



**HAL**  
open science

## L'impact de l'IFRS 8 sur le coût des capitaux propres

Gaëlle Lenormand, Lionel Touchais

► **To cite this version:**

Gaëlle Lenormand, Lionel Touchais. L'impact de l'IFRS 8 sur le coût des capitaux propres. *Revue management & avenir*, 2017, 92 (2), pp.133-152. 10.3917/mav.092.0133 . hal-01737294

**HAL Id: hal-01737294**

**<https://hal.parisnanterre.fr/hal-01737294v1>**

Submitted on 19 Mar 2018

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

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

# L'impact de l'IFRS 8 sur le coût des capitaux propres

## The impact of IFRS 8 on the cost of equity capital

### **Gaëlle Lenormand**

Faculté des Sciences Economiques  
Université de Rennes 1  
CREM UMR CNRS 6211  
7, place Hoche  
CS 86514  
35065 Rennes Cedex  
[gaelle.lenormand@univ-rennes1.fr](mailto:gaelle.lenormand@univ-rennes1.fr)

### **Lionel Touchais**

IGR – IAE de Rennes  
Université de Rennes 1  
CREM UMR CNRS 6211  
11, rue Jean Macé  
CS 70803  
35708 Rennes cedex 7  
[lionel.touchais@univ-rennes1.fr](mailto:lionel.touchais@univ-rennes1.fr)

**G. Lenormand** est maître de conférences et responsable du Master Finance d'entreprise. Elle a publié des articles dans des revues académiques et professionnelles sur la qualité des informations financières avec les IFRS et sur les performances des fonds communs de placement.

**L. Touchais** est maître de conférences HDR et responsable du Master Comptabilité Contrôle Audit. Il a publié des articles dans des revues académiques et professionnelles sur la qualité des informations financières avec les IFRS et sur les pratiques de contrôle de gestion dans des contextes particuliers.

### **Résumé :**

L'article vise à mesurer l'impact de l'IFRS 8 sur le contenu informationnel des données sectorielles. Sur un échantillon français, nous constatons qu'une évolution de la segmentation avec l'IFRS 8 s'accompagne d'un moindre coût des capitaux propres. En d'autres termes, lorsque le nombre de segments présentés change, l'IFRS 8 semble apporter un complément d'information utile à l'investisseur. Ce résultat confirme les attentes et les conclusions de l'IASB.

Mots clés : IAS 14, IFRS 8, informations sectorielles, coût des capitaux propres.

### **Abstract:**

This article measures the impact of IFRS 8 on the informational content of segment data. With a sample of French groups, we find a reduction of the cost of equity for firms changing the number of segments with IFRS 8. In this situation, IFRS 8 improves the usefulness of information to the shareholders thanks to a change in segmentation. This result confirms the IASB's expectation and conclusion about IFRS 8.

Key words: IAS 14, IFRS 8, segment reporting, cost of equity.

Dans le cadre de leurs états financiers consolidés, les groupes doivent fournir de l'information sectorielle. Ces données doivent permettre aux lecteurs des comptes de mieux comprendre les risques et la rentabilité d'entreprises opérant sur des activités et des zones géographiques variées.

Depuis 2009, avec le référentiel comptable international, les groupes appliquent l'IFRS 8 (IASB 2006a) en remplacement de l'IAS 14 (IASB 1997) pour les informations sectorielles à publier. Ces deux normes diffèrent fortement avec une approche formalisée pour l'IAS 14 qui indique, à la fois, la méthode à suivre pour réaliser le découpage sectoriel et les informations comptables à diffuser pour chaque segment. En revanche, avec l'approche managériale de l'IFRS 8 qui reprend le contenu de la norme américaine correspondante : la SFAS 131 (FASB 1997), les groupes présentent la segmentation utilisée en interne par le « principal décideur opérationnel » du groupe pour l'évaluation des performances de chaque secteur et l'affectation des ressources. Par ailleurs, à l'exception du résultat dont la publication reste obligatoire, seules les informations sectorielles fournies à ces décisionnaires doivent désormais être publiées. Pour le normalisateur international, l'IFRS 8 est censée permettre aux investisseurs de « voir les groupes avec les yeux de la direction » en diffusant seulement les informations financières importantes (IASB 2006b). L'étude préalable de la Commission européenne (2007) conforte cette attente de meilleure qualité de l'information sectorielle. Elle estime que la nouvelle norme s'accompagne d'un rapport coût / bénéfice favorable avec, notamment, la publication de données plus utiles pour l'investisseur. Véron (2007) considère toutefois qu'avec l'IFRS 8, le normalisateur international visait surtout la convergence avec les normes américaines au préjudice de l'objectif de qualité déclaré par l'IASB. S'agissant de la SFAF (Société Française des Analystes Financiers), elle estime que l'IFRS 8 va se traduire par « une nette dégradation de la qualité et de la pertinence de l'information diffusée par les sociétés en matière d'information sectorielle alors même que celle-ci est au cœur de la compréhension des métiers, des situations et des dynamiques qui composent les groupes » (SFAF 2010) en raison d'une plus grande marge de manœuvre quant au choix des informations sectorielles à publier. Au-delà des problèmes d'homogénéité et de comparabilité, cela suscite des questions sur l'objectivité et la fiabilité des informations sectorielles communiquées et donc sur la réelle amélioration des possibilités d'analyse offertes par la nouvelle norme aux utilisateurs des comptes. Cela nous conduit à poser la question suivante : dans quelle mesure les changements liés à l'IFRS 8 s'accompagnent-ils d'un meilleur contenu informationnel des données sectorielles au travers d'une réduction du coût des capitaux propres ?

D'une manière plus générale, la relation susceptible d'exister entre les informations publiées en annexes et le coût des capitaux propres a été peu étudiée sur des firmes françaises, à l'exception notable de Déjean et Martinez (2009) qui ont porté leur attention sur l'information environnementale.

Après une revue de la littérature (section 1), nous présentons la méthodologie retenue (section 2) et nous évaluons les conséquences des changements induits par l'IFRS 8 sur le coût des capitaux propres sur un échantillon de groupes issus d'Euronext Paris (section 3).

## **1. Revue de la littérature**

Après avoir présenté les changements apportés par l'IFRS 8 (1.1), nous analysons dans quelle mesure ces changements peuvent entraîner une réduction du coût des capitaux propres (1.2).

### **1.1. Les changements de pratiques avec l'IFRS 8**

Plusieurs recherches ont mesuré les changements induits par l'IFRS 8 sur des échantillons européens (ESMA 2011, Nichols et al. 2012), australien (Bugeja et al. 2015), britannique (Crawford et al. 2012) et français (Lenormand et Touchais 2014). Ils aboutissent à des

résultats semblables, à savoir que l'IFRS 8 ne se traduit pas par un bouleversement des pratiques au niveau du découpage sectoriel ou des indicateurs publiés. La relative proximité de la segmentation avec les deux normes s'explique par un découpage sectoriel antérieur reposant aussi sur l'organisation et le système d'information interne du groupe conformément aux directives de l'IAS 14. Pour les indicateurs sectoriels, leur nombre diminue de manière relativement importante puisqu'à l'exception du résultat, seules les informations remontant au principal dirigeant opérationnel du groupe doivent maintenant être publiées.

Les données sectorielles communiquées avec l'IFRS 8 semblent présenter quelques insuffisances. D'une part, en raison d'une segmentation quelquefois trop agrégée ou regroupée de façon inadaptée (IASB 2013), elles ne reflètent pas toujours l'information détaillée suivie par les principaux dirigeants opérationnels du groupe, d'où un moindre intérêt de ces indicateurs pour les utilisateurs des comptes (Crawford et al. 2012, ESMA 2011). D'autre part, la flexibilité liée à l'approche managériale fait craindre un risque de dissimulation de l'information pour les groupes qui ne souhaitent pas révéler des activités déficitaires ou divulguer de l'information trop précise aux concurrents (Crawford et al. 2012, IASB 2013). Dans sa revue *post implementation*, l'IASB (2013) considère néanmoins que l'IFRS 8 se traduit globalement par une meilleure information financière pour les utilisateurs des comptes en raison d'une amélioration de la compréhension du *business model* des groupes. En d'autres termes, les éléments de réponses apportés à la question de la supériorité de l'IFRS 8 pour l'utilisateur sont contrastés.

## **1.2. L'impact de l'IFRS 8 sur le contenu informationnel des données sectorielles**

De nombreux travaux ont tenté d'apprécier l'impact des changements liés à l'application de la SFAS 131 (norme américaine très proche de l'IFRS 8) sur le contenu informationnel des informations sectorielles. Ils montrent que la SFAS 131 entraîne une augmentation du nombre de secteurs et la réduction du nombre de groupes mono-sectoriels. Cette amélioration de la segmentation se traduit par une réduction des erreurs de prévisions des analystes financiers (Berger et Hann 2003) et un accroissement de l'information publique disponible (Botosan et Stanford 2005). D'autres recherches constatent que cette situation s'accompagne d'une réduction de l'asymétrie de l'information (Hardin 2009) et d'une amélioration de la capacité des marchés à estimer les résultats futurs (Ettredge et al. 2005, Park 2011). Cette amélioration de l'information pour les analystes et les investisseurs avec la SFAS 131 n'est toutefois pas démontrée pour l'information géographique (Hope et al. 2006, 2008, 2009a, 2009b). Dans tous les cas, ces résultats sont obtenus dans un contexte spatial et temporel différent et, de surcroît, sur une norme américaine qui s'est traduite par des changements de pratiques différentes en termes de publication de l'information sectorielle. En d'autres termes, il s'avère nécessaire de vérifier ces conclusions pour l'IFRS 8.

Si plusieurs auteurs ont mesuré les changements entraînés par l'application de l'IFRS 8 (Bugeja et al. 2015, Crawford et al. 2012, ESMA 2011, Lenormand et Touchais 2014, Nichols et al. 2012), peu de travaux ont traité de l'impact de cette norme sur le contenu informationnel des données sectorielles publiées (Bugeja et al. 2015, Leung et Verriest 2015). Sur un échantillon australien, Bugeja et al. (2015) constatent que les entreprises avec une segmentation moins agrégée avec l'application de l'IFRS 8 ne présentent pas d'amélioration des prévisions de résultats des analystes financiers (réduction des erreurs et de la dispersion des prévisions). En d'autres termes, la présentation de secteurs opérationnels supplémentaires ne semble pas apporter de compléments d'information utiles à l'analyste financier. De la même manière, sur un échantillon européen et en s'intéressant à la seule segmentation géographique, Leung et Verriest (2015) montrent que les prévisions des analystes, le coût des capitaux propres et la fourchette de prix (*Bid-Ask Spread*) ne sont pas affectés par l'IFRS 8, y

compris pour les groupes présentant un découpage géographique plus détaillé avec la nouvelle norme.

Ces résultats ne confirment pas les résultats obtenus pour la SFAS 131 et, surtout, ne valident pas les attentes de l'IASB (2006b) et les conclusions de sa revue *post implementation* (IASB 2013). Ils amènent ces auteurs à s'interroger sur l'utilité de l'IFRS 8 pour les utilisateurs des comptes. Cette absence de résultats est toutefois susceptible de s'expliquer par la période d'analyse retenue. Etudier seulement les deux années 2009 et 2010 peut s'avérer insuffisant pour capter pleinement l'effet de l'IFRS 8 sur le coût des capitaux propres des groupes. D'une part, la crise financière de 2008, qui s'est ensuite muée en ralentissement économique, a pu influencer le coût des capitaux propres des entreprises (André et al. 2014, Filip et Raffournier 2014). D'autre part, l'application d'une nouvelle norme demande parfois un certain temps pour être mise en place de manière effective en raison de tâtonnements et, ou d'un certain attentisme visant à apprécier les décisions prises par les autres entreprises. Enfin, les utilisateurs des comptes peuvent avoir besoin d'un certain temps avant d'avoir une bonne compréhension des informations produites par la nouvelle norme qui sont, de surcroît, susceptibles de s'accompagner d'une perte de repères momentanée.

De nombreuses études lient l'information publiée au coût des capitaux propres. Elles font l'hypothèse qu'une information plus importante et de meilleure qualité entraîne une diminution du risque pour l'actionnaire et une réduction de l'asymétrie d'information et, ou des coûts de transaction, d'où une meilleure liquidité du titre et, *in fine*, une diminution du coût des capitaux propres (Botosan 2006, Hail 2002, Healy et Palepu 2001, Lambert et al. 2007). Même si les recherches portant sur la relation entre l'information publiée et le coût des capitaux propres aboutissent parfois à des résultats contradictoires, la plupart démontre une relation négative conformément aux attentes (Francis et al. 2008).

Au regard de l'absence de résultats obtenus par Bugeja et al. (2015) et Leung et Verriest (2015) et de la période d'étude limitée retenue par ces auteurs, il nous semble important de revenir sur la question de l'impact des changements générés par l'IFRS 8 sur le contenu informationnel des données sectorielles. En nous focalisant sur le coût des capitaux propres, nous nous attendons à ce que le coût des capitaux propres reflète, entre autres, la qualité de l'information financière publiée (Daske et al. 2008). En d'autres termes, si l'IFRS 8 se traduit par une amélioration effective du contenu informationnel des données sectorielles comme attendue par l'IASB, cette situation devrait conduire à une réduction du coût des capitaux propres des entreprises modifiant leurs pratiques. Cela nous amène à poser l'hypothèse suivante :

Les changements de l'information sectorielle publiée induits par l'application de l'IFRS 8 entraînent une diminution du coût des capitaux propres.

## **2. La méthodologie**

Après avoir expliqué la constitution de l'échantillon (2.1), nous présentons les mesures du coût des capitaux propres utilisées (2.2) puis le modèle de recherche (2.3).

### **2.1. L'échantillon**

L'échantillon s'appuie sur les 250 plus grosses capitalisations boursières d'Euronext Paris à la fin du premier exercice d'application de l'IFRS 8 : au 31/12/2009 (tableau 1). Pour des raisons d'homogénéité, nous ne retenons que les groupes clôturant leur exercice comptable au 31 décembre. Nous éliminons, par ailleurs, les entreprises avec une activité financière et d'assurance, ne publiant pas leurs comptes en IFRS ou étant introduite en bourse en 2009. Nous excluons également les groupes ayant appliqué l'IFRS 8 par anticipation ou réalisé une

opération de cession ou fusion impactant le découpage sectoriel. Enfin, les sociétés suivies par moins de trois analystes financiers ou pour lesquelles des données I/B/E/S sont manquantes ne sont pas retenues. Au total, l'échantillon est composé de 126 sociétés.

**Tableau 1 - L'échantillon**

<b>Echantillon initial</b>	<b>250</b>
Sociétés ne clôturant pas au 31 décembre	(37)
Sociétés financières et d'assurance	(16)
Sociétés n'utilisant pas les IFRS ou introduites en bourse en 2009	(2)
Sociétés impliquées dans une opération de fusion-acquisition ayant un impact significatif sur le découpage sectoriel	(5)
Sociétés ayant appliqué l'IFRS 8 de manière anticipée	(20)
Sociétés avec des données I/B/E/S manquantes	(7)
Sociétés suivies par moins de 3 analystes financiers	(37)
<b>Sociétés constituant l'échantillon</b>	<b>126</b>

Dans les états financiers 2009, lors de la première application de l'IFRS 8, les données sectorielles des années antérieures présentées comme information comparative sont retraitées. Ainsi, nous disposons des données sectorielles 2008 construites avec l'IAS 14 (comptes annuels 2008) et l'IFRS 8 (comptes annuels 2009). En comparant l'information sectorielle obtenue sur un même échantillon et sur une même période de temps, nous sommes en mesure d'évaluer l'importance des changements entraînés par l'IFRS 8 et ainsi mesurer l'impact de ces changements sur le coût des capitaux propres.

## **2.2. Les méthodes de mesure du coût des capitaux propres**

Pour évaluer le coût des capitaux propres, deux approches sont possibles. L'approche traditionnelle consiste à calculer un coût des capitaux propres *ex post* à partir des rentabilités historiques. Cette méthode pose des problèmes de choix du modèle d'évaluation (CAPM, modèle à trois facteurs de Fama et French...) et d'estimation des paramètres (primes de risque...). Par ailleurs, selon Fama et French (2004), elle produit des résultats décevants. Nous retenons donc la seconde approche qui consiste à calculer un coût des capitaux propres *ex ante* à partir de données prévisionnelles. Cela suppose de recourir à un modèle d'évaluation de la société pour calculer le coût implicite des capitaux propres. Ce dernier correspond alors au taux de rendement interne qui égalise le cours actuel de la société à la valeur actuelle des flux futurs attendus.

Plusieurs études portant sur l'aptitude d'un modèle à expliquer les cours des actions démontrent que les modèles basés sur les bénéfices sont plus efficaces que ceux fondés sur les flux de trésorerie futurs (Frankel et Lee 1998, Penman et Sougiannis 1998). Deux types de modèles fondés sur les bénéfices ont été développés : les modèles de bénéfice résiduel et les modèles de croissance du bénéfice anormal. En raison des avantages et inconvénients de chaque modèle, nous retenons ces deux modélisations.

### **2.2.1. Les modèles de bénéfice résiduel**

Le bénéfice résiduel correspond à la différence entre le bénéfice et la rentabilité attendue des capitaux propres. Ces modèles reposent sur l'hypothèse de « *clean surplus* » qui suppose que les éléments affectant les capitaux propres sont inclus dans les résultats. Les capitaux propres d'une période peuvent donc être déterminés à partir des capitaux propres de la période précédente augmentés du bénéfice de l'année ajusté des dividendes versés. Dans cet article, deux modélisations sont retenues en fonction de l'hypothèse d'évolution des bénéfices résiduels futurs.

Le modèle de Claus et Thomas (2001) :

$$P_t = CPPA_t + \sum_{i=1}^T \frac{BPA_{t+i} - r * CPPA_{t+i-1}}{(1+r)^i} + \frac{(BPA_{t+T} - r * CPPA_{t+T-1}) * (1+g)}{(r-g) * (1+r)^T}$$

Avec  $P_t$  : le cours de l'action à la date  $t$  ;

$CPPA_t$  : les capitaux propres par action au début de l'année  $t$  ;

$BPA_{t+i}$  : les prévisions des analystes financiers de bénéfice par action pour la période  $t+i$  ;

$CPPA_{t+i-1}$  : les prévisions des analystes financiers des capitaux propres par action au début de la période  $t+i-1$  ;

$g$  : le taux de croissance attendu des bénéfices résiduels ;

$r$  : le coût des capitaux propres.

Le modèle se fonde sur les capitaux propres par action actuels et les prévisions de capitaux propres et de bénéfice par action sur 5 ans ( $T=5$ ). Au-delà de cette période, les auteurs supposent que les bénéfices anormaux augmentent à un taux  $g$  correspondant au taux d'inflation attendu.

Le modèle de Gebhardt, Lee et Swaminathan (2001) :

$$P_t = CPPA_t + \sum_{i=1}^T \frac{BPA_{t+i} - r * CPPA_{t+i-1}}{(1+r)^i} + \frac{BPA_{t+T+1} - r * CPPA_{t+T}}{r(1+r)^T}$$

Le modèle se fonde sur les capitaux propres par action actuels et les prévisions de bénéfice par action sur 3 ans. Au-delà, les auteurs supposent que le retour sur capitaux propres ( $BPA_t / CPPA_{t-1}$ ) de l'entreprise converge linéairement vers le retour sur capitaux propres médian du secteur d'activité<sup>1</sup>. Après 12 ans ( $T=12$ ), le bénéfice résiduel est supposé constant.

### **2.2.2. Les modèles de croissance du bénéfice anormal**

Comme les modélisations précédentes, les modèles de croissance du bénéfice anormal reposent sur l'idée qu'une société crée de la valeur quand elle « gagne » plus que le taux de rendement requis. Au lieu de calculer la valeur de l'entreprise à partir des capitaux propres actuels augmentés des bénéfices résiduels futurs, ces modèles s'appuient uniquement sur les résultats futurs attendus. La croissance du bénéfice anormal est égale à la différence entre le bénéfice réalisé augmenté du rendement attendu du dividende de l'année passée et le bénéfice normal correspondant au résultat précédent augmentant au taux de rendement attendu. Le fait de se concentrer sur les bénéfices permet de rendre ces modèles indépendants de l'hypothèse de « *clean surplus* ».

Pour aboutir à une solution numérique, cette modélisation ne peut s'appliquer qu'à des entreprises avec un taux de croissance positif des bénéfices. Là encore, deux modèles de croissance du bénéfice anormal sont retenus.

Le modèle d'Easton (2004) :

Ce modèle s'appuie sur Ohlson et Juettner-Nauroth (2000) qui reconnaissent le rôle central des prévisions de bénéfice par action à court terme (sur les deux années suivantes) pour l'évaluation. En supposant que la croissance des bénéfices anormaux est constante au-delà de la période de prévision explicite, Easton (2004) propose le modèle suivant :

$$P_t = \frac{BPA_{t+2} + r * DPA_{t+1} - BPA_{t+1}}{r^2}$$

Avec  $DPA_{t+1}$  : les prévisions des analystes financiers sur le dividende par action pour la période  $t+1$ .

Le modèle d'Ohlson et Juettner-Nauroth (2005) :

$$P_t = \frac{BPA_{t+1}}{r} * \frac{g_c + r \frac{DPA_{t+1}}{BPA_{t+1}} - g_l}{(r - g_l)}$$

Avec  $g_c$  : le taux de croissance à court terme des BPA =  $\frac{BPA_{t+2} - BPA_{t+1}}{BPA_{t+1}}$  ;

$g_l$  : le taux de croissance des bénéfices anormaux attendu au-delà de l'année t+1.

Ce modèle se base également sur celui d'Ohlson et Juettner-Nauroth (2000). Il considère que le prix est fonction du bénéfice par action de la période suivante, du taux de croissance à court terme du bénéfice par action ( $g_c$ ) ajusté des dividendes, du taux de croissance à long terme des bénéfices par action ( $g_l$ ) et du coût des capitaux propres. Le taux de croissance à long terme au-delà de l'année t+1 correspond au taux d'inflation attendu.

Le calcul du coût implicite des capitaux propres repose sur plusieurs sources de données. Le cours de l'action ( $P_t$ ) et les taux de croissance  $g_l$  (modèle d'Ohlson et Juettner-Nauroth) et  $g$  (modèle de Claus et Thomas) sont extraits de la base de données Datastream. Les capitaux propres par action de début d'année t ( $CPA_t$ ) et les informations nécessaires au calcul des retours sur capitaux propres par secteur d'activité (BPA et CPA passés) sont issus de la base de données Worldscope. Quant aux prévisions financières (bénéfice par action, capitaux propres par action et dividende par action) pour les années t+1 à t+3, elles sont extraites de la base de données I/B/E/S. Au-delà de t+3 et jusqu'en t+5, des prévisions existent mais elles sont considérées comme peu représentatives car souvent issues d'un ou deux analystes seulement. À l'instar de Daske et al. (2008), les prévisions de bénéfice par action pour les périodes t+3 à t+5 sont générées à partir de la formule :

$$BPA_{t+i} = BPA_{t+i-1} * (1+CLT)$$

Avec CLT : le taux de croissance à long terme obtenu à partir du pourcentage de variation du bénéfice par action prévisionnel entre les périodes t+2 et t+3.

Pour les modèles de bénéfice résiduel, au-delà de la période t+3, les capitaux propres sont calculés suivant l'hypothèse de « *clean surplus* » :

$$CPA_{t+i} = CPA_t + BPA_{t+i} - DPA_{t+i}$$

avec  $DPA_{t+i} = BPA_{t+i} * k$  où k (issu de Worldscope) est le taux moyen de distribution des dividendes calculé sur les trois années précédentes.

### 2.3. Le modèle de recherche

Pour tester l'hypothèse portant sur une diminution du coût des capitaux propres pour les entreprises modifiant leur segmentation avec l'IFRS 8, nous mettons en œuvre le modèle de régression suivant :

$$CC_i = \alpha_0 + \alpha_1 POST_i + \alpha_2 POST_i \times CHANGE_i + \alpha_3 BETA_i + \alpha_4 LNCB_i + \alpha_5 P\_B_i + \alpha_6 END_i + \alpha_7 DISP_i + \varepsilon_i$$

Avec :

Variable dépendante :

$CC_{i,t}$  : coût des capitaux propres moyen de la société i l'année t. À l'instar des auteurs utilisant cette mesure, nous retenons une moyenne des coûts implicites des capitaux propres calculés à partir de plusieurs modèles. Comme Cao et al. (2015) et Daske et al. (2008), nous retenons les modélisations de Claus et Thomas (2001), Gebhardt et al. (2001), Easton (2004) et Ohlson et Juettner-Nauroth (2005) présentées précédemment. Les cours des actions et les prévisions considérées sont ceux des mois de mai c'est-à-dire cinq mois après la fin de l'année fiscale. Ce délai est retenu pour être sûr que les données financières de l'année passée sont publiquement disponibles et prises en compte dans les cours et les prévisions des analystes financiers.



#### Variables indépendantes :

POST<sub>i</sub> : prend la valeur 1 si les prévisions du groupe i sont réalisées sur la base des données sectorielles avec l'IFRS 8 et 0 sinon.

POST<sub>i</sub>×CHANGE<sub>i</sub> avec CHANGE<sub>i</sub> qui mesure les changements de découpage sectoriel du groupe i liés à l'IFRS 8.

Pour mesurer l'évolution des pratiques liée à l'application de l'IFRS 8, nous nous intéressons au changement de la segmentation en raison de l'importance du découpage sectoriel pour la compréhension du modèle d'affaires (*business model*) du groupe. Ce changement est d'abord mesuré par la variable CHANGE\_SEG<sub>i</sub> qui prend la valeur 1 si le nombre de segments évolue avec l'IFRS 8 et 0 sinon. Le sens du changement (augmentation ou diminution du nombre de secteurs) pouvant impacter différemment le coût des capitaux propres, cette variable est ensuite décomposée avec :

AUG\_SEG<sub>i</sub> (DIM\_SEG<sub>i</sub>) qui mesure la variation relative (en valeur absolue) du nombre de segments des groupes augmentant (diminuant) le nombre de secteurs publiés avec l'IFRS 8.

Un coefficient  $\alpha_2$  négatif significatif confirmerait l'hypothèse, à savoir qu'un changement du nombre de segments reportés avec l'IFRS 8 induit une diminution du coût des capitaux propres.

#### Variables de contrôle :

BETA<sub>i,t-1</sub> : le bêta de la société i à la fin de l'année t-1 ;

LNCB<sub>i,t-1</sub> : le logarithme népérien de la capitalisation boursière de la société i à la fin de l'année t-1 ;

P\_B<sub>i,t-1</sub> : le ratio *price-to-book* de la société i à la fin de l'année t-1 ;

END<sub>i,t-1</sub> : l'endettement de la société i à la fin de l'année t-1 ;

DISP<sub>i,t</sub> : la dispersion des prévisions de bénéfice par action de la société i en mai de l'année t.

Nous retenons les variables de contrôle pour lesquelles une relation avec le coût des capitaux propres a déjà été démontrée. Ainsi, le bêta de l'action (BETA) est intégré pour contrôler le risque systématique (Botosan et Pumlee 2002). Il est calculé à partir des rentabilités mensuelles des cinq années précédant mai 2009 et/ou mai 2010 (avec un historique d'au moins 36 mois). La relation attendue entre le bêta et le coût des capitaux propres est une relation positive en raison d'un risque plus élevé. La relation attendue avec la taille est négative car l'environnement informationnel tend à s'accroître avec la taille de l'entreprise. Nous retenons, par ailleurs, le ratio *price-to-book* (P\_B) et attendons une relation négative avec le coût des capitaux propres reflétant de fortes opportunités de croissance, une meilleure application du principe de prudence ou encore un risque perçu moindre (Gebhardt et al. 2001). S'agissant de l'endettement (END), une relation positive est attendue avec le coût des capitaux propres. Cette variable est mesurée par le rapport entre le total des dettes et le total actif (Dhaliwal et al. 2011, Gebhardt et al. 2001). Enfin, nous retenons la dispersion des prévisions de bénéfice par action (DISP) des analystes financiers pour tenir compte de la variabilité des prévisions de résultat, en d'autres termes, de la difficulté à prévoir les résultats futurs. Contrairement aux attentes, ces mêmes auteurs montrent que cette variable est négativement associée au coût implicite des capitaux propres.

Les données nécessaires à ces régressions proviennent des bases de données I/B/E/S (prévisions des analystes financiers et dispersions des prévisions), Worldscope (cours boursiers, capitalisations boursières, endettements, ratios *price-to-book*) et des rapports annuels des groupes (données sectorielles : variables CHANGE).

Nous utilisons des données de panel sur deux années : 2009 pour l'IAS 14 et 2010 pour l'IFRS 8. Pour les raisons évoquées précédemment : temps d'apprentissage, perte de repères et crise financière, nous mesurons ensuite l'impact des changements liés à l'IFRS 8 sur le coût des capitaux propres sur une période de 6 ans. Elle comprend les deux sous-périodes suivantes : 2007 à 2009 avec des prévisions s'appuyant sur des rapports annuels utilisant l'IAS 14 et 2010 à 2012 avec des prévisions s'appuyant sur des documents de référence retenant l'IFRS 8. Sur cette période d'étude, nous disposons d'un nombre théorique de 756 observations (126 × 6). En raison de données manquantes sur certains exercices, cette analyse porte au final sur 559 observations.

Les tests de Breusch et Pagan et d'Hausman nous conduisent à retenir un modèle de régression en données de panel à effets aléatoires. Cependant, l'estimation initiale de ce modèle ayant mis en évidence des problèmes d'hétéroscédasticité et de corrélation du terme d'erreur, nous adoptons un modèle à erreurs standard corrigées.

### 3. Les résultats

Après avoir présenté les statistiques descriptives (3.1), nous portons notre attention sur les résultats issus des régressions (3.2).

#### 3.1. Les statistiques descriptives

Le tableau 2 démontre une légère augmentation, avec l'IFRS 8, du nombre moyen de secteurs reportés qui s'élève de 3,31 à 3,57. Cette augmentation n'est néanmoins pas statistiquement significative au seuil de 10 %.

**Tableau 2 - Les changements du nombre de secteurs publiés avec l'IFRS 8**

	IAS 14	IFRS 8
Nombre de groupes	126	126
Nombre moyen de secteurs	3,31	3,57
Nombre médian de secteurs	3	3
<b>Variation du nombre de secteurs avec l'IFRS 8</b>	Nombre	Fréquence
-3	1	1 %
-2	2	2 %
-1	7	5 %
0	93	74 %
+1	12	9 %
+2	4	3 %
+3	3	2 %
+4	2	2 %
+5	2	2 %
<b>TOTAL</b>	<b>126</b>	<b>100 %</b>

Conformément aux résultats obtenus par d'autres chercheurs (Bugeja et al. 2015, Crawford et al. 2012, ESMA 2011, Lenormand et Touchais 2014, Nichols et al. 2012), nous constatons que l'IFRS 8 entraîne un changement limité de la segmentation avec un accroissement du nombre de secteurs opérationnels pour 23 groupes (18 % de l'échantillon) et une diminution pour 10 autres (8 %). Le normalisateur international (IASB 2013) considère néanmoins que ces changements aboutissent globalement à une amélioration des données sectorielles liée à une meilleure compréhension du modèle économique des groupes.

Le tableau 3 présente les statistiques descriptives des variables indépendantes et de contrôle en fonction de la norme d'information sectorielle en vigueur : IAS 14 (année 2008) ou IFRS 8 (année 2009) et de l'évolution du nombre de secteurs avec l'IFRS 8 (sans changement, augmentation ou diminution de la segmentation).

**Tableau 3 – Statistiques descriptives des variables**

Variabiles	Normes	Change	Moyenne	Médiane	Ecart-type	t-student
CC	IAS 14		0,1401	0,1257	0,0727	0,14
	IFRS 8		0,1388	0,1349	0,0369	
	IFRS 8	Pas changement	0,1408	0,1356	0,0402	
		Augmentation	0,1316	0,1287	0,0304	0,84
		Diminution	0,1379	0,1334	0,0208	0,23
Bêta	IAS 14		1,0250	0,9756	0,4270	-0,52
	IFRS 8		1,0607	1,0827	0,4470	
	IFRS 8	Pas changement	1,1209	1,1146	0,4374	
		Augmentation	0,8268	0,8380	0,3358	2,45**
		Diminution	1,0854	1,1187	0,5666	0,15
LNCB	IAS 14		14,0139	13,8723	1,7944	-1,43
	IFRS 8		14,3858	14,2651	1,6904	
	IFRS 8	Pas changement	14,4344	14,3514	1,7008	
		Augmentation	14,5938	14,8468	1,9031	-0,32
		Diminution	13,7422	13,6995	1,1893	1,16
P_B	IAS 14		1,5557	1,2450	1,4758	-1,41
	IFRS 8		1,8387	1,6050	1,5888	
	IFRS 8	Pas changement	1,8296	1,5900	1,2348	
		Augmentation	1,8000	1,7750	0,7550	0,09
		Diminution	1,9158	1,3750	1,5603	-0,32
END	IAS 14		0,2807	0,2337	0,2682	0,32
	IFRS 8		0,2675	0,2204	0,2837	
	IFRS 8	Pas changement	0,2603	0,2081	0,3205	
		Augmentation	0,3167	0,3194	0,1445	-0,68
		Diminution	0,2340	0,2228	0,1962	0,26
DISP	IAS 14		0,3859	0,2100	0,5934	1,47
	IFRS 8		0,2783	0,1900	0,3539	
	IFRS 8	Pas changement	0,3139	0,2100	0,4079	
		Augmentation	0,1762	0,1300	0,1268	1,33
		Diminution	0,2170	0,1800	0,1388	0,24

\*\*\* : significatif au seuil de 1 %, \*\* : significatif au seuil de 5 %, \* : significatif au seuil de 10 %.

CC : coût des capitaux propres, BETA : bêta, LNCB : ln de la capitalisation boursière, P\_B : ratio *price-to-book*, END : endettement, DISP : dispersion des prévisions de bénéfice par action.

Les groupes de l'échantillon présentent, en moyenne, un bêta, une capitalisation boursière et un ratio *price-to-book* en augmentation sur l'année *post* IFRS 8 par rapport à l'année précédente avec l'IAS 14. À l'inverse, le coût des capitaux propres, l'endettement et la dispersion diminuent. Nous constatons également que les firmes modifiant le nombre de secteurs opérationnels avec l'IFRS 8 affichent un coût des capitaux propres plus faible, particulièrement en situation d'accroissement de la segmentation. Cela va dans le sens de l'hypothèse testée. Toutes ces différences ne sont toutefois pas statistiquement significatives. Seul un bêta moins élevé présenté par les entreprises avec un découpage moins agrégé avec

l'IFRS 8, par rapport à celles ne connaissant pas de changement, est significatif au seuil de 5 % en raison peut-être d'une information plus détaillée et donc d'un risque perçu comme moins important.

### 3.2. L'analyse multivariée

Nous complétons cette première analyse avec les résultats issus du modèle de recherche présentés dans le tableau 4<sup>2</sup>. Les tests sont d'abord réalisés sur les années 2009 avec l'IAS 14 et 2010 avec l'IFRS 8 (régressions 1 et 2). La période d'analyse est ensuite élargie aux années 2007 à 2009 pour l'IAS 14 et 2010 à 2012 pour l'IFRS 8 (régressions 3 et 4).

**Tableau 4 – Résultats du modèle de recherche**

Variables	Régression 1	Régression 2	Régression 3	Régression 4
Constante	0,1487***	0,1490***	0,1483***	0,1503***
POST	0,0081***	0,0073***	0,0118***	0,0121***
POST×CHANGE_SEG	-0,0033***		0,0008	
POST×AUG_SEG		-0,0016***		0,0038
POST×DIM_SEG		-0,0007***		-0,0071
BETA	0,0173***	0,0174***	0,0181***	0,0181***
LNCB	-0,0018***	-0,017***	-0,0023**	-0,0024**
P_B	-0,0093***	-0,0093***	-0,0062***	-0,0061***
END	0,0000	-0,001	0,0093	0,0082
DISP	0,0199***	0,0197***	0,0195**	0,01969**
R <sup>2</sup> ajusté	27,42 %	27,59 %	19,67 %	19,87 %
Nombre observations <sup>3</sup>	180	180	559	559

\* : significatif à 10 %, \*\* : significatif à 5 %, \*\*\* : significatif à 1 %.

POST : variable dichotomique de valeur 1 si application de l'IFRS 8 et 0 sinon, CHANGE\_SEG : variation relative du nombre de segments reportés avec l'IFRS 8, AUG\_SEG (DIM\_SEG) : valeur absolue de la variation relative du nombre de secteurs en cas d'augmentation (diminution) et 0 sinon, BETA : bêta, LNCB : ln de la capitalisation boursière, P\_B : ratio *price-to-book*, END : endettement, DISP : dispersion des prévisions de bénéfice par action.

Les deux premières régressions montrent que l'année *post* IFRS 8 se traduit par un accroissement du coût implicite des capitaux propres par rapport à l'année précédente (POST) pour les groupes ne modifiant pas le nombre de segments publiés. Ce résultat s'explique sans doute par une anticipation des analystes sur les difficultés durables, suite à la crise financière, auxquelles les groupes vont devoir faire face. En revanche, nous constatons une diminution statistique significative au seuil de 1 % du coût des capitaux propres pour les groupes modifiant leur nombre de secteurs opérationnels avec l'application de l'approche managériale (POST×CHANGE\_SEG). Cette situation concerne à la fois les firmes qui augmentent (AUG\_SEG) ou qui diminuent (DIM\_SEG) le nombre de segments publiés. En d'autres termes, lorsque l'IFRS 8 se traduit par un changement de découpage sectoriel, le coût des capitaux propres est plus faible en raison probablement d'une segmentation plus proche des pratiques du groupe. Ce résultat rejoint les conclusions de Maines et *al.* (1997) qui montrent, sur la base d'une étude expérimentale, que les analystes financiers considèrent l'information sectorielle plus fiable lorsque la segmentation est cohérente avec les pratiques internes du groupe. Cette diminution du coût des capitaux propres semble plus importante en situation d'accroissement du nombre de secteurs opérationnels en raison probablement d'informations sectorielles plus détaillées.

Notre hypothèse est donc validée. Le contenu informationnel des données publiées semble s'améliorer. Ce résultat confirme les conclusions des travaux portant sur la SFAS 131 et, surtout, les attentes de l'IASB (2006b) et les conclusions de sa revue *post implementation*

(IASB 2013). Nous démontrons ainsi l'utilité de l'IFRS 8 pour les utilisateurs des comptes dans le cas de groupes modifiant leur découpage sectoriel.

Lorsque la période d'analyse est étendue (régressions 3 et 4), le coût implicite des capitaux propres apparaît toujours plus important sur les années *post* IFRS 8 en raison d'une situation marquée par la récession économique. En revanche, les changements de segmentation liés à l'application de l'approche managériale ne semblent plus impacter à la baisse le coût des capitaux propres. L'effet constaté précédemment sur l'année de première application de l'IFRS 8 n'apparaît plus. Sur une plus longue période, d'autres événements peuvent impacter le coût des capitaux propres, d'où cette dilution des effets liés à l'IFRS 8.

Au niveau des variables de contrôle, les régressions confirment les relations attendues avec le coût des capitaux propres pour le bêta, la taille, le *price-to-book ratio* et la dispersion de prévisions de bénéfice par action.

## Conclusion

Jusqu'à présent, les rares travaux qui ont tenté de mesurer l'impact de l'IFRS 8 sur le contenu informationnel des données sectorielles ne constatent pas d'amélioration pour les groupes présentant une segmentation plus détaillée avec la nouvelle norme (Bugeja et al. 2015, Leung et Verriest 2015). En d'autres termes, la présentation de secteurs opérationnels supplémentaires n'apporterait pas de compléments d'information utiles. Cela contredit les attentes de l'IASB (2006) et les conclusions de sa revue *post implementation* (2013) mais également les résultats obtenus pour la SFAS 131 (similaire à l'IFRS 8) par de nombreux chercheurs (Berger et Hann 2003, Botosan et Stanford 2005, Ettredge et al. 2005, Hardin 2009, Park 2011). Dans le cadre de cette recherche, nous avons donc souhaité reprendre cette question en étendant notamment la période d'étude pour analyser dans quelle mesure les changements générés par l'application de l'IFRS 8 au niveau du découpage sectoriel se traduisent par une amélioration du contenu informationnel des données sectorielles par le biais d'une réduction du coût des capitaux propres.

Sur un échantillon de groupes issus d'Euronext Paris, nous constatons qu'un changement de segmentation induit par l'application de l'IFRS 8 entraîne une réduction statistiquement significative du coût des capitaux propres l'année d'adoption de cette norme. Cela signifie que les changements consécutifs à l'IFRS 8 apportent un complément d'information permettant de réduire l'asymétrie d'information en raison probablement d'un découpage sectoriel plus proche des pratiques internes de *reporting* du groupe (Maines et al. 1997). Cette norme semble donc utile pour les utilisateurs des comptes. Cette diminution du coût des capitaux propres s'avère d'ailleurs plus importante pour les groupes présentant une moindre agrégation du découpage sectoriel en raison d'informations probablement plus détaillées. Notre hypothèse est donc validée lorsque l'application de l'IFRS 8 se traduit par un changement de segmentation. Contrairement à Bugeja et al. (2015) et Leung et Verriest (2015), nous confirmons l'amélioration du contenu informationnel des données sectorielles avec l'IFRS 8 dans le contexte français. Finalement, même si l'IFRS 8 n'entraîne pas de bouleversement des pratiques de publication de l'information sectorielle (Bugeja et al. 2015, Crawford et al. 2012, ESMA 2011, Lenormand et Touchais 2014, Nichols et al. 2012), lorsqu'elle s'accompagne d'une évolution de la segmentation, le coût des capitaux propres diminue. En d'autres termes, l'IFRS 8 améliore le contenu informationnel des données sectorielles quand son application se traduit par une évolution du découpage sectoriel. Cette amélioration constatée sur l'année de première application de la norme se dilue toutefois avec le temps.

Pour terminer, il convient de souligner que l'utilisation du coût implicite des capitaux propres s'accompagne inévitablement d'un biais de sélection. Les entreprises qui ne sont pas suivies par trois analystes financiers ne peuvent, en effet, pas être retenues. Il faut également rappeler que la relation entre l'information publiée et le coût des capitaux propres peut parfois poser question car elle s'appuie, d'une part, sur une hypothèse forte, contredite par certains travaux, à savoir que l'information publique atténue l'asymétrie d'information en réduisant l'information privée, d'autre part, sur une estimation du coût des capitaux propres qui n'est pas observable (Botosan 2006). Quant à Armstrong et al. (2011), ils constatent que l'asymétrie d'information n'affecte le coût des capitaux propres qu'en situation de marchés moins concurrentiels. Au regard de ces limites, cette recherche demande à être complétée par d'autres travaux.

## Bibliographie

- ANDRE P., FILIP A., MARMOUSEZ S. (2014), « L'impact des normes IFRS sur la relation entre le conservatisme et l'efficacité des politiques d'investissement », *Comptabilité Contrôle Audit*, Vol. 20, No 3, p. 101-124.
- ARMSTRONG C. S., CORE J. E., TAYLOR D. J., VERRECCHIA R. E. (2011), « When does information asymmetry affect the cost of capital? », *Journal of Accounting Research*, Vol. 49, No. 1, p. 1-40.
- BERGER P. G., HANN R. (2003), « The impact of SFAS No. 131 on information and monitoring », *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, No. 2, p. 163-234.
- BLANCO B. (2010), « Segment disclosures, cost of capital and investment efficiency », *Thèse de doctorat*, Université de Carlos III, Madrid.
- BOTOSAN C. A. (2006), « Disclosure and the cost of capital: What do we know? », *Accounting and Business Research*, No. 36, p. 31-40, numéro spécial.
- BOTOSAN C. A., STANFORD M. (2005), « Managers' motives to withhold segment disclosures and the effect of SFAS No. 131 on analysts' information environment », *The Accounting Review*, Vol. 80, No. 3, p. 751-771.
- BOTOSAN C. A., PLUMLEE M. A. (2002), « A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital », *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, No. 1, p. 21-40.
- BUGEJA M., CZERNKOWSKI R., MORAN D. (2015), « The impact of the management approach on segment reporting », *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 42, No. 3-4, p. 310-366
- CAO Y, MYERS J. N., MYERS L. A., OMER T. C. (2015), « Company reputation and the cost of equity capital », *Review of Accounting Studies*, No. 20, p. 42-81.
- CLAUS J., THOMAS J. (2001), « Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets », *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 5, p. 1629-1666.
- CRAWFORD L., EXTANCE H., HELLIAR C., POWER D. (2012), « Operating segments: The usefulness of IFRS 8 », *ICAS Report*, ICAS Edinburgh.
- DASKE H., HAIL L., LEUZ C., VERDI R. (2008), « Mandatory IFRS reporting around the world: Early evidence on the economic consequences », *Journal of Accounting Research*, Vol. 46, No. 5, p. 1085-1142.
- DHALIWAL D. S., LI O. Z., TSANG A., YANG Y. G. (2011), « Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting capital », *The Accounting Review*, Vol. 86, No. 1, p. 59-100.
- DEJEAN F., MARTINEZ I. (2009), « Communication environnementale des entreprises du SBF 120 : déterminants et conséquences sur le coût du capital actions », *Comptabilité Contrôle Audit*, Vol. 15, No. 1, p. 55-78.

EASTON P. (2004), « PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital », *The Accounting Review*, Vol. 79, No. 1, p. 79-95.

ESMA (2011), « Review of European enforcers on the implementation of IFRS 8 – Operating segments », *European Securities and Markets Authority*, Paris.

ETTREDGE M., KWON S. Y., SMITH D., ZAROWIN P. A. (2005), « The impact of SFAS No. 131 business segment data on the market's ability to anticipate future earnings », *The Accounting Review*, Vol. 80, No. 3, p. 773-804.

EUROPEAN COMMISSION (2007), « Endorsement of IFRS 8 operating segments – Analysis of potential effects », Bruxelles.

FASB (1997), « Statement of financial accounting standards No. 131 – Disclosures about segments of an enterprise and related information », *Financial Accounting Standards Board*, Norwalk.

FAMA E. F., FRENCH K. R. (2004), « The CAPM: Theory and evidence », *Journal of Economic Perspectives*, No. 18, p. 25-46.

FILIP A., RAFFOURNIER B. (2014), « Financial crisis and earnings management: The European evidence », *The International Journal of Accounting*, Vol. 49, No 4, p. 455-478.

FRANCIS J., NANDA D., OLSSON P. (2008), « Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital », *Journal of Accounting Research*, Vol. 46, No. 1, p. 53-99.

FRANKEL R., LEE C. M. C. (1998), « Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns », *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, p. 283-319.

GEBHARDT W. R., LEE C., SWAMINATHAN B. (2001), « Toward an implied cost of capital », *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 1, p. 135-176.

GODE D., MOHANRAM P. (2003), « Inferring the cost of capital using the Ohlson-Juettner model », *Review of Accounting Studies*, No. 8, p. 399-431.

HAIL L. (2002), « The impact of voluntary corporate disclosures on the ex-ante cost of capital for Swiss firms », *The European Accounting Review*, Vol. 11, N° 4, p. 741-773.

HEALY P. M., PALEPU K. G. (2001), « Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature », *Journal of Accounting and Economics*, No. 31, p. 405-440.

HARDIN L. E. (2009), « The antecedents and market impact of changes in segment disclosure: Two essays », *Thesis*, University of Pittsburgh.

HOPE O., THOMAS W. B., WINTERBOTHAM G. (2009a), « Geographic earnings disclosure and trading volume », *Journal of Accounting and Public Policy*, No. 28, p. 167-188.

HOPE O., KANG T., THOMAS W. B., VASVARI F. (2009b), « The effects of SFAS 131 geographic segment disclosures by US multinational companies on the valuation of foreign earnings », *Journal of International Business Studies*, No. 40, p. 421-443.

HOPE O., THOMAS W. B. (2008), « Managerial empire building and firm disclosure », *Journal of Accounting Research*, Vol. 46, No. 3, p. 591-626.

HOPE O. THOMAS W. B., WINTERBOTHAM G. (2006), « The impact of nondisclosure of geographic segment earnings on earnings predictability », *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 21, No. 3, p. 323-346.

IASB (2013), « Post-implementation review: IFRS 8 operating segments », *International Accounting Standards Board*, Londres.

IASB (2006a), « IFRS 8 – Secteurs opérationnels », *International Accounting Standards Board*, Londres.

IASB (2006b), « Basis for conclusions on exposure draft – ED 8 operating segments », *International Accounting Standards Board*, Londres.

IASC (1997), « IAS 14 – Information sectorielle », *International Accounting Standards Committee*, Londres.

- LAMBERT R., LEUZ C., VERRECCHIA R. E. (2007), « Accounting information, disclosure, and the cost of capital, *Journal of Accounting Research*, Vol. 45, No. 2, p. 385-420.
- LEUNG E., VERRIEST A. (2015), « The impact of IFRS 8 on geographical segment information », *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 42, No. 3-4, p. 273-309.
- LENORMAND G., TOUCHAIS L. (2014), « IFRS 8 versus IAS 14 – Approche managériale de l'information sectorielle : impacts et déterminants », *Comptabilité Contrôle Audit*, Vol. 20, No. 1, p. 93-119.
- LI L. (2010), « Does mandatory adoption of international financial reporting standards in the European Union reduce the cost of Equity Capital? », *The Accounting Review*, Vol. 85, No. 2, p. 607-636.
- MAINES L. A., McDANIEL L. S., HARRIS M. S. (1997), « Implications of proposed segment reporting standards for financial analysts' investment judgments », *Journal of Accounting Research*, Vol. 35, Supplément, p. 1- 24.
- NICHOLS N. B., STREET D. L., CEREOLO S. J. (2012), « An analysis of the impact of adopting IFRS 8 on the segment disclosures of European blue chip companies », *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, No. 21, p. 79-105.
- OHLSON J., JUETTNER-NAUROTH B. (2005), « Expected EPS and EPS growth as determinants of value », *Review of Accounting Studies*, No. 10, p. 349-365.
- OHLSON J., JUETTNER-NAUROTH B. (2000), « Expected EPS and EPS growth as determinants of value », *Working paper*, New York University.
- PARK J. C. (2011), « The effect of SFAS 131 on the stock market's ability to predict industry-wide and firm-specific components of future earnings », *Accounting and Finance*, Vol. 51, No. 2, p. 575–607.
- PENMAN S. H., SOUGIANNIS T. (1998), « A comparison of dividend, cash flow, and earnings approaches to equity valuation », *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, No. 3, p. 343-383.
- SFAF (2010), « Actualités comptables, le point de vue des utilisateurs de l'information financière », *Société Française des Analystes Financiers*, Paris.
- VÉRON N. (2007), « EU adoption of the IFRS 8 standard on operating segments », *Note for the ECON Committee of the European Parliament*, Bruegel Institute.

---

<sup>1</sup> Le retour sur capitaux propres médian du secteur d'activité est calculé à partir des retours sur capitaux propres passés (au moins 5 ans et jusqu'à 10 ans) après élimination des retours sur capitaux propres négatifs et en se basant sur le découpage sectoriel ICB à deux chiffres.

<sup>2</sup> L'étude de la matrice des corrélations entre les variables explicatives montre quelques corrélations significatives. Par exemple, la plus forte corrélation (coefficient de 0,27) concerne la taille (LNCB) et le *price-to-book* ratio (P\_B). Le calcul des mesures VIF (Variance Inflation Factor) indiquant une absence de multicolinéarité, toutes les variables de contrôle sont retenues dans la régression.

<sup>3</sup> À l'instar de plusieurs auteurs comme Daske et al. (2008) et Li (2010), dès lors que les prévisions de BPA ou que le taux de croissance des prévisions de BPA sont négatifs, les entreprises sont retirées de l'échantillon.