NICOLE BEINER*

Evaluation et conditions d'arbitrage sur le marché des options sur l'indice SMI: quelques résultats préliminaires

1. Introduction

BLACK/SCHOLES (1973) ont proposé une formule analytique qui permet, sous certaines hypothèses, d'évaluer de façon précise une option européenne. Une des principales hypothèses est qu'il est possible d'entreprendre, sans difficultés pratiques et sans coûts, des stratégies d'arbitrage entre l'option et son sous-jacent. Cependant, alors que cette hypothèse était déjà réfutée pour l'évaluation des options sur action, elle l'est d'autant plus pour les options sur indice. En effet, pour les options sur indice, de telles stratégies engendrent des coûts de transaction considérables et ne peuvent pas toujours être réalisables. De ce fait, il peut exister des biais, parfois importants, entre la valeur de marché d'une option et celle décrite par la théorie, sans pour autant que l'efficience du marché soit remise en doute. Le but de cet article est de comparer les prix du marché des options sur l'indice SMI avec ceux prédits par la théorie financière pour l'année 1989, en particulier par le modèle de Black et Scholes. Dans la deuxième section nous analyserons les caractéristiques principales des options sur l'indice SMI, ainsi que de l'indice lui-même. Dans la troisième section nous présenterons les tests ainsi que les données utilisées pour les effectuer. La quatrième section présentera la méthodologie ainsi que les résultats des tests. La cinquième section concluera.

*Je remercie les Professeurs Henri Loubergé et Marc Chesney pour leur nombreux commentaires, ainsi que Charles Christophi pour toute l'aide informatique qui m'a permis de réaliser les tests. Toutefois, je demeure responsable de toutes les erreurs et omissions pouvant apparaître dans cette recherche.

2. L'indice SMI et les options sur indice SMI

Le Swiss Market Index (SMI) est un indice de valeur de marché censé représenter correctement le marché boursier suisse. En 1989, il comprend 24 titres des 20 sociétés suisses les plus importantes. Son mode de calcul tient compte des opérations en capital des sociétés le composant, de telle façon que la valeur de l'indice ne subisse aucune modification due à ces opérations. Par contre, il ne tient pas compte des versements de dividende. Il en résulte une baisse de la valeur de l'indice à chaque versement de ceux-ci.

Les options sur indice SMI ont été introduites à la SOFFEX en décembre 1988. A l'origine, les options sur cet indice étaient de type américain pour devenir progressivement à partir de 1990 de type européen. En d'autres termes, il était possible avant mi-90 d'exercer une option n'importe quand avant son échéance. L'exercice d'une option sur indice SMI se fait en espèces. C'est-à-dire que lorsque le détenteur exerce l'option, il reçoit la différence entre la valeur de clôture de l'indice et le prix

d'exercice mentionné dans le contrat (pour autant que l'option soit "in-the-money" à la fermeture du marché) [1].
Depuis leur introduction en 1988, le volume d'échange sur ce type d'options n'a cessé d'augmenter. En 1989, il a représenté 34.4% du volume total des transactions à la SOFFEX [2]. La réaction positive des investisseurs nous amène à nous demander comment est évalué ce nouvel instrument financier. En d'autres termes est-ce que les valeurs de marché des options sur indice correspondent à celles décrites par la théorie financière? C'est ce qu'on se propose d'examiner dans les sections ultérieures.

3. Les données et la méthodologie

Cette section présente les données utilisées pour les différents tests de cette étude. Les justifications de ces choix seront discutées lors de la présentation des différents résultats.

3.1 Les prix

Les prix des options et de l'indice ont été fournis par la SOFFEX. Ce sont des valeurs quotidiennes de clôture couvrant la période du 2 janvier au 30 décembre 1989. Nous avons choisi des valeurs de clôture afin d'éliminer les biais de simultanéité. En effet le marché de la SOFFEX ferme environ un quart d'heure après ceux de Genève et Zürich. De ce fait, la valeur de clôture de l'indice est bien celle utilisée pour les transactions de clôture des options sur indice. Les prix des options et de l'indice sont des prix de transaction. Nous pouvons donc admettre que ce sont des prix effectifs pour des traders "on the floor", c'est-à-dire des prix qui ne tiennent pas compte des frais de transaction [3].
Le premier test réalisé est la vérification de la borne inférieure des options sur l'indice SMI. Pour ce test nous avons employé toutes les données de clôture des deux actifs. Nous avons 5'093 observations pour les calls et 5'101 observations pour les puts.
Le deuxième test est la comparaison des valeurs de marché avec les valeurs théoriques des calls sur indice. Ces dernières ont été calculées avec le modèle de Black et Scholes. Pour ce faire, seules les options dont l'actif sous-jacent ne paye pas de dividende jusqu'à l'échéance ont été retenues. Au total nous avons 1393 observations.

3.2 Le taux d'intérêt

Les taux d'intérêt utilisés dans l'étude sont les taux de l'Euro-Frs côtés sur le marché de Londres. Comme pour les prix des actifs, les taux d'intérêt ne tiennent pas compte de la différence entre les prix "bid" et "ask". Pour calculer la valeur des options, nous avons utilisé chaque jour le taux d'intérêt dont l'échéance était la plus proche de celle de l'option.

3.3 Les dividendes

Ils n'ont pas été pris en compte lors de l'étude. Pour le premier test, du fait que durant la période d'analyse les options sont du type américain, la borne inférieure des calls correspond à la valeur intrinsèque de l'option. Pour le deuxième test, seuls les calls dont le sous-jacent ne paie pas de dividende jusqu'à leur échéance ont été retenu. De ce fait, il n'a pas été utile de tenir compte des dividendes.

4. Les tests

4.1 Test de la borne inférieure des options

Nous savons que la valeur d'une option doit être supérieure ou égale à sa valeur intrinsèque. En théorie, si cette borne était violée, il apparaîtrait des opportunités d'arbitrage. Il suffirait pour un investisseur d'acheter l'option et de l'exercer immédiatement, lui assurant ainsi un profit certain. Cependant, comme nous l'avons mentionné, la valeur déterminante pour l'exercice d'une option SMI est la valeur de clôture. De ce fait, il se peut que durant la journée, cette condition ne soit pas vérifiée, sans

Tableau 1: Test de la borne inférieure des options sur indice SMI.

	Call						Put					
Nombre d'observations	5'093						5'101					
Nombre de violations	159 (3.12%)						30 (0.58%)					
	N	%	μ	σ	Max	Min	N	%	μ	σ	Max	Min
In-the-money	159	100	2.142	3.518	13.9	0.1	30	100	4.113	4.456	20.4	0.1
< 30 jours	151	94.97	2.229	3.589	13.9	0.1	27	90	3.6	3.395	9.3	0.1
< 60 jours	7	4.4	0.543	0.25	0.9	0.2	1	3.33	20.4	-	20.4	20.4
< 90 jours	1	0.63	0.1	-	0.1	0.1	2	6.67	2.9	0.989	3.6	2.2

pour autant que des opportunités d'arbitrage apparaissent. Nous avons testé cette condition pour des valeurs quotidiennes de clôture. Les résultats de ce test sont résumés dans le tableau 1.

Nous constatons que plus la maturité de l'option est proche, plus on observe de violations. En effet environ 95% des violations pour les calls (90% pour les puts) concernent les options dont l'échéance est inférieure à 30 jours. Il faut remarquer que ce nombre de violations n'est pas élevé. Le tableau indique aussi la moyenne des violations, leur écart-type, ainsi que les violations maximales et minimales. Toutes ces statistiques sont exprimées en francs. Ce qui signifie que la violation moyenne pour les calls est de 2.14 francs par option avec un écart-type d'environ 3.52 francs. Comme un contrat porte sur cinq options, nous pouvons en déduire la violation moyenne par contrat qui est de 10.70 francs. En examinant ce tableau, on peut se demander quelle est l'interprétation de ces violations. Peut-on les interpréter comme un profit moyen qu'un investisseur pourrait effectuer? En d'autres termes pouvons-nous affirmer à partir de ces résultats que le marché est inefficient? Pour répondre à cette question, il faut d'abord souligner la différence entre un test "ex-post" et un test "ex-ante". Le test que nous avons effectué est un test "ex-post". Dans ce genre de test on suppose que les violations et la stratégie d'arbitrage s'effectuent au même prix. Il ne permet donc pas de tester l'efficience du marché car les prix observés en *t* ne seront pas nécessairement les prix qui seront effectifs pour les stratégies d'arbitrage [4]. La seule conclusion qu'on puisse tirer est que les prix des options et de l'indice ne sont pas bien synchronisés ou ne sont pas des prix d'équilibre. Si on veut tester l'efficience du marché , il faut procéder à des tests "ex-ante", c'est-à-dire du point de vue du trader. La logique de ce genre de test est la suivante: supposons que le trader observe une violation de la borne inférieure à la période *t*. Est-ce qu'il peut en tirer profit étant donné le prix effectif en t+1? Pour ce faire, il faudrait qu'il puisse acheter l'option au même prix que celui observé au moment de la violation et que le cours de l'indice ne varie pas, ce qui n'est pas forcément très réaliste. De plus, comme ce sont des valeurs de clôture, la stratégie d'arbitrage ne pourra être mise en oeuvre que le lendemain. La valeur de l'indice déterminante pour l'exercice sera donc celle de clôture du lendemain. Il est par conséquent peu probable qu'on puisse tirer profit de la stratégie d'arbitrage décrite par la théorie lorsqu'on observe une violation de cette borne inférieure. Et même si cela était possible, elle ne serait pas sans risque. La seule conclusion qu'on puisse tirer de ces violations est que les prix des options et du sous-jacent ne sont pas bien synchronisés ou qu'ils ne sont pas des prix d'équilibre.

4.2 Vérification des hypothèses du modèle de Black et Scholes

Avant d'effectuer la comparaison des valeurs effectives avec les valeurs théoriques calculées avec le modèle de Black et Scholes nous avons vérifié si les hypothèses énoncées par les deux auteurs étaient respectées sur le marché suisse.

4.2.1 L'hypothèse de normalité des rendements de l'indice

La première hypothèse analysée est la normalité des rendements de l'indice. En effet, Black et Scholes suppose que les rendements de l'indice suivent une loi normale. EVNINE/RUDD (1985) ont examiné la distribution des rendements journaliers du S&P 100 et du Major Market Index. Les tests statistiques n'ont pu rejeter l'hypothèse que les rendements suivaient une loi normale pour la période sous-revue [5]. Nous avons testé la même hypothèse sur les rendements de l'indice SMI avec des rendements journaliers de clôture. Les statistiques sont reportées dans le tableau 2. La première colonne indique les statistiques pour les rendements journaliers, en incluant toutes les valeurs de la période d'analyse. Les valeurs de la skewness et de la kurtose semblent rejeter l'hypothèse de normalité des erreurs. Ceci est confirmé par le test de Wilk-Shapiro. La deuxième colonne indique les mêmes statistiques, mais en éliminant de l'échantillon le rendement du 16 octobre. En effet, à cette date, l'indice a perdu plus de 10% de sa valeur. Les statistiques nous montrent que l'hypothèse de normalité n'est toujours pas vérifiée. Pourtant si on compare ces statistiques avec celles comprenant toutes les valeurs de l'échantillon, on s'aperçoit qu'il y a une nette amélioration en faveur de l'hypothèse de normalité. Les statistiques de la dernière colonne ont été calculées en éliminant les rendements du 16 et 17 octobre. Les valeurs de la skewness et de la kurtose étant proche de zéro, l'hypothèse de normalité est vérifiée. Ceci est confirmé par la statistique de Wilk-Shapiro.

4.2.2 L'hypothèse de la constance de la volatilité des rendements de l'indice

La deuxième hypothèse étudiée est la stabilité de la volatilité des rendements de l'indice. Le tableau 3

Tableau 2: Statistiques des rendements journaliers de l'indice SMI pour l'année 1989.

	Rendements complets	Rendements sans celui du 16 octobre	Rendements sans ceux du 16 et 17 octobre
N	247	246	245
Moyenne	0.000841	0.001273	0.001071
Ecart-type	0.010804	0.008421	0.00782
Skewness *	-3.5247	0.643976	-0.15863
Kurtose **	38.9407	4.885426	0.930783
W:Normal	0.809272	0.968299	0.988201
Prob < W ***	0.0001	0.003	0.8662
Maximum	0.050712	0.050712	0.029048
Minimum	-0.10545	0.006267	-0.02435

Notes:

* Skewness = $E(X - \mu)^3 / \sigma^3$. Elle est égale à zéro pour une loi normale.

** Kurtose = $E(X - \mu)^4 / \sigma^4 - 3$. Elle est égale à zéro pour une loi normale.

*** Test de Wilk-Shapiro: si la valeur est inférieure au seuil choisi (p.ex 0.10) alors l'hypothèse nulle est rejetée et on peut conclure que les données ne proviennent pas d'une distribution normale.

Tableau 3: Estimations de la volatilité historique des rendements de l'indice SMI pour l'année 1989.

	Volatilité des rendements de l'indice SMI en %			
	Mensuels	Trimestriels	Semestriels	Annuels
Janvier	8.44			
Février	11.73	10.44		
Mars	10.48			
Avril	10.43		11.34	
Mai	8.81	12.26		
Juin	15.17			
Juillet	7.26			
Août	14.22	12.4		17.01
Septembre	12.75			(13.26)* (12.31)**
Octobre	43.45 (24.48)* (17.73)**		21.18	
Novembre	13.18	27.44	(14.91)* (13.25)**	
Décembre	11.08	(17.28)* (14.18)**		

Notes:
* sans le rendement du 16 octobre 1989.
** sans les rendements du 16 et 17 octobre 1989.

reporte les estimations de ces volatilités. Nous remarquons sans ambiguité que la volatilité des rendements de l'indice n'est pas constante durant la période étudiée. En effet la volatilité varie entre 7.26% (juillet) et 43.45% (octobre). Si on omet les rendements du 16 et 17 octobre, la volatilité maximum atteint 17.73%.

Une façon de tester l'hypothèse de stabilité de la volatilité est de considérer que cette volatilité ne dépend pas du niveau de l'indice. C'est ce que nous avons fait en utilisant la méthode d'estimation de BECKERS (1980). La régression est la suivante:

$$\ln \left| \ln \frac{I_{t+1}}{I_t} \right| = \alpha + \beta \ln I_t + w_t \tag{1}$$

L'hypothèse à tester est que le coefficient β est égal à zéro. Si ce n'est pas le cas, la volatilité dépend du niveau de l'indice et donc n'est pas constante à travers le temps. Le tableau 4 reporte la valeur des paramètres estimés ainsi que le résumé des différentes statistiques associées à cette régression.

Tableau 4: Résumé des statistiques de la régression

	Valeur moyenne (Ecart-type)	Statistique de Student
α	-23.29 (6.167)	-3.77
β	2.4 (0.83)	2.88

$R^2 = 0.0329$

D-W = 1.928

Le coefficient β est significativement différent de zéro. Cela signifie que nous pouvons rejeter l'hypothèse que la volatilité des rendements de l'indice ne dépend pas du niveau de l'indice, c'est-à-dire que la volatilité des rendements n'est pas constante à travers le temps. De plus le coefficient est positif, c'est-à-dire qu'en moyenne il y a une relation positive entre le niveau de l'indice et la volatilité des rendements de celui-ci. Le faible R^2 nous indique que le modèle n'est pas complet. En d'autres termes, il y a d'autres variables qui influencent la volatilité de l'indice.

4.2.3 La stabilité du taux d'intérêt

La troisième hypothèse est celle de la constance du taux d'intérêt hors-risque. Pour que cette hypothèse soit vérifiée, il faut que la structure des taux soit plate dans les échéances et constante dans le temps. Il ressort du tableau 5 que la structure des taux observés durant l'année 1989 est croissante dans les échéances. De plus les écarts-types du taux d'intérêt sur l'Euro-Frs ne sont pas nuls quelle que soit l'échéance considérée.

Tableau 5: Moyenne et écart-type des taux d'intérêt sur l'Euro-Frs en 1989 (en %)

	7 jours	1 mois	3 mois	6 mois
Moyenne	6.84055	6.88368	6.92248	6.93949
Ecart-type	0.010369	0.010049	0.0097815	0.009493

En conclusion, il semble que seule l'hypothèse de la normalité des rendements soit vérifiée, et ceci seulement si on omet les rendements du 16 et du 17 octobre. Les deux autres hypothèses, c'est-à-dire la constance de la volatilité et du taux d'intérêt, ne sont pas vérifiées durant la période considérée. Ces dernières pourraient donc remettre en cause, en théorie, l'utilisation du modèle de Black et Scholes pour l'évaluation des options sur indice SMI durant cette période.

4.3 Comparaison des valeurs de marché avec les valeurs théoriques calculées avec Black et Scholes

Après avoir testé les hypothèses que Black et Scholes ont formulé pour leur modèle d'évaluation, nous avons vérifié si les valeurs de marché correspondaient aux valeurs théoriques stipulées par ce même modèle. Pour ce faire, nous avons considéré seulement les calls dont le sous-jacent ne paye pas de dividendes durant la vie de l'option. La justification de ce choix est que le modèle a été formulé pour des calls européens. En écartant de notre échantillon les calls dont le sous-jacent paye un dividende, nous éliminons le problème de l'exercice prématuré possible et le call américain peut être assimilé à un call européen. En effet, il n'est pas optimal d'exercer prématurément un call américain dont le sous-jacent ne paie pas de dividende, et de ce fait l'option peut être considérée comme européenne.

Pour calculer nos valeurs théoriques, nous avons utilisé chaque jour le taux d'intérêt sur l'Euro-Frs dont l'échéance était la plus proche de celle de l'option [6]. De ce fait nous avons "violé" l'hypothèse que Black et Scholes ont énoncé, à savoir que le taux d'intérêt est constant durant la vie de l'option. Mais la démarche est plus proche de la réalité. Les valeurs de l'indice sont celles de clôture. Elles nous ont permis de calculer des valeurs théoriques de clôture. Par conséquent pour le calcul, tous les paramètres étaient donnés sauf la volatilité du sous-jacent. Nous avons donc estimé quotidiennement la volatilité implicite pour chacune des options (valeurs de clôture) que nous avons pondéré par un coefficient d'élasticité des cours des options au cours de l'indice. Ceci afin d'établir une moyenne de la volatilité implicite journalière [7]. Chaque volatilité implicite moyenne calculée en t a servi d'estimateur de la volatilité pour le calcul de la valeur théorique de Black et Scholes en t+1. La valeur théorique de chaque option a ensuite été comparée à la valeur de marché. Il est à noter que la volatilité n'est pas constante quand on emploie cette procédure. De ce fait, nous avons "violé" l'hypothèse de Black et Scholes, mais cette procédure nous semble plus proche de la réalité.

Un certain nombre de travaux empiriques ont déjà utilisé cette méthodologie [8]. Le problème avec ce genre d'étude est la définition de l'hypothèse nulle. Testons-nous la validité du modèle ou l'efficience du marché? Dans ce dernier cas, si on trouve des biais entre les valeurs théoriques et les valeurs de marché, doit-on conclure à l'inefficience du marché? Ou alors doit-on remettre en cause l'application du modèle de Black et Scholes pour l'évaluation des options? C'est cette dernière hypothèse que FIGLEWSKI (1988) a testé dans son étude. Son analyse présume que le prix d'une option n'est pas seulement déterminé par une stratégie d'arbitrage, mais qu'il reflète une moyenne de toutes les évaluations faites par d'autres stratégies. Il argumente son hypothèse en partant du fait qu'il existe différents opérateurs sur le marché. Certains sont des "arbitragistes" et donc évaluent les options d'après une stratégie d'arbitrage. D'autres sont des "spéculateurs" évaluant les options d'après les anticipations qu'ils font quant à la direction future du marché, en d'autres termes d'après l'anticipation qu'ils font sur les prix futurs des options. Un autre type d'argument est basé sur l'observation que beaucoup d'agents économiques semblent avoir de la préférence pour la dissymétrie positive. C'est-à-dire qu'ils sont attirés par les actifs qui ont une faible probabilité de leur rapporter une forte rentabilité. En effet, l'observation des prix des options "deep-out-of-the-money" montre qu'ils sont souvent supérieurs à ceux décrits par la théorie. On peut subséquemment en déduire que les options sont aussi soumises au jeu de l'offre et de la demande. Figlewski conclut en disant que la direction dans laquelle le prix du marché différera du prix théorique dépendra de la nature des autres types de stratégie (par exemple une anticipation d'une baisse du marché impliquant une augmentation de la demande de puts ou de vente de calls) et des montants mis en jeu dans celles-ci. L'ampleur de la déviation dépendra de la difficulté, du coût et du risque de la stratégie d'arbitrage.

Pour notre étude, nous sommes partis de la même hypothèse que celle de Figlewski. En effet, la stratégie d'arbitrage entre l'option et l'indice décrite dans le modèle de Black et Scholes n'est pas très réaliste. Rappelons que l'indice n'étant pas un actif négociable, il est très difficile et coûteux de reconstituer le portefeuille indiciel et ceci de façon continue. On peut par conséquent légitimement supposer que le cours d'une option sur indice n'est pas seulement déterminé par une stratégie d'arbitrage, mais est établi par l'ensemble des stratégies mises en oeuvre sur le marché. Son cours reflètera alors une valeur moyenne de celles-ci. Le tableau 6 résume les différents résultats obtenus en comparant les valeurs théoriques avec les valeurs de marché, ceci pour différents sous-ensembles de l'échantillon. Nous avons calculé pour chacun d'eux, les déviations effectives et relatives de la façon suivante:

$$\text{Déviation en \%} = 100\left(1 - \frac{\text{Valeur théorique}}{\text{valeur de marché}}\right) \tag{2}$$

$$\text{Déviation effective} = \text{Valeur de marché} - \text{Valeur théorique} \tag{3}$$

La première colonne reporte l'estimation de la moyenne de la déviation, accompagnée de la statistique de Student testant que la "vraie" moyenne est égale à zéro. Si cette moyenne est positive, cela signifie que le prix du marché était, en moyenne, supérieure au prix théorique. Il faut que cette moyenne soit proche de zéro pour conclure que les opérateurs utilisent le modèle de Black et Scholes pour l'évaluation des options sur l'indice SMI. La deuxième estimation est celle de l'écart-type autour de la moyenne. Cette statistique nous donne une idée du niveau de correpondance entre la valeur théorique et la valeur de marché. Pour que ce niveau soit bon, il faut que l'écart-type soit faible. La troisième est la moyenne de la déviation en valeur absolue. Si on suppose que le modèle donne le prix que l'option devrait avoir réellement, c'est-à-dire être le "juste" prix, cette statistique représente, à la limite, le profit moyen qu'un arbitragiste aurait pu faire en utilisant le modèle [9].

En analysant le tableau 6, nous observons que pour toutes les catégories d'options, la moyenne de la déviation, que ce soit en valeur relative ou effective, est significativement différente de zéro. Pour toutes les classes d'options, sauf pour celle comprenant les options qui sont "deep-out-of-the-money", la moyenne de ces déviations est négative. Cela signifie que les valeurs théoriques sont, en moyenne, Le tableau 6 reporte les différentes statistiques pour chacune des déviations et pour chaque groupes d'options.

Tableau 6: Résumé de la comparaison des valeurs de marché avec les valeurs théoriques.

	Déviation en %				Déviation effective		
	N	Moyenne (t-stat)	Ecart-type	Moyenne en valeur absolue	Moyenne (t-stat)	Ecart-type	Moyenne en valeur absolue
Calls	1393	-3.84 (-4.16)	34.43	14.93	-1.98 (-13.49)	5.48	3.48
Deep-in-the-money	242	-0.55 (-5.16)	1.65	1.24	-1.22 (-4.85)	3.9	2.97
In-the-money	536	-2.26 (-9.03)	5.8	3.42	-2.22 (-9.35)	5.48	3.53
At-the-money	367	-11.1 (-6.78)	31.39	16.35	-2.36 (-6.92)	6.53	4.36
Out-of-the-money	211	-9.14 (-2.00)	66.03	45.18	-1.93 (-5.28)	5.32	2.9
Deep-out-of-the-money	37	54.05 (4.39)	74.96	84.43	-0.04 (-0.12)	1.76	0.82
Echéance < 30 jours	883	-2.63 (-2.00)	39.1	17.85	-1.5 (-9.86)	4.55	2.83
Echéance < 60 jours	379	-6.9 (-4.98)	26.96	10.73	-2.74 (-7.8)	6.68	4.56
Echéance < 90 jours	100	-3.84 (-3.42)	11.21	6.58	-3.09 (-4.13)	7.47	5.09

supérieures aux valeurs de marché. On observe aussi que les déviations les moins importantes sont celles concernant les options "deep-in-the-money". Contrairement à ce qui a été conclu lors d'études précédentes sur les options sur action, les options "at-the-money" ne sont pas celles qui sont les mieux estimées par le modèle de Black et Scholes. On remarque aussi que la moyenne des déviations entre les valeurs de marché et les valeurs théoriques est la plus faible pour les options qui sont proches de l'échéance. Pour les calls "deep-out-of-the-money", la moyenne des déviations en pourcent est positive. Ce qui signifie que les valeurs de marché sont, en moyenne, supérieures aux valeurs théoriques. Nous rejoignons la conclusion que les agents économiques ont de la préférence pour la dissymétrie positive. C'est-à-dire que les agents sont d'accord de payer une prime pour ce type d'option. Une autre explication est de dire que les agents économiques pensent que les actions suivent un processus à saut. De ce fait elles peuvent être "deep-out-of-the-money" aujourd'hui, mais ne plus l'être suite à un brusque changement de la valeur du sous-jacent. En ce qui concerne les écarts-types estimés, ils sont importants, proche de 35% pour l'ensemble des options étudiées. La dernière remarque sur ces résultats concerne la moyenne de la déviation en valeur absolue exprimée en pourcent. On remarque qu'elle est égale à 14.93%. Ce qui signifie qu'un arbitragiste peut faire un profit quotidien moyen de près de 15% de la valeur de marché de l'option. Ce qui n'est pas négligeable. En terme effectif, il peut faire un profit moyen journalier de 3.48 Frs par option, ce qui représente un profit moyen total de 17.4 Frs par contrat et par jour. Pour conclure, on pourrait penser à la vue de ces résultats, que pas tous les opérateurs évaluent les options sur indice SMI en terme d'arbitrage, mais que d'autres stratégies influencent le cours des options. Ceci semble être d'ailleurs confirmé par l'observation des déviations pour les classes d'options "deep-out-of-the-money" qui corroborent l'hypothèse de préférences pour la dissymétrie positive des agents économiques.

5. Conclusion

Comme nous l'avons mentionné, les tests qui ont été fait ne nous permettent pas de conclure à une inefficience du marché. Pour pouvoir tester cette hypothèse, il aurait fallu procéder à des tests "ex-ante", c'est-à-dire se placer du point de vue du trader.

La deuxième conclusion concerne la validité du modèle de Black et Scholes. Outre la difficulté pratique de mise en oeuvre de l'arbitrage entre l'option et l'indice, nous avons vu que les hypothèses de Black et Scholes n'étaient pas vérifiées sur le marché suisse durant l'année 1989. Par conséquent, théoriquement le modèle ne peut être applicable aux options sur l'indice SMI. La question à laquelle on peut essayer de répondre est la suivante: est-ce que la validité du modèle dépend des hypothèses formulées ou dépend-il du consensus général des opérateurs sur l'utilisation de ce modèle pour l'évaluation des options sur indice?

Les tests ont montré que durant l'année 1989, les valeurs de marché ne correspondaient pas exactement aux valeurs théoriques prédites par le modèle de Black et Scholes. Ceci peut être expliqué de trois manières différentes. La première est de dire que tous les investisseurs utilisent le modèle de Black et Scholes et les déviations proviennent de l'absence de prise en compte des frais de transaction et des taxes. La deuxième est de dire que si les valeurs théoriques diffèrent des valeurs observées, cela signifie que le modèle de Black et Scholes n'est pas valable, soit parce que la stratégie d'arbitrage indiquée n'est pas réalisable en pratique, soit parce que les hypothèses ne sont pas vérifiées, soit les deux. La troisième est de dire que la valeur d'une option sur indice n'est pas seulement déterminée par le modèle de Black et Scholes, mais aussi par le jeu de l'offre et de la demande, reflètant ainsi la moyenne des différentes stratégies des investisseurs.

Notes

[1] Pour les dates d'échéance, le cours d'usage pour l'exercice est le cours de 11 heures.
[2] Source: Rapport annuel Soffex 1989.
[3] C'est-à-dire que nous n'avons pas les prix "bid" et "ask" auxquels font face les autres investisseurs.
[4] Acheter l'option et l'exercer immédiatement.
[5] Du 1er mai au 30 août 1983.
[6] Comme décrit dans la section 2.
[7] Le coefficient de pondération est le suivant: $w_i = N(d_1) * S/C$.
[8] GALAI (1983) a fait un survol de la littérature concernant ces tests.
[9] On dit: à la limite, car il faut faire l'hypothèse supplémentaire que l'arbitrage soit techniquement possible, c'est-à-dire que les titres soient effectivement disponibles pour exécuter l'arbitrage. Et ceci au même prix que lors de l'observation de la déviation.

Références

BLACK, F. and M. SCHOLES (1973): "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", Journal of Political Economy 81, pp. 637-659.
BECKERS, S. (1980): "The Constant Elasticity of Variance Model and Its Implication For Option Pricing", Journal of Finance 35, pp. 662-672.
EVNINE, J. and A. RUDD (1985): "Index Options: The Early Evidence", Journal of Finance 40, pp. 743-757.
FIGLEWSKI, S. (1988): "Arbitrage-Based Pricing of Stock Index Options", Review of Futures Markets 7, pp. 250-270.
GALAI, D. (1982): "A Survey of Empirical Tests of Option Pricing Models", in M. Brenner: "Option Pricing", Lexington Books, Massachusetts, pp. 45-81.