

**WISSEM DAADAA***Université de Monastir, Tunisie***MOHAMED TAHAR RAJHI***Université de Tunis El Manar, Tunisie*

# Volatilité, activité et bruit de transaction après distribution d'actions gratuites

*Cet article est consacré à l'analyse de l'évolution de la volatilité lors des émissions des actions gratuites sur la Bourse de Tunis. Les différents indicateurs utilisés confirment l'accroissement de la volatilité après la réalisation de la division des actions. Cet accroissement est à l'origine d'une accentuation de l'activité de transaction, de l'élargissement de la fourchette des prix et de l'accès des investisseurs non informés sur le marché. Cependant, les résultats sont contradictoires en ce qui concerne les attributions gratuites, aucune variation significative de la volatilité n'est enregistrée autour de cet événement.*

Le concept de la structure financière et sa relation avec la valeur de la firme ont dominé la littérature financière et ont alimenté un grand débat dans le milieu académique. Malgré l'abondance des travaux, les résultats trouvés sont divergents et même contradictoires.

Une première voie de recherche est composée des travaux les plus anciens de la théorie classique de la finance, ces travaux ont approuvé la relation d'indépendance entre la valeur d'une entreprise et le nombre des titres qui composent son capital. Ces études ont, toujours, appuyé l'hypothèse de la stabilité de la volatilité à l'arrivée des informations nouvelles sur le marché. Dans ce sens, une réaction du marché et de la volatilité à la survenance d'une information nouvelle est considérée comme une aberration reflétant une imperfection du marché.

Cette voie de recherche a été contrecarrée par l'apport de certains autres auteurs (Ball et Torous, 1988 ; Dubofsky, 1991 ; Kamara et Koski, 2001, etc.) qui ont remis en cause ces postulats en affirmant la variation de la volatilité et du risque suite à l'annonce d'une information nouvelle non anticipée sur le marché.

Notre travail consiste à tester la réaction de la volatilité suite à l'annonce et à la réalisation effective de la scission et de l'attribution gratuite des actions. Dans cette étude, nous avons mis l'accent sur deux mesures de risque : la variance des rentabilités et la fourchette des prix. Le choix de la fourchette comme mesure de risque est dû à l'importance de son rôle dans l'explication de la fluctuation et de l'évolution de la volatilité. Ainsi, selon l'hypothèse de liquidité, les entreprises émettrices cherchent à ramener les prix à un niveau optimal permettant de rendre le cours accessible au plus grand

nombre d'investisseurs et d'élargir la base d'actionnariat. Le cours du titre doit impérativement varier à l'intérieur d'une fourchette optimale régie par ces deux bornes supérieure et inférieure, cette variation affecte la volatilité des titres de l'entreprise. L'objet de ce papier consiste à tester l'effet de cette catégorie des décisions financières, qui commence à prendre de l'ampleur après une grande période de forte réticence et d'ignorance enregistrée sur la Bourse de Tunis avant les années 1990.

Les résultats empiriques ont mis en évidence l'existence d'une réaction de la volatilité à l'annonce des opérations de distribution des actions gratuites. Dans le but d'éclairer cette réaction, il n'est pas évident que les explications courantes basées sur le changement de la structure d'actionnariat, de la fourchette ou du volume de transaction, adoptées dans le cas des marchés développés, peuvent tenir, aussi, dans le cas d'un marché émergent.

La littérature qui a analysé ce sujet est riche. Ball et Torous (1988), Grar (1994), Koski (1998) et Walff (2002) ont étudié l'évolution de la volatilité autour des distributions des actions gratuites et ont montré son augmentation après la réalisation de l'événement. Bechmannk et Raaballe (2004) ont constaté l'existence d'une tendance à la hausse de la volatilité des prix après la division des actions. Aucune réaction n'est enregistrée pour les opérations d'attribution gratuites.

Ohlson et Penman (1985) ont associé l'accroissement de la variance du rendement des titres à l'augmentation de la fourchette après la réalisation de l'opération. Dubofsky (1991) a considéré que les petits investisseurs, contrairement aux institutionnels, préfèrent les titres à prix bas, créés

suite à la division. La baisse des prix favorise, ainsi, l'accès des petits investisseurs et conduit à la hausse la valeur de la volatilité. Jiang *et al.* (2002) ont constaté une augmentation de la volatilité du rendement, de l'activité de transaction (principalement les petites transactions) et une baisse du coût de sélection adverse après la division.

Charitou *et al.* (2005) ont expliqué la réaction du marché thaïlandais suite à la survenance de cet événement par le comportement irrationnel de certains investisseurs et à leurs comportements mimétiques. Ils ont constaté que les actions gratuites contribuent à l'augmentation du risque et à la création d'une bulle spéculative sur le marché. Lipson et Mortal (2006) ont analysé l'effet de la division des actions sur la structure d'actionnariat suite à une variation du niveau de l'échelon de cotation. Ces auteurs ont prouvé l'existence d'une relation positive entre la fourchette et la volatilité des cours.

Après avoir exposé théoriquement la réaction de la volatilité suite à l'annonce et à la réalisation de la division d'actions et de l'attribution d'actions gratuites, nous testons l'évolution de la volatilité autour de ces deux événements. Nous analysons par la suite les facteurs générateurs de l'accroissement de la volatilité après la réalisation effective de l'opération tout en mettant l'accent sur l'analyse des relations de causalités entre la fluctuation de la volatilité et les différents facteurs susceptibles d'expliquer sa variation.

## I – MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES

Notre travail empirique consiste à examiner l'effet de l'opération de distribution des actions gratuites sur la volatilité. Notre

échantillon est composé de toutes les entreprises cotées à la Bourse des valeurs mobilières de Tunis (BVMT) sur la période allant de 1990 à 2005. En suivant l'approche américaine en la matière, le critère de distinction et de différenciation retenu entre les divisions des actions et les attributions gratuites est basé sur l'importance du taux de distribution des actions gratuites. Si le taux est supérieur à 25 %, l'opération est considérée comme une division d'actions sinon c'est une attribution gratuite. Ainsi, la majorité des travaux effectués sur le marché américain ont utilisé la classification du CRSP (*Center for Research in Security Prices*), basée plutôt sur le facteur de division que sur le traitement comptable de l'opération (Grinblatt *et al.*, 1984 ; Lakonishok et Lev, 1987 ; Boehme, 2001 et Charitou *et al.*, 2005). Selon cette voie de recherche, si le taux de distribution des actions gratuites est élevé, l'attribution gratuite joue le même rôle qu'une division d'actions avec une seule différence au niveau du traitement comptable de l'opération.

Nous avons retenu uniquement les opérations qualifiées de « pures ». L'échantillon global est constitué de 60 opérations réparties entre 40 opérations d'attributions gratuites et 20 opérations de division d'actions. La période d'analyse est composée de trois sous périodes. La première comprend soixante jours avant la date d'annonce, la deuxième sous-période s'étend de la date d'annonce jusqu'à la date de réalisation de l'opération. La troisième sous-période s'étale sur soixante jours après la réalisation effective de l'opération.

Pour étudier la variation de la volatilité autour des distributions gratuites, plusieurs mesures de calcul de la volatilité sont utili-

sées. Nous avons commencé par la volatilité de la rentabilité à tous les niveaux des prix (prix de clôture - clôture, prix d'achat - achat, prix de vente - vente).

En plus de l'adoption de ces mesures classiques, nous avons ajouté d'autres mesures de volatilité basées sur des données sur la médiane - médiane, prix de transaction - transaction. Nous avons aussi calculé la volatilité liée à la rentabilité journalière (médiane - médiane, prix vente - vente), à la rentabilité après la clôture de la séance (prix de clôture - ouverture, ouverture - ouverture) et à la rentabilité intra - journalière (prix ouverture - clôture de la journée).

Pour analyser la significativité de la variation de la volatilité entre les différentes périodes, nous avons utilisé deux catégories de test, un test paramétrique (t-test) et un test non paramétrique (test de Wilcoxon).

## **II – VARIATION DE LA VOLATILITÉ APRÈS LA DISTRIBUTION DES ACTIONS GRATUITES ET LES FACTEURS EXPLICATIFS**

### **1. L'effet sur la volatilité**

Les tableaux 1 et 2 présentent l'évolution de la volatilité autour de l'annonce et la réalisation, respectivement, des attributions gratuites et des divisions des actions. En ce qui concerne les divisions des actions, les résultats du tableau 2 montrent que l'augmentation de la volatilité de la rentabilité des titres est fortement et statistiquement significative après la réalisation effective de la division des actions. Les volatilités des rendements journaliers, respectivement entre les prix médians et les prix des transactions enregistrent une augmentation

significative (test de Wilcoxon est respectivement de 2,304 et 2,393). La volatilité des titres après la clôture de la séance de cotation a enregistré la même évolution avec une hausse significative après la réalisation effective de la division des actions. De son côté, la volatilité intrajournalière a inscrit un accroissement significatif après l'annonce publique de l'opération.

Si la quasi-totalité des mesures de la volatilité est marquée par une variation positive et significative après la réalisation effective de la division, seulement, une seule mesure basée sur la volatilité intrajournalière qui a enregistré une augmentation significative après l'annonce des divisions des actions.

En ce qui concerne l'attribution gratuite, aucun indicateur de volatilité (journalier, après la fermeture de la séance ou intra journalier) n'a enregistré un changement significatif à la survenance de cet événement. Nous constatons alors que l'attribution gratuite ne déclenche aucune variation anormale de la volatilité des rendements des titres. L'existence d'une variation positive de la volatilité après la division des actions nous amène à s'interroger sur les facteurs générateurs de cette réaction.

### **2. Les facteurs explicatifs de l'accroissement de la volatilité après la division des actions**

Après avoir constaté l'existence d'une variation positive de la volatilité après la division des actions, nous avons essayé d'analyser les différents facteurs générateurs de cette réaction. Afin d'expliquer le comportement de la volatilité autour de la distribution des actions gratuites, plusieurs facteurs sont présentés pour étudier ce phénomène.

**Tableau 1** – Évolution des différentes mesures de volatilité autour des attributions gratuites

Échantillon	Avant annonce	Annonce-réalisation	Après réalisation	T-test	Test Wilcoxon
<b>Rendement journalier :</b>					
Midquote-to-midquote	0.059568	0.04419	0.090402	0.277063	1.502612
Ask-to-ask	0.045578	0.06333	0.231266	1.141154	1.31761
Bid-to-bid	0.035161	0.01642	1.077111	1.018773	0.699225
Trade-to-trade	0.015572	0.01513	0.015884	1.331486	0.663879
<b>Rendement après fermeture :</b>					
Close-to-open	0.024188	0.01441	0.022705	1.372206	1.630277
Open-to-open	0.016584	0.04895	0.017552	1.215498	1.215202
<b>Rendement intrajournalier :</b>					
Open-to-close	0.009589	0.00989	0.009622	1.205272	0.554105

**Tableau 2** – Évolution des différentes mesures de volatilité autour des divisions des actions

Échantillon	Avant annonce	Annonce-réalisation	Après réalisation	T-test	Test Wilcoxon
<b>Rendement journalier :</b>					
Midquote-to-midquote	0.090308	0.0914825	0.093242**	1.048251	2.304521
Ask-to-ask	0.188928	0.1995651	0.477531*	1.227037	1.692515
Bid-to-bid	0.050536	0.0569340	0.074789	0.795134	1.346388
Trade-to-trade	0.018558	0.0204959	0.042562**	2.803028	2.393884
<b>Rendement après fermeture :</b>					
Close-to-open	0.018806	0.0184566	0.041997***	3.374026	3.214910
Open-to-open	0.021936	0.0295435	0.044477**	2.614249	2.051258
<b>Rendement intrajournalier :</b>					
Open-to-close	0.014191	0.0174678*	0.013904	1.021049	0.253016

\*, \*\*, et \*\*\*variable significative respectivement aux taux de 10 %, 5 % et 1 %.

Note (pour les tableaux 1 et 2) : L'écart type du rendement moyen des entreprises qui ont procédé à des distributions gratuites est calculé durant trois périodes : avant l'annonce entre l'annonce et la réalisation et après la réalisation. Les rendements journaliers sont estimés en utilisant le point médian (*midquote*), le prix d'offre (*ask*), le prix de demande (*bid*) et le cours de clôture 60 jours avant l'annonce jusqu'à la date d'annonce publique de l'opération, puis durant la période d'annonce et la réalisation de l'opération et enfin de la date de réalisation jusqu'à 60 jours après la réalisation. Les rendements après la fermeture de la séance (ouverture - ouverture (*open-to-open*) et clôture - ouverture du jour suivant (*close-to-open*)) et les rendements intrajournaliers (de l'ouverture à la fermeture du jour (*close-to-open*)) sont calculés pendant la même période. Le *t*-test et le test de Wilcoxon testent l'hypothèse nulle prévoyant aucun changement de la volatilité entre la période avant l'annonce par rapport à celle après la distribution.

En se référant aux travaux de Grar (1994), Kamara et Koski (2001), Jia *et al.* (2002), la variation de la volatilité (la variable dépendante) est alors régressée en fonction de certaines variables qui dépendent des caractéristiques de l'opération, de la firme et de l'environnement boursier.

La variable dépendante de la régression est la variation de l'écart type des rendements quotidiens du titre *i* durant l'intervalle de temps *t* ( $\Delta vol_{it}$ ). L'intervalle d'étude (*t*) est la période qui commence à partir de la date de réalisation jusqu'à quarante jours après. La volatilité du rendement est calculée en se basant sur la valeur médiane. La variation concerne quarante jours après la date *t* de l'intervalle temporel, comparée à celle de la période avant l'annonce.

Afin d'expliquer la variation de la volatilité, nous avons utilisé plusieurs variables indépendantes liées à l'activité de transaction.  $\Delta SM_{it}$  est le changement du nombre moyen de petites transactions de l'entreprise *i* par jour (SMALL) par rapport au nombre moyen des transactions journalières durant la période avant l'annonce.  $\Delta SM_{it} = \ln(SM_{(it)post} / SM_{pre})$ , avec  $SM_{pre}$  et  $SM_{post}$ : le nombre de petites transactions journalières, respectivement durant la période qui précède et suit la division. Les petites transac-

tions sont les transactions dont la taille est inférieure ou égale à 200 titres (après ajustement pour la période après division).

Le seuil de 200 titres est fixé suite à une analyse statistique effectuée sur le marché financier tunisien. Nous avons, aussi, tenu compte des niveaux des seuils choisis par les différentes études réalisées sur les autres places financières. Cette analyse (voir tableau ci-dessous) montre que le nombre de transactions moyen journalier pour toutes les entreprises cotées fluctue entre 118 (enregistré au cours de l'année 2001) et 232 (réalisé à l'année 2000).

En consultant l'étude de Kamara et Kioski (2001), réalisée sur le NYSE, nous avons constaté que ces auteurs ont fixé un seuil de 400 titres pour séparer les petites et les grandes transactions. Selon Jia *et al.* (2002), les transactions de taille inférieure à 500 titres par opération sont de petites transactions. Dennis (2003) a procédé à une classification des transactions par taille pour déterminer le nombre des titres échangés pour chaque classe fixée. Il a montré que les classes inférieures à 100, 200, 300, 400, et 500 titres sont relatives à des transactions de petites tailles. Ainsi, en tenant compte de ces études, de l'analyse statistique et de la spécificité de la Bourse de Tunis (existence de certains titres

**Tableau 3** – Analyse statistique de l'évolution du nombre de transactions moyen journalier

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Moyenne	148.707	199.929	191.168	232.723	118.276	129.498	167.502	192.390
Médiane	22.0000	50.0000	25.0000	59.0000	18.0000	22.0000	50.0000	70.0000
Max	504947	263497	194846	664671	193981	285810	285712	336784
Min	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
Variance	2813.70	2100.73	1837.72	3207.68	1228.40	2195.69	1966.55	2463.07

non liquides sur le marché), nous avons jugé opportun de fixer un seuil de 200 titres pour détecter les transactions de petites tailles.

$\Delta OT_{it}$  est le changement du nombre moyen des autres transactions (OTHER; les transactions de taille supérieure à 200 titres). Cette variable est définie comme le log du ratio du rapport du nombre de ces transactions de l'entreprise  $i$  à la date  $t$ , après division sur le nombre moyen de ces transactions avant l'annonce.

Nous avons ajouté la variable  $\Delta VA_{it}$  qui représente la valeur du volume anormal pour étudier la relation entre la volatilité et le changement du volume de transaction global. Cette variable est calculée en chiffre d'affaires réalisé par titre divisé par le chiffre d'affaires global de l'ensemble du marché et comparé à une valeur moyenne, mesurée durant la période d'estimation (de 60 jours avant l'annonce à 10 jours avant cette date).

Nous avons incorporé également une autre variable,  $\Delta VMK$  qui mesure le changement de la volatilité quotidienne du marché. La volatilité quotidienne du marché est la volatilité de l'indice du marché de la Bourse.

Nous avons inclus aussi la variable  $\Delta vol_{it}adj = \ln(COURS_{it} * SplitFactor / COURSmoyen_{pre})$  qui reflète le changement du niveau des prix moyens après ajustement au facteur de division. Cette variable permet de contrôler les changements spécifiques de l'effet de l'annonce des divisions. Nous avons, par la suite, inséré dans la régression la variable  $\Delta four_{it}$  qui mesure la valeur de la fourchette anormale à la date  $t$  de la période qui suit la date de réalisation de l'opération.

L'équation de régression se présente comme suit :

$$(1) \Delta vol_{it} = c + \alpha_1 \Delta SM_{it} + \alpha_2 \Delta OT_{it} + \alpha_3 \Delta VMK_{it} + \alpha_4 \Delta P_{it}adj + \alpha_5 \Delta four_{it} + \alpha_6 \Delta VA_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les résultats de régression, qui figurent dans le tableau 4, corroborent ceux de Kamara et Kioski (2001) en affirmant que la croissance de la volatilité sur le marché tunisien après la division des actions est due à l'augmentation des transactions effectuées par les *noisy traders*. Cette hausse est liée aussi au comportement de certains investisseurs informés qui ont décidé de procéder à des transactions de taille importante (supérieur à 200 titres par opération) après la réalisation de l'opération.

Nous avons constaté aussi que la hausse de la volatilité dépend de la volatilité du marché et elle est positivement corrélée à la fluctuation de la fourchette des prix. Cependant, l'augmentation de la volatilité n'est pas liée à la variation du volume anormal calculé en chiffre d'affaires.

À partir de ces résultats, nous avons conclu que l'hypothèse de bruit de transaction ou de « noise-trading » de Black (1986) est confirmée. En effet, les transactions non informées devraient augmenter après les divisions parce que les investisseurs non informés préfèrent les transactions à bas prix, ceci engendre un accroissement de la volatilité des rendements après la division. Ces résultats obtenus sont conformes à ceux d'Ohlson et Penman (1985) qui ont affirmé que l'accroissement de la variance des titres est dû à l'élargissement de la fourchette après la réalisation de l'opération.

Nous avons, par la suite, poussé notre analyse en testant les relations de causalités entre la variation de la volatilité et les différents facteurs significatifs pouvant affecter sa variation.

**Tableau 4** – Régression de la variation de la volatilité

Variable	Régression 1		Régression 2		Régression 3	
	Coefficient	T-test	Coefficient	T-test	Coefficient	T-test
<i>C</i>	0.009510	1.083	0.00679	0.787	-0.002937	-0.360
<i>VOLMK</i>	0.861030	5.209	0.850087	5.252	0.998903	6.594
<i>ADJPRIX</i>	-0.000260	-4.177	-0.000243	-3.978	-1.82E-05	-0.279
<i>FOUR</i>	0.042858	4.989	0.029665	3.227	0.024827	3.037
<i>ΔVA</i>	-3.443097	-1.528	-2.025045	-0.903	-2.140723	-1.040
<i>SMALL</i>			0.051847	3.554		
<i>OTHER</i>					0.066736	7.535
R <sup>2</sup>	0.205020		0.240931		0.344432	
R <sup>2</sup> ajusté	0.193155		0.226716		0.332156	

### III – TEST DE CAUSALITÉ ENTRE LA VOLATILITÉ, LES TAILLES DES TRANSACTIONS ET LA FOURCHETTE DES PRIX

Après avoir constaté l'effet significatif des variables:  $v_1$  transactions informées,  $v_2$  transactions non informées et  $v_3$  la fourchette des prix, sur la variation de la volatilité et afin de tester l'interaction entre ces variables, nous avons utilisé le test de causalité de Granger (1969). Ce test permet d'analyser la relation décalée entre les variables  $v_1$ ,  $v_2$ , et  $v_3$  et la volatilité. Il s'agit essentiellement de vérifier si la relation décalée entre ces variables et la volatilité passée permet d'améliorer la prévision de leurs variations futures.

Avant de passer au test de causalité de Granger, nous avons déterminé la longueur des décalages des variables. Les deux critères utilisés pour calculer la valeur  $i$  du nombre de retard du modèle sont le critère de SCHWARZ (SC) et le critère de AKAIKE (AIC)<sup>1</sup>. Après la détermination de l'ordre de décalage, nous avons vérifié la stationnarité des séries. Pour ce faire, nous avons utilisé le test de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté.

#### 1. Test de causalité entre la volatilité et les transactions informées

L'analyse de la régression de la volatilité a permis de mesurer le degré d'association entre la variation de la volatilité et l'augmentation du nombre des autres transac-

1. Le critère de AKAIKE (AIC): Ce critère consiste à retenir comme valeur de  $i$  celle qui minimise la fonction de AKAIKE qui est donnée par:  $AIC(i) = Ln\left(\frac{SCR_i}{n}\right) + \frac{2i}{n}$ ; SCR<sub>i</sub> la somme des carrés des résidus pour le modèle à  $i$  retard;  $n$ : nombre d'observations disponibles. Le critère de SCHWARZ (SC): consiste à retenir la valeur de  $i$  qui minimise la fonction de SCHWARZ:  $SC(i) = Ln\left(\frac{SCR_i}{n}\right) + \frac{iLn(n)}{n}$ .



tions considérées comme un indicateur des transactions informées.

L'objectif de cette section est de tester les trois hypothèses suivantes :

– **H1.** L'augmentation des transactions informées est à l'origine de l'élargissement de la volatilité ;

– **H2.** L'augmentation de la volatilité provoque l'accroissement des transactions informées ;

– **H3.** La causalité est bidirectionnelle entre les deux variables.

Dans cette section, nous avons essayé de tester ces hypothèses en utilisant la causalité de Granger (1969). Pour calculer la volatilité quotidienne, nous avons suivi la démarche de Kamara et Kioski (2001), cette variable est égale au carré du  $\ln(\text{high}/\text{low})$ , où *high* et *low* sont les valeurs des cours des actions les plus élevées et les plus bas du jour.

Pour chaque journée de transaction, nous avons calculé la volatilité des rendements comme  $\ln(\text{high}/\text{low})^2$ , nous avons estimé le système bivarié suivant pour chaque entreprise procédant à une opération de division des actions :

(2)

$$\ln\left(\frac{OT_t}{OT_{t-1}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{OT_{t-1}}{OT_{t-2}}\right) + \dots +$$

$$\begin{aligned} & \alpha_i \ln\left(\frac{OT_{t-i}}{OT_{t-i-1}}\right) + \beta_1 (VOL_t - VOL_{t-1}) + \\ & \beta_2 (VOL_{t-1} - VOL_{t-2}) + \dots + \\ & \beta_i (VOL_{t-i} - VOL_{t-i-1}) + e_t (VOL_t - VOL_{t-1}) \\ & = \alpha_0 + \alpha_1 (VOL_{t-1} - VOL_{t-2}) + \dots + \\ & \alpha_i (VOL_{t-i} - VOL_{t-i-1}) + \beta_1 \ln\left(\frac{OT_t}{OT_{t-1}}\right) + \\ & \dots + \beta_i \ln\left(\frac{OT_{t-i}}{OT_{t-i-1}}\right) + \mu_t \end{aligned}$$

Avant de tester la causalité entre la volatilité et les transactions informées, nous avons commencé par la détermination du nombre de retards et la vérification de la stationnarité des séries<sup>2</sup>.

Nous avons par la suite procédé au test de racine unitaire de Dickey Fuller augmenté. Le test de causalité de Granger est alors appliqué à l'ensemble de notre échantillon et durant les deux sous-périodes : la période avant annonce (quarante jours avant la date d'annonce) et la période après réalisation (quarante jours après la date de réalisation). Le résultat du test de causalité entre ces deux variables pour la totalité de l'échantillon est donné dans le tableau 5.

Les résultats du test valident les trois hypothèses et montrent l'existence d'une rela-

**Tableau 5** – Test de causalité de Granger entre les transactions informées et la volatilité

Hypothèse nulle	F-Statistique	Probabilité
OTHER ne cause pas au sens de Granger VOL	2,39239	0,01475
VOL ne cause pas au sens de Granger OTHER	2,14408	0,02947

2. Pour déterminer la structure de retard des séries, nous avons fait recours aux critères de Akaike et de Schwarz, le décalage maximum testé est de 10. Les minima des deux critères sont situés à un niveau de retard égal à 8 pour la série de volatilité.

tion de causalité entre les transactions de taille importante et la variation de la volatilité durant la période avant annonce et après réalisation de division des actions, cette relation est bidirectionnelle.

Nous avons, par la suite, testé la relation de causalité entre ces deux variables, opération par opération et sur les deux sous-périodes (avant annonce et après réalisation). Les résultats du test de causalité figurent dans le tableau 6 et montrent que le nombre des firmes affichant une causalité significative, dans un sens ou dans l'autre, est élevé pour chacune des deux sous-périodes. Ce taux est de l'ordre de 30 % avant l'annonce et de 46 % (pour un seuil de 5 %) et 53 % (pour un seuil de 10 %) après la réalisation. Nous avons aussi déduit que la relation de causalité est plus significative durant la période après la réalisation des divisions (au seuil de 10 %, elle est de 38,46 % contre 15,38 % avant).

L'existence d'une relation de causalité entre ces deux variables permet d'améliorer les prévisions relatives à la variation de la volatilité basées uniquement sur ses seules

valeurs passées. Ce résultat prouve le processus séquentiel de diffusion de l'information basée sur la détention d'une information privilégiée par les investisseurs informés. Ceci remet en cause l'hypothèse d'efficience sous sa forme forte, les investisseurs ne reçoivent pas tous la même information au même temps, certains peuvent l'obtenir plus tôt, d'autre avec un peu plus de retard. Les investisseurs non informés ne décrochent qu'une partie de cette information en suivant l'évolution du volume de transaction

Ces investisseurs peuvent, en suivant l'évolution des transactions de taille importante effectuées par les investisseurs informés, constater l'existence d'une certaine information sur laquelle les investisseurs informés se basent pour effectuer leurs échanges. Le comportement mimétique et suiveur de certains investisseurs et surtout des bruiteurs sur le marché tunisien renforce et accentue la variation de la volatilité après la réalisation.

Le sens inverse de la causalité tient aussi, la tendance à la hausse de la volatilité après la

**Tableau 6** – Résultats du test de causalité opération par opération entre les transactions informées et la volatilité durant la période préannonce et post-réalisation.

Période de temps	Sens de la causalité	Pourcentage de causalité significative à	
		5 %	10 %
Préannonce (40 jours)	$\Delta Vol \rightarrow \Delta OT$	15,38 %	15,38 %
	$\Delta OT \rightarrow \Delta Vol$	15,38 %	15,38 %
	Bidirectionnelle	–	–
	Au moins un sens	30,76 %	30,76 %
Post-réalisation (40 jours)	$\Delta Vol \rightarrow \Delta OT$	23,07 %	23,07 %
	$\Delta OT \rightarrow \Delta Vol$	30,76 %	38,46 %
	Bidirectionnelle	7,7 %	7,7 %
	Au moins un sens	46,13 %	53,83 %

division incite les investisseurs informés à accentuer leurs activités de transaction sur le marché. En conséquence, la relation de causalité entre ces deux variables est bidirectionnelle.

## 2. Test de causalité entre la volatilité et les transactions non informées

L'étude précédente sur les facteurs générateurs de la variation de la volatilité après la réalisation de l'opération a permis de constater l'existence d'une liaison entre l'augmentation de la volatilité et la variation des petites transactions. Ceci prouve que l'élargissement de la volatilité est la conséquence directe de l'accès des bruiteurs sur le marché tunisien.

Pour chaque journée de transactions, nous avons calculé la volatilité des rendements comme  $\ln(\text{high/low})^2$ . Nous estimons le système bivarié suivant des équations pour

chaque entreprise procédant à une division des actions :

$$(3) \ln\left(\frac{SM_t}{SM_{t-1}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{SM_{t-1}}{SM_{t-2}}\right) + \dots + \alpha_i \ln\left(\frac{SM_{t-i}}{SM_{t-i-1}}\right) + \beta_1 (VOL_t - VOL_{t-1}) + \beta_2 (VOL_{t-1} - VOL_{t-2}) + \dots + \beta_i (VOL_{t-i} - VOL_{t-i-1}) + e_t (VOL_t - VOL_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 (VOL_{t-1} - VOL_{t-2}) + \dots + \alpha_i (VOL_{t-i} - VOL_{t-i-1}) + \beta_1 \ln\left(\frac{SM_t}{SM_{t-1}}\right) + \dots + \beta_i \ln\left(\frac{SM_{t-i}}{SM_{t-i-1}}\right) + \mu_t$$

Le test de causalité de Granger est alors appliqué à l'ensemble de notre échantillon. Les résultats sont présentés dans le tableau 7.

**Tableau 7** – Test de causalité de Granger entre les transactions non informées et la volatilité

Hypothèse nulle	F-Statistique	Probabilité
NOISYTRADERS ne cause pas au sens de Granger VOL	2,78481	0,00210
VOL ne cause pas au sens de Granger NOISYTRADERS	0,39746	0,94814

Les résultats du test montrent l'existence d'une relation de causalité des petites transactions vers la volatilité. Ceci corrobore les résultats antérieurs prévoyant l'effet causal des petites transactions sur la variation de la volatilité durant la

période d'événement de la division des actions.

Pour mieux comprendre le phénomène, nous avons analysé la relation de causalité durant la période avant annonce et après réalisation. Les résultats sont donnés dans le tableau 8.

**Tableau 8** – Résultats du test de causalité entre les transactions non informées et la volatilité durant la période préannonce et post-réalisation.

Période de temps	Sens de la causalité	Pourcentage de causalité significative à	
		5 %	10 %
Préannonce (40 jours)	$\Delta SMALL \rightarrow \Delta vol$	23,07 %	23,07 %
	$\Delta vol \rightarrow \Delta SMALL$	30,76 %	38,46 %
	Bidirectionnelle		
	Au moins un sens	53,84 %	61,53 %
Post-réalisation (40 jours)	$\Delta SMALL \rightarrow \Delta vol$	46,15 %	53,84 %
	$\Delta vol \rightarrow \Delta SMALL$	30,76 %	38,46 %
	Bidirectionnelle	15,38 %	15,38 %
	Au moins un sens	61,53 %	76,92 %

Le tableau 8 rapporte que la variable SMALL est un facteur déterminant, au sens de Granger, de la volatilité. Ceci confirme l'hypothèse du bruit de transaction de Black (1986). Cependant, le changement de la volatilité n'est pas un facteur déterminant, au sens de Granger, du comportement des petites transactions.

Nous avons déduit que 53,83 % des opérations ont enregistré une causalité significative au seuil de 10 % de la variable SMALL vers la volatilité. Cette causalité est plus significative et d'une ampleur plus élevée durant la période après la réalisation. Ceci confirme les résultats précédemment divulgués à savoir l'accroissement de l'activité des investisseurs non informés après la réalisation de l'opération et son impact direct sur la volatilité. On peut dire alors que l'accroissement des petites transactions de la date t-2 à la date t-1 tend à induire une augmentation de la volatilité de la date t-1 à la date t. Le sens inverse n'est pas vérifié, ainsi, une variation de la volatilité ne pro-

voque aucun changement des transactions non informées.

Une autre explication de cette variation est basée sur l'effet de la structure d'actionnariat. Les investisseurs institutionnels dominent la structure de possession et de transaction sur le marché, les individus supportent des coûts de transaction par action relativement plus élevés que ceux payés par les institutionnels. Les petits investisseurs préfèrent alors les titres à prix bas créés par la division contrairement aux institutionnels. Ainsi, la division des actions encourage l'accès des petits investisseurs non informés et conduit à la hausse la tendance de la volatilité sur le marché.

### 3. Test de causalité entre la volatilité et la fourchette des prix

Le test de causalité de Granger est utilisé pour tester la relation de causalité entre la volatilité et la fourchette des prix. L'équation de la régression est la suivante :

$$(4) \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_i y_{t-i} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_i x_{t-i} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_i y_{t-i} + \mu_t$$

Sachant que :

$$y_t = vol_t - vol_{t-1}$$

et

$$x_t = Four_t - Four_{t-1}$$

Le résultat du test de causalité entre ces deux variables pour la totalité de l'échantillon est donné dans le tableau 9.

Les résultats du test montrent l'inexistence d'une relation de causalité entre la variation de la fourchette relative et celle de la vola-

tilité durant toute la période d'analyse. Afin de vérifier ce résultat et pour mieux comprendre le phénomène, nous avons analysé la relation de causalité durant la période avant annonce et après réalisation. Les résultats sont dans le tableau 10.

Les résultats du tableau 10 confirment l'absence d'une relation de causalité entre la fourchette et la volatilité, le changement de la volatilité n'est pas un facteur déterminant, au sens de Granger, de la variation de la volatilité. On peut déduire, aussi, que les taux des opérations enregistrant une causalité significative sont faibles dans les deux sens de la relation aussi bien avant l'annonce qu'après la réalisation de l'événement.

**Tableau 9** – Test de causalité de Granger entre les fourchettes des prix et la volatilité

Hypothèse nulle	F-Statistique	Probabilité
FOUR ne cause pas au sens de Granger VOL	0,00021	1,00000
VOL ne cause pas au sens de Granger FOUR	0,00011	1,00000

**Tableau 10** – Résultats du test de causalité entre les fourchettes des prix et la volatilité durant la période préannonce et post-réalisation.

Période de temps	Sens de la causalité	Pourcentage de causalité significative à	
		5 %	10 %
Préannonce (40 jours)	$\Delta Four \rightarrow \Delta vol$	15,3 %	15,3 %
	$\Delta vol \rightarrow \Delta Four$	23,07 %	23,07 %
	Bidirectionnelle	7,6 %	7,6 %
	Au moins un sens	30,7 %	30,7 %
Post-réalisation (40 jours)	$\Delta Four \rightarrow \Delta vol$	7,6 %	7,6 %
	$\Delta vol \rightarrow \Delta Four$	23,07 %	30,7 %
	Bidirectionnelle	–	15,38 %
	Au moins un sens	30,7 %	30,7 %

#### 4. Conclusion

Dans le cadre de ce travail, nous avons étudié l'évolution de la volatilité autour de la division des actions et des attributions gratuites. En utilisant plusieurs indicateurs pour mesurer l'évolution du risque autour de ces événements, nous avons conclu que seulement la division des actions est associée à un accroissement de la volatilité. Pour expliquer cette réaction, cette volatilité est alors régressée en fonction de certaines variables qui dépendent de l'activité de transaction du marché et de la firme. Les résultats ont montré que les divisions des actions sont associées à un accroissement de la volatilité, du nombre de petites transactions, de la fourchette des prix et des transactions informées. Nous avons, aussi, constaté l'accroissement des transactions de taille faible suite à un changement de la structure d'actionnariat et à l'entrée des

investisseurs non informés. Cette intensification des transactions non informées est à l'origine de la hausse de la volatilité.

En utilisant, le test de causalité de Granger, nous avons montré que la variation du nombre de petits investisseurs est à l'origine de la fluctuation de la volatilité après la réalisation de l'opération. Nous avons, aussi, constaté l'existence d'une relation de causalité des transactions de taille importante vers la volatilité durant la période avant annonce et après réalisation de division des actions. Le sens inverse de la causalité tient aussi, en conséquence, la relation de causalité entre ces deux variables est bidirectionnelle. Cependant, les résultats remettent en cause l'existence d'une relation de causalité au sens de Granger entre la variation de la volatilité et celle de la fourchette des prix.

#### BIBLIOGRAPHIE

- Benchamann K. et Raaballe J., The differences between stock splits and stock dividends, Working paper, University of Aarhus, 2004.
- Black F., "Noise", *Journal of Finance*, 41, 1986, p. 529-543.
- Boehme R., Reexamining the long-run stock split anomaly puzzle, Working paper, University of Houston, 2001.
- Charitou A., Vafeas N. et Zachariades C., "Irrational investor response to stock splits in an emerging market", *The International Journal of Accounting*, 40, 2005, p. 133-149.
- Conrad J., Conroy R., "Market microstructure and the ex-date return", *Journal of Finance*, 49, 1994, p. 1507-1519.
- Dennis, Stock splits and liquidity: the case of the Nasdaq Index trading stock, working paper, university of Virginia, 2003.
- Dravid A., "A Note on the Behavior of stock returns around ex-dates of stock distributions", *Journal of Finance*, 42, 1987, p. 163-168.
- Dubofsky D., "Volatility increases subsequent to NYSE and AMEX stock splits", *Journal of Finance*, 46, 1991, p. 421-431.
- Granger C.W.J., "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 36, 1969, p. 424-438.

- Grinblatt M. S., Masulis R. M., and Titman S., "The evaluation effects of stock splits and stock dividends", *Journal of Financial Economics*, December 1984, p. 461-90.
- Grar. A, « Étude d'événement et modification du risque systématique et spécifique », *Cahier du CEREG n° 9306*, Université Paris Dauphine, 1994.
- Jinag, Jang C.K. et Robert A. W., "The change in trading activity on volatility and adverse selection component: evidence from ADR splits", *Journal of Multinational Financial Management*, 12, 2002, p. 323-345.
- Kamara A. et Koski J., "Volatility, autocorrelations, and trading activity after stock splits", *Journal of financial market*, 2001, p. 163-182.
- Lipson et Mortal, "The effect of stock splits on clientele; is tick size relevant", *Journal of corporate finance*, January 2006, p. 1-19.
- Ohlson, J.A. et Penman S., "Volatility increases subsequent to stock splits: An empirical aberration", *Journal of Financial Economics*, 14, June 1985, p. 251-266.
- Wulff C., The market reaction to stock split, Working paper, Humboldt University of Berlin, 2002.

