07E-04	(↓) 51.85**
CS, <i>p</i>	4.43E-04	1.01E-04	(↓) 72.64**
Jacobs, <i>p</i>	6.62E-04	1.20E-04	(↓) 94.97**
Nestlé, <i>p</i>	3.60E-04	4.76E-04	(↑) 2.82
Roche, <i>bj</i>	7.65E-04	8.59E-05	(↓) 146.34**
Sandoz, <i>bp</i>	7.86E-04	2.93E-04	(↓) 33.76**
SBS, <i>p</i>	3.77E-04	1.36E-04	(↓) 36.24**
Ré, <i>b</i>	1.13E-03	3.22E-04	(↓) 53.45**
UBS, <i>p</i>	3.03E-04	1.22E-04	(↓) 28.80**
Zurich, <i>p</i>	7.73E-04	4.15E-04	(↓) 13.71**
BBC, <i>p</i>	2.76E-04	1.36E-04	(↓) 17.83**
Alu, <i>p</i>	1.72E-04	3.57E-04	(↑) 18.97**
BBC, <i>n</i>	2.93E-04	2.46E-04	(↓) 1.12
SBS, <i>n</i>	1.64E-04	1.17E-04	(↓) 4.19*
UBS, <i>n</i>	2.33E-04	1.87E-04	(↓) 1.70
Ciba, <i>n</i>	2.06E-04	9.39E-05	(↓) 21.84**
SMH, <i>n</i>	3.81E-04	2.79E-04	(↓) 3.45
Alu, <i>n</i>	3.69E-04	1.86E-04	(↓) 16.56**
Nestlé, <i>n</i>	1.31E-04	9.24E-05	(↓) 4.43*
Zurich, <i>n</i>	7.73E-05	7.91E-05	(↑) 0.02
Ré, <i>n</i>	1.72E-04	2.90E-04	(↑) 9.80**
Sandoz, <i>n</i>	1.26E-04	9.69E-05	(↓) 2.50
Win, <i>n</i>	2.59E-04	1.39E-04	(↓) 13.80**
CS, <i>n</i>	1.21E-04	1.17E-04	(↓) 0.03
Holder, <i>p</i>	1.42E-04	1.57E-04	(↑) 0.40
TEST	baisse: 81%**		Wilcoxon: 44

d'observation. Pour les groupes 2 et 3, sur la fenêtre (-50;50), la majorité des titres portant option ont vu leur volatilité augmenter après l'émission d'options. Sur cette fenêtre, l'hypothèse nulle peut même être rejetée au seuil de 5% pour le groupe 3.

Il apparaît dans cette analyse par groupe, que la baisse de la volatilité enregistrée lors des 12 premières introductions (groupe 1) ne se retrouve que partiellement dans les introductions ultérieures et rarement de façon significative. De ce fait, les conclusions établies au niveau agrégé doivent être nuancées. Les premières introductions d'options à la SOFFEX ont eu un impact impor-

tant sur le risque total des titres sous-jacents car elles ont profondément modifié l'univers d'investissement. L'effet marginal des émissions ultérieures a semblé s'estomper. Cette dissipation de l'effet au cours du temps a été détectée sur le marché américain par DETEMPLE et JORION (1990). Cependant, ce phénomène peut s'expliquer sur le marché suisse par les éléments suivants: Au moment de l'introduction des options des groupes 2 et 3, des options OTC ainsi que des warrants basés sur le même sous-jacent étaient déjà négociés en bourse. En outre, l'introduction de certaines options (Nestlé n, Zurich n) résultait de changement dans la structure du capital des compagnies et ne donnait pas lieu à la création de nouveaux produits dérivés.

La volatilité standardisée

Il est envisageable qu'un changement de volatilité observé autour de la date d'introduction de l'option soit dû à un changement simultané de la variance du marché. Afin de supprimer les effets

Tableau 5: Effet de l'introduction d'options sur la volatilité: analyse par groupe

	% baisse	Wilcoxon
groupe 1:		
[-50;50]	100%**	0
[-100;100]	100%**	0
[-150;150]	92%**	1
groupe 2:		
[-50;50]	33%	9
[-100;100]	67%	7
[-150;150]	83%	6
groupe 3:		
[-50;50]	25%*	4
[-100;100]	75%	9
[-150;150]	63%	10

* significatif au seuil de 5%

** significatif au seuil de 1%

communs à tous les titres, portant ou non option, nous divisons la variance de chaque titre par celle d'un indice de marché calculée sur la même période. L'indice utilisé, le *Swiss Performance Index* (SPI), regroupe près de 400 actions suisses. Nous obtenons ainsi une variance standardisée, ou déflatée, notée ci-dessous VS. Notons que le recours à

l'indice SPI introduit un biais dans la mesure où, par construction, la volatilité de l'indice et celle des sous-jacents ne sont pas indépendantes. L'hypothèse de constance du ratio VS est testée pour chaque groupe par le test de WILCOXON. Les résultats sont présentés dans le tableau 6.

Tableau 6: Effet sur la variance standardisée (VS) des actions

Titres sous-jacents	VS [-50;-5]	VS [5;50]	VS [-100;-5]	VS [5;100]	VS [-150;-5]	VS [5;150]
Groupe 1:						
BPS, <i>p</i>	2.1368	2.6518	1.5103	1.8970	0.8088	1.8839
Ciba, <i>p</i>	3.0306	5.0682	2.8725	3.3663	1.8440	5.5364
CS, <i>p</i>	2.1104	3.1540	1.7367	3.0436	1.1476	2.6995
Jacobs, <i>p</i>	2.5339	2.7298	1.5318	2.0503	1.7152	3.1950
Nestlé, <i>p</i>	1.0404	2.9031	1.2371	2.3432	0.9315	12.7139
Roche, <i>b</i>	2.7741	3.7475	2.2655	2.4474	1.9805	2.2953
Sandoz, <i>b</i>	2.7824	4.8831	2.6680	3.8117	2.0348	7.8329
SBS, <i>p</i>	1.7878	3.4395	1.5652	2.9295	0.9765	3.6222
Ré, <i>b</i>	1.6949	4.6029	2.0910	3.8964	2.9267	8.6124
UBS, <i>p</i>	1.1930	3.5114	1.4196	3.3671	0.7859	3.2699
Zurich, <i>p</i>	2.5784	3.2688	2.5973	3.3162	2.0017	11.0965
BBC, <i>p</i>	6.4463	3.8740	7.6061	2.8997	4.5878	4.3103
Test de Wilcoxon (W)	baisse: 8%*	W: 11	baisse: 8%*	W: 12	baisse: 8%**	W: 1
Groupe 2:						
Alu, <i>p</i>	9.2245	7.2011	5.6097	5.3154	5.3798	2.9101
BBC, <i>n</i>	3.5809	1.1335	4.3277	1.6159	3.2257	2.9110
SBS, <i>n</i>	2.2012	0.9968	2.2054	1.1467	1.8096	1.3839
UBS, <i>n</i>	2.8199	1.7704	2.7893	2.1441	2.5624	2.2193
Ciba, <i>n</i>	2.6934	2.4835	2.8020	2.7744	2.4896	2.6545
SMH, <i>n</i>	9.0157	3.3837	12.2536	4.5431	10.7367	5.2500
Test de Wilcoxon (W)	baisse: 100%**	W: 0	baisse: 100%**	W: 0	baisse: 100%**	W: 0
Groupe 3:						
Alu, <i>n</i>	7.9933	5.8799	6.5814	5.6598	5.8811	5.2707
Nestlé, <i>n</i>	5.4073	3.0210	3.7460	2.5908	3.8576	2.3199
Zurich, <i>n</i>	3.4788	1.5818	2.8857	1.6956	2.3664	1.7221
Ré, <i>n</i>	5.4424	3.3632	4.5720	3.9382	4.3650	3.4921
Sandoz, <i>n</i>	1.9564	1.1570	3.1909	1.1251	2.9665	1.0855
Win, <i>n</i>	2.7408	4.6593	3.1102	4.1449	3.0820	3.5619
CS, <i>n</i>	3.8755	6.5572	3.7518	3.9321	3.6021	3.3909
Holder, <i>p</i>	2.3659	4.0709	4.3378	5.0216	4.2316	4.5557
Test de Wilcoxon (W)	baisse: 63%	W: 14	baisse: 63%	W: 9	baisse: 75%	W: 5

La première constatation que nous pouvons faire concerne la différence entre la volatilité des titres sous-jacents pris individuellement et celle de l'indice de marché. La variance des titres se révèle évidemment plus élevée que celle du marché pour des raisons de diversification. En appliquant le test de WILCOXON sur l'ensemble des 26 titres, nous trouvons que 46% des titres voient leur volatilité standardisée diminuer et ce, quelle que soit la fenêtre de référence, 90, 190 ou 290 cours. Cependant, l'hypothèse de constance du ratio *VS* ne peut être rejetée par ce test. En répartissant une fois de plus notre échantillon en trois groupes en fonction des dates d'introduction des options, nous obtenons des résultats plus instructifs.

En effet, nous relevons une profonde divergence entre les résultats concernant les titres dont l'option a été introduite en 1988 (groupe 1) et les autres (groupes 2 et 3). Par exemple, sur la fenêtre (-150;150), 92% des titres du groupe 1 voient leur volatilité ajustée augmenter alors que 100% (75%) des titres du groupe 2 (groupe 3) voient la leur diminuer. Ce profil de résultats se retrouve sur les deux autres fenêtres d'observation. La raison que nous pouvons avancer pour tenter d'expliquer les résultats du groupe 1 concerne une particularité de la période précédant l'introduction des options sur les titres du groupe 1. Sur cette période, les ratios *VS* enregistrés sont relativement faibles: souvent inférieurs à deux et parfois même inférieurs à un, comme BPS, SBS et UBS sur la période (-150;-5). Notons, tout d'abord que tous les titres du groupe 1, à l'exception du titre BBC porteur, ont vu leur option introduite le 19 mai 1988. La période pré-introduction de ces titres, qui commence le 22 octobre 1987, couvre une période de forte volatilité. Sur cette période, la volatilité du marché a été particulièrement élevée car les effets de diversification n'étaient plus efficaces dans la mesure où tous les titres connaissaient un trend baissier. L'indice de marché a perdu 24.1% de sa valeur durant les trois premières semaines de la période pré-introduction et 18.5% sur la fenêtre (-150;-5). Il apparaît donc que les résultats surprenants enregistrés pour les titres du

groupe 1 peuvent s'expliquer, du moins partiellement, par une particularité historique – un krach boursier – et ne se sont pas généralisés aux émissions d'options ultérieures.

4.3 Effets sur les volumes d'échanges des titres sous-jacents

SCHWERT (1989) reporte qu'une hausse des volumes de transactions accroît la volatilité des rendements des titres. Ayant observé de façon générale une diminution de la variance des titres sous-jacents, nous allons examiner si cette dernière peut s'expliquer par une diminution des volumes échangés. Une partie des transactions opérées sur le marché des actions est transférée vers le marché des produits dérivés car ce dernier permet de mettre en place des stratégies d'investissement plus rapides et moins onéreuses en coûts de transaction. Ces arguments théoriques nous laissent supposer que les volumes échangés ont eu tendance à diminuer. Les résultats enregistrés sur le marché américain laissent cependant entendre le contraire: SKINNER (1989), BANSAL, PRUITT, WEI (1989) et DAMODARAN, LIM (1991) reportent une hausse des titres échangés. Ceci semblerait indiquer que l'introduction d'options entraîne une externalité positive sur les volumes d'échanges des titres sous-jacents.

Afin de déterminer si l'introduction d'options a affecté les volumes échangés des titres porteurs d'options sur le marché suisse, nous avons relevé les volumes de transactions des titres individuels sur une période de 300 jours autour de la date d'introduction de l'option. Seuls les titres des groupes 2 et 3 (14 titres) seront examinés dans cette partie car les volumes d'échanges des titres suisses ne sont disponibles que depuis 1989 sur la base de données *Datastream*. Puisque l'évolution du volume de transactions d'un titre individuel est positivement corrélée avec celle du marché dans son ensemble, nous divisons les volumes individuels par ceux du marché, mesurés sur la même

période. Cet ajustement permet de supprimer tout effet imputable au marché et indépendant de l'introduction d'options. Le fait que les titres sous-jacents des options SOFFEX représentent la majorité du marché, et particulièrement des volumes d'échange, introduit un biais négatif sur les volumes ajustés. L'indice de marché suisse utilisé lors de cette standardisation est l'indice *Vontobel-Datastream Market*.

Le tableau 7 présente la moyenne quotidienne des volumes de transactions pour chaque titre, le pourcentage de titres dont les volumes se sont accrus et un test de WILCOXON de constance des niveaux de transactions. Il apparaît que, suite à l'introduction d'options, les volumes d'échanges des titres sous-jacents ont eu tendance à s'accroître: 86% (64%) des titres ont vu leurs volumes bruts (ajustés) augmenter. Ce phénomène de hausse généralisée semble nous indiquer que les effets négatifs imputables à la fuite d'une partie du négoce vers les marchés de produits dérivés

sont plus que compensés par un intérêt plus marqué pour le titre sous-jacent. L'interprétation de la statistique de WILCOXON nous permet de rejeter l'hypothèse de constance des volumes bruts au seuil de confiance de 1%. En revanche, cette même hypothèse ne peut être rejetée lorsqu'elle porte sur les volumes ajustés. Cette hausse des volumes de transactions peut se produire dans le cas où l'introduction d'une option incite les opérateurs à récolter de l'information sur le titre sous-jacent. Ce flux d'informations additionnelles entraîne de nouvelles transactions sur le marché des titres sous-jacents. L'introduction d'options permet également la mise en place de stratégies d'investissement (couverture ou arbitrage) combinant titres primaires et produits dérivés, ce qui a pour effet d'accroître la demande de transactions des actions.

Le deuxième angle d'analyse porte sur l'évolution de la moyenne quotidienne calculée en coupe transversale sur 6 sous-périodes de notre échan-

Tableau 7: Effets sur les volumes de transactions individuels

	volumes bruts (en milliers)		volumes ajustés	
	[-150;0]	[0;150]	[-150;0]	[0;150]
Alu, <i>p</i>	15.24	19.57	0.096	0.118
BBC, <i>n</i>	8.07	8.08	0.041	0.044
SBS, <i>n</i>	27.86	21.81	0.140	0.120
UBS, <i>n</i>	17.37	15.99	0.087	0.088
Ciba, <i>n</i>	34.90	40.04	0.193	0.172
SMH, <i>n</i>	25.58	37.48	0.110	0.084
Alu, <i>n</i>	8.33	20.45	0.024	0.031
Nestlé, <i>n</i>	31.92	63.29	0.062	0.068
Zurich, <i>n</i>	46.96	56.20	0.075	0.053
Ré, <i>n</i>	20.20	35.05	0.024	0.028
Sandoz, <i>n</i>	33.12	45.18	0.033	0.041
Win, <i>n</i>	16.30	18.90	0.015	0.016
CS, <i>n</i>	120.94	220.17	0.095	0.103
Holder, <i>p</i>	20.04	22.18	0.016	0.010
Test de Wilcoxon (W)	hausse: 86%**	W: 9	hausse: 64%	W: 52

** significatif au seuil de 1%

Tableau 8: Effet sur les volumes de transactions moyens: décomposition de la période d'observation

	volumes moyens	variations moyennes	éc.-types variations	t statistiques	% de hausse
volumes bruts (en milliers)					
[-150;-100]	24.0109	-	-	-	-
[-100;-50]	28.5241	-	-	-	-
[-50;0]	26.6449	-	-	-	-
[0;50]	35.0607	8.4158	15.4053	0.54	75%*
[50;100]	37.2533	10.6084	9.6224	1.10	88%**
[100;150]	33.5350	6.8901	12.2305	0.56	75%*
volumes ajustés					
[-150;-100]	0.0834	-	-	-	-
[-100;-50]	0.0877	-	-	-	-
[-50;0]	0.0771	-	-	-	-
[0;50]	0.0777	0.0006	0.0303	0.02	50%
[50;100]	0.0849	0.0078	0.0207	0.38	63%
[100;150]	0.0691	-0.0080	0.0287	-0.28	50%

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

tillon de 50 jours chacune. Pour chaque sous-période, nous calculons le volume moyen des 14 titres, la variation par rapport à la période de référence (-50;0), l'écart-type de cette variation, un test de significativité de type STUDENT, ainsi que le pourcentage de titres ayant vu leurs volumes d'échanges s'accroître par rapport à la période de référence. Ces résultats sont compilés dans le tableau 8, à la fois pour les volumes bruts et pour les volumes ajustés. Nous constatons des accroissements allant jusqu'à +40% par rapport à la période de référence. Nous enregistrons également une majorité (75% et 88%) de titres devenant plus liquides. Cependant, l'ampleur des écarts-types limite les statistiques de STUDENT à des valeurs inférieures à 2 attestant d'une non-significativité des variations. Une fois l'évolution du marché prise en considération, les résultats deviennent plus nuancés. Les variations relevées alternent entre des valeurs positives et des valeurs négatives. Lorsqu'ils sont positifs, ces accroisse-

ments se limitent à +10% par rapport à la période de référence et ne sont jamais significatifs du point de vue statistique. Cette décomposition de la période d'observation nous a permis d'identifier plus clairement le phénomène observé lors de la lecture du tableau 7. En standardisant les volumes de transactions de chaque titre par ceux du marché, les effets positifs en termes de volumes semblent incomber à l'introduction d'options s'atténuent et ne sont plus significatifs du point de vue statistique.

4.4 Effets sur la vitesse d'ajustement des prix aux informations

Nous allons examiner dans cette dernière section si la vitesse d'ajustement du prix des actions a été affectée par l'introduction d'options. L'existence d'un marché d'options peut augmenter la vitesse avec laquelle l'information est incorporée dans les

prix car les investisseurs peuvent prendre des positions en options plus efficacement qu'ils ne pouvaient le faire sur le marché du cash. Les deux raisons principales sont les coûts de transaction plus faibles, ainsi que l'effet de levier associé aux produits dérivés. Afin de détecter un éventuel impact sur la vitesse d'ajustement des prix aux nouvelles informations, nous allons recourir au modèle de AMIHUD et MENDELSON (1987) dans la version utilisée empiriquement par DAMODARAN et LIM (1991) sur le marché américain. La première particularité de ce modèle réside dans la distinction entre la valeur intrinsèque d'un titre, V_t , et le prix observé, P_t . Cette distinction est justifiée par la présence d'un terme de bruit ainsi que d'un ajustement imparfait des prix aux modifications de la valeur. La formule des rendements est donc donnée par la relation (5).

$$P_t - P_{t-1} = g(V_t - P_{t-1}) + u_t \quad (5)$$

avec P_t et V_t , le logarithme du prix observé et de la valeur intrinsèque du titre au temps t et g , le coefficient d'ajustement des prix. Dans le cas d'un ajustement partiel des prix à l'information, g est inférieur à un. En revanche, dans le cas d'une sur-réaction des prix aux informations, g est supérieur à un. Le dernier terme, u_t , est un terme de bruit, nul en espérance et à variance finie. Ce terme écarte le prix observé d'un titre de sa valeur intrinsèque. Le bruit est constitué en partie par le „noise trading“ de BLACK (1973) dû par exemple à des besoins transitoires de liquidité, ou à des erreurs dans l'interprétation des informations de la part des analystes financiers. La deuxième source de bruit réside dans les mécanismes de négociation menant à la détermination du prix sur le marché comme, par exemple, l'existence d'un *bid-ask spread*. En définissant v^2 comme étant la variance du rendement de la valeur intrinsèque et σ^2 , la variance du terme de bruit, nous pouvons décomposer la variance du rendement observé en trois composantes.

$$\text{Var}(R_t) = \frac{g}{2-g} v^2 + \frac{2}{2-g} \sigma^2 \quad (6)$$

$$\text{Var}(R_t) = v^2 + \sigma^2 + \left[v^2 \left(\frac{g}{2-g} - 1 \right) + \sigma^2 \left(\frac{2}{2-g} - 1 \right) \right] \quad (7)$$

$$= \text{Var}(V_t) + \text{Var}(u_t) +$$

[ajustement imparfait des prix]

Les hypothèses à la base de cette décomposition sont au nombre de trois. Premièrement, le rendement de la valeur intrinsèque est supposé être une variable aléatoire i.i.d. suivant une marche aléatoire avec *drift*. Nous présumons, en outre, que la corrélation entre le terme d'erreur et la valeur intrinsèque est nulle afin d'alléger la formule. La troisième hypothèse stipule qu'il existe un nombre k tel que le coefficient g devienne égal à 1 après k jours. Nous nous proposons d'utiliser ce modèle afin de déterminer la valeur du coefficient g sur les périodes pré-introduction et post-introduction pour l'ensemble des titres de notre échantillon. Nous tenterons de détecter une modification de sa valeur suite à l'introduction d'options. Une modification significative du coefficient d'ajustement des prix entre les périodes pré et post-introduction implique un changement dans la capacité des prix à s'ajuster aux nouvelles informations. Afin de mesurer le coefficient g , nous allons calculer différents niveaux de variance, $\text{Var}(R_{jt})$, avec R_{jt} , le rendement de fréquence j au temps t . La relation (6) se voit adaptée à la fréquence de calcul des rendements et donne la relation (8).

$$\text{Var}(R_{j,t}) = j \cdot \frac{g_j}{2-g_j} v^2 + \frac{2}{2-g_j} \sigma^2 \quad (8)$$

Au vu de cette formule, nous constatons que la part relative de la variance du bruit, σ^2 , devient plus faible quand la fréquence de calcul des rendements augmente. En recourant à la troisième hypothèse, $g_k = 1$, nous pouvons énoncer la relation (9). Notons que dans la relation (10), la variance du bruit est estimée par l'opposé de la co-

variance sérielle des rendements. Cette dernière n'est autre que la mesure du *bid-ask spread* de ROLL (1984) car nous faisons l'hypothèse que le bruit est uniquement dû dans ce modèle aux fluctuations du prix du titre entre les cours *bid* et *ask*. La relation (11) est pour sa part obtenue résiduellement à partir des relations (9) et (10).

$$\text{Var}(R_{k,t}) = k \cdot v^2 + 2\sigma^2 \quad (9)$$

$$\sigma^2 = -\text{Cov}(R_{k,t}, R_{k,t-1}) \quad (10)$$

$$v^2 = \frac{\text{Var}(R_{k,t}) + 2\text{Cov}(R_{k,t}, R_{k,t-1})}{k} \quad (11)$$

Les équations (8), (10) et (11) nous permettent d'estimer pour chaque titre un coefficient g_j spécifique pour chaque fréquence d'observation, $j = 1, 2, \dots, 10$.

$$g_j = \frac{2 \text{Var}(R_{j,t}) + 2 \text{Cov}(R_{k,t}, R_{k,t-1})}{\text{Var}(R_{j,t}) + (j/k) [\text{Var}(R_{k,t}) + 2 \text{Cov}(R_{k,t}, R_{k,t-1})]} \quad (12)$$

Le dernier paramètre à déterminer est le facteur k . DAMODARAN et LIM (1991), ainsi que GJERDE et SAETTEM (1995), font l'hypothèse que $k = 10$. Comme la valeur du coefficient d'ajustement des prix, g_j , s'est révélée empiriquement peu sensible au choix du paramètre k , la valeur du facteur k a été choisie arbitrairement égale à 10. Les coefficients d'ajustement des prix g_j ont ainsi pu être estimés pour chaque titre en recourant à la relation (12) pour $j = 1, 2, \dots, 10$. Rappelons que par définition, le coefficient d'ajustement des prix part de la valeur 0 pour $j = 0$ et prend la valeur 1 pour $j = k = 10$. Les 26 titres ont été répartis en trois groupes en fonction de l'ampleur de l'ajustement des prix après un jour, g_1 , estimé sur la période pré-introduction. Le premier groupe

Figure 2: Effet de la présence d'options sur la vitesse d'ajustement des prix des actions

Nous avons observé empiriquement que, suite à l'introduction d'options, l'écart entre le prix du titre (P) et sa valeur (V) diminue. La trajectoire P_a , représentant un sur-ajustement du prix, et la trajectoire P_b , représentant un sous-ajustement du prix, ont tendance à se rapprocher de la nouvelle valeur du titre, V_1 . Ceci semble traduire une meilleure capacité du marché des actions à s'ajuster aux informations.

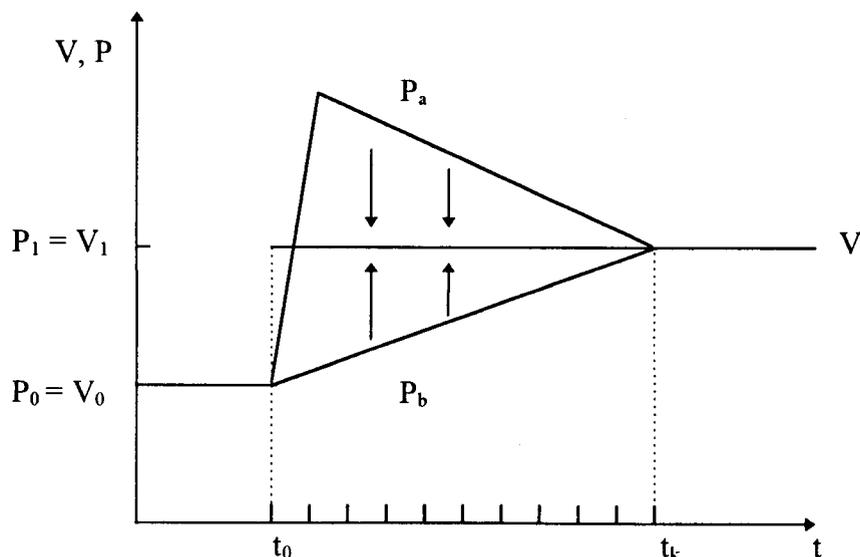


Tableau 9: Effet sur la vitesse d'ajustement des prix aux informations

Dans ce tableau, nous examinons l'évolution du coefficient d'ajustement des prix, g_j , suite à l'introduction d'options. La période d'observation porte sur 10 jours, car après 10 jours l'ajustement des prix est supposé parfait, $g_{10} = 1$. Les 26 titres sont répartis en trois groupes en fonction de l'ampleur de l'ajustement des prix après 1 jour, g_1 , estimé pour la période pré-introduction. Le premier groupe comprend 11 titres dont le coefficient g_1 est inférieur à 1, le deuxième groupe, 6 titres dont le coefficient g_1 est compris entre 1 et 2, et le troisième groupe, 9 titres dont le coefficient g_1 est supérieur à 2. Le plus grand des deux nombres est inscrit en gras.

Groupe 1: $g_1 < 1$				
	g_1	Nombre de titres dont le g a diminué	Nombre de titres dont le g a augmenté	Test de Wilcoxon
	g_1	3	8	11*
	g_2	3	8	6**
	g_3	3	8	6**
	g_4	3	8	12*
	g_5	4	7	14
	g_6	3	8	9*
	g_7	6	5	20
	g_8	5	6	18
	g_9	4	7	17
Groupe 2: $1 < g_1 < 2$				
	g_1	Nombre de titres dont le g a diminué	Nombre de titres dont le g a augmenté	Test de Wilcoxon
	g_1	4	2	5
	g_2	3	3	6
	g_3	3	3	9
	g_4	3	3	10
	g_5	2	4	10
	g_6	3	3	10
	g_7	4	2	7
	g_8	3	3	9
	g_9	1	5	6
Groupe 3: $g_1 > 2$				
	g_1	Nombre de titres dont le g a diminué	Nombre de titres dont le g a augmenté	Test de Wilcoxon
	g_1	5	4	15
	g_2	6	3	12
	g_3	5	4	14
	g_4	7	2	8*
	g_5	6	3	10
	g_6	4	5	20
	g_7	8	1	2**
	g_8	8	1	1**
	g_9	5	4	11

* significatif au seuil de 5%

** significatif au seuil de 1%

comprend les titres dont le g_1 est inférieur à un. L'ajustement du prix de ces titres, après un jour, est donc partiel. Le groupe 2 regroupe, pour sa part, les titres dont le g_1 est compris entre 1 et 2. Le troisième groupe est composé des titres dont le g_1 est supérieur à 2.

Une fois cette répartition réalisée, nous pouvons observer comment évolue le coefficient d'ajustement des prix suite à l'introduction d'options. Le tableau 9 reporte pour chacun des trois groupes considérés le nombre de titres pour lesquels le coefficient d'ajustement des prix a augmenté, respectivement diminué, après l'introduction d'options. Un test de WILCOXON a été mené afin de déterminer si l'hypothèse de constance du coefficient g_j pouvaient être rejetée aux seuils de 1 et 5%. Le tableau 9 montre clairement que la vitesse d'intégration de l'information dans les prix a eu tendance à augmenter suite à l'introduction d'options pour les titres du groupe 1. En effet, ces titres caractérisés par un ajustement partiel des prix ($g_1 < 1$) ont vu la valeur du coefficient g_j s'accroître dans 8 cas sur 9. L'hypothèse de constance du coefficient g_j a, en outre, pu être rejetée pour g_1, g_2, g_3, g_4 et g_6 . Inversement, la vitesse d'ajustement des prix a diminué pour les titres du groupe 3. La valeur des coefficients g_j a diminué pour toute la période d'observation, excepté pour $j = 6$. Cette baisse est significative du point de vue statistique pour g_4, g_7 et g_8 car l'hypothèse de constance du coefficient g_j a pu être rejetée. Aucun changement significatif n'a, en revanche, été relevé pour les titres du groupe 2. L'hypothèse de constance du coefficient g_j n'a jamais pu être rejetée et ce, quelle que soit la valeur j prise en considération. Le marché des options semble donc avoir accru la capacité du marché des actions à s'ajuster aux informations en réduisant à la fois les phénomènes d'ajustement partiel (groupe 1) et de sur-réaction importante (groupe 3). Les options ont donc eu comme effet de réduire l'influence du bruit et de faire tendre le prix du sous-jacent plus rapidement vers sa valeur fondamentale[8]. Notons que ces résultats sont en accord avec ceux de l'étude de WATT, YADAV

et DRAPER (1992) portant sur le marché britannique. Ce phénomène a été représenté graphiquement dans la figure 2.

5. Conclusion

Cette étude présente de manière empirique l'impact de l'introduction d'options sur le marché suisse des actions entre 1988 et 1996. En examinant les rendements quotidiens de 26 titres sous-jacents, nous sommes arrivés à la conclusion que l'introduction d'options a eu des effets réels sur la distribution des rendements des titres primaires. Nous avons en effet constaté une augmentation significative des rendements anormaux après la date d'introduction des options. Une diminution de la volatilité au niveau global a, en outre, pu être détectée. Une analyse par groupe nous a permis de constater que la baisse massive de la volatilité suite aux 12 premières introductions – celles du groupe 1 – ne se retrouve que partiellement dans les groupes 2 et 3 et rarement de façon significative. Les premières introductions à la SOFFEX ont eu un impact important sur la distribution des rendements des titres sous-jacents car elles ont modifié en profondeur l'univers d'investissement. L'effet semble devenir de moins en moins significatif au fur et à mesure que le marché se complète et que les opérateurs s'habituent aux nouveaux instruments financiers qui leurs sont proposés. En matière de nombre de transactions, nous avons enregistré une hausse des volumes échangés, bruts et ajustés par ceux du marché. Ce résultat, une fois mis en regard avec la baisse de la volatilité, ne semble pas compatible avec l'idée souvent avancée de relation positive entre volatilité et liquidité. Dans le dernier point d'analyse, notre attention s'est portée sur la vitesse d'ajustement des prix aux nouvelles informations. Nous avons constaté une réduction de l'ampleur des effets de sur-réaction et de sous-réaction des prix des actions. Le marché des options a donc accru l'efficacité avec laquelle les prix des titres sous-jacents s'ajustent aux informations.

En résumé, cette étude met une fois de plus en lumière les importantes interactions, souvent négligées dans les modèles d'évaluation, qui existent entre les marchés d'options et les marchés de titres sous-jacents. Nous ne remettons pas en question le rôle stabilisateur des options sur les marchés sous-jacents mais nous attirons cependant l'attention sur le fait que les effets relevés ne semblent pas stationnaires. Précisons cependant pour couper court à toute volonté de sur-réglementation des marchés de dérivés qu'aucune étude n'a, à notre connaissance, relevé un effet déstabilisateur clair des options sur le marché des titres sous-jacents et ce, quels que soient la période d'observation et le marché étudiés.

Notes

- [1] Nombre de contrats quotidiennement négociés à la SOFFEX: (Source: SOFFEX)
1992: 24'070 1993: 54'270
1994: 74'131 1995: 125'345
- [2] Notons que des options étaient disponibles avant cette date sur le marché de gré à gré (OTC). Cependant, les volumes de transactions étaient sans commune mesure avec ceux des contrats standardisés disponibles à la SOFFEX.
- [3] STUCKI et WASSERFALLEN (1994) ont identifié un rendement anormal de 2.08% sur une fenêtre de 11 cours autour de la date d'introduction. BRUAND et GIBSON ont obtenu un rendement anormal de 2.6% (2.2%) sur un fenêtre de 12 (6) cours.
- [4] Notons que les rendements anormaux auraient pu être déterminés en retranchant du rendement observé au temps t , la moyenne des rendements calculée sur la période d'estimation.
- [5] Le tableau 3 nous indique que le rendement anormal cumulé calculé entre -3 et 0 est égal à 1.003%.
- [6] Malgré ce biais, cette méthodologie a été préférée à l'approche alternative du rendement moyen, *mean adjusted model*, car ce dernier, selon BROWN et WARNER (1985), accepte encore plus fréquemment l'hypothèse de nullité des rendements anormaux.
- [7] Afin de tenir compte de la forte dépendance transversale engendrée par la simultanéité de certaines introductions, les titres introduits à une même date ont été regroupés dans un portefeuille équipondéré. Nous avons relevé une diminution significative (69%) de la variance des portefeuilles.
- [8] En choisissant une date d'événement arbitraire, différente de la date d'introduction des options, nous n'avons pu relever aucun effet significatif sur la vitesse d'ajustement des prix des actions.

Références

- AMIHUD, Y. et H. MENDELSON (1987): „Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation“, *Journal of Finance* 42, pp. 533–553.
- BANSAL, V. K., S. W. PRUITT et K. C. WEI (1989): „An Empirical Reexamination of the Impact of CBOE Option Initiation on the Volatility and Trading Volume on the Underlying Equities: 1973–1986“, *Financial Review* 24, pp. 19–29.
- BLACK F. (1986): „Noise“, *Journal of Finance* 41, pp. 529–542.
- BROWN S. J. et J. B. WARNER (1985): „Using Daily Stock Returns“, *Journal of Financial Economics* 14, pp. 3–31.
- BRUAND M. et R. GIBSON-ASNER (1995): „Options, Futures and Stock Market Interactions: Empirical Evidence from the Swiss Market“, Working Paper IGBF Number 9511.
- CHAMBERLAIN T. W., C. S. CHEUNG et C. C. Y. KWAN (1993): „Options Listing, Market Liquidity and Stock Behavior: Some Canadian Evidence“, *Journal of Business Finance & Accounting* 20, pp. 687–698.
- CONRAD J. (1989): „The Price Effect of Option Introduction“, *Journal of Finance* 44, pp. 487–498.
- DAMODARAN A. et J. LIM (1991): „The Effects of Option Listing on the Underlying Stocks' Return Process“, *Journal of Banking and Finance* 15, pp. 647–664.
- DETEMPLE J. et P. JORION (1990): „Option Listing and Stock Returns: An Empirical Analysis“, *Journal of Banking and Finance* 14, pp. 781–801.
- GJERDE O. et F. SAETEM (1995): „Option Initiation and Underlying Market Behavior: Evidence from Norway“, *Journal of Futures Markets* 15, pp. 881–899.
- MA C. K. et R. P. RAO (1988): „Information Asymmetry and Options Trading“, *Financial Review* 23, pp. 39–51.
- NATHAN R. & Associates (1974): „Review of Initial Trading Experience at the Chicago Board Options Exchange“, CBOE.
- ROLL R. (1984): „A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market“, *Journal of Finance* 39, pp. 1127–1139.
- SCHWERT G. W. (1989): „Why Does Stock Market Volatility Change over Time?“, *Journal of Finance* 44, pp. 1115–1154.
- SKINNER D. J. (1989): „Options Market and Stock Return Volatility“, *Journal of Financial Economics* 23, pp. 61–78.
- STUCKI T. et W. WASSERFALLEN (1994): „Stock and Option Market: the Swiss Evidence“, *Journal of Banking and Finance* 18, pp. 881–893.
- WATT W. H., P. K. YADAV et A. DRAPER (1992): „The Impact of Options Listing on Underlying Stock Returns: the UK Evidence“, *Journal of Business Finance & Accounting* 19, pp. 485–503.