



**HAL**  
open science

## **IFRS, Environnement Informationnel et Pertinence des chiffres comptables**

Hela Turki, Senda Wali, Younes Boujelbène

► **To cite this version:**

Hela Turki, Senda Wali, Younes Boujelbène. IFRS, Environnement Informationnel et Pertinence des chiffres comptables. Comptabilité et gouvernance, May 2016, Clermont-Ferrand, France. pp.cd-rom. hal-01901074

**HAL Id: hal-01901074**

**<https://hal.science/hal-01901074v1>**

Submitted on 22 Oct 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.

# ***IFRS, Environnement Informationnel et Pertinence des chiffres comptables***

Hela Turki, Senda Wali, Younes Boujelbene

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax, Tunisie

Hela.turkii@yahoo.fr, wali\_sonda@yahoo.fr, younes.boujelbene@gmail.com

**Résumé :** L'union européenne a imposé l'adoption des normes comptables (IAS/IFRS) dès le 1<sup>er</sup> janvier 2005 à toutes les entreprises cotées dans ses Etats membres. Cette adoption obligatoire ouvre un débat autour des bienfaits attendus de l'application de ces normes. Cet article traite l'impact des IFRS sur le contenu informationnel des chiffres comptables reflété par leur impact sur l'asymétrie d'information tout en examinant si cet impact dépend de l'environnement informationnel de l'entreprise. L'asymétrie d'information, étant inobservable, est rapprochée dans la présente étude par les prévisions des analystes financiers. A partir d'un échantillon d'entreprises appartenant à l'indice CAC All Tradable durant la période de 2002 à 2012, les résultats de régression montrent l'existence d'une part d'une relation significative entre le référentiel international et la qualité des prévisions des analystes financiers et d'autre part d'un effet modérateur significatif de l'environnement informationnel sur cette relation.

Mots clés : IFRS, Contenu informationnel, Prévisions des analystes financiers, Environnement informationnel.

**Abstract:** This paper examines the impact of IFRS mandatory adoption on the earning's information content apprehended by the level of information asymmetry and whether this impact differs from one company to another with regard to its informational environment. The information asymmetry is measured by the properties of financial analysts' forecasts (error and dispersion). This study is conducted over 10 years from 2002 to 2012 (2004 was excluded) by taking as a sample all the companies that belong to the CAC all tradable indexes. The results show a significant relationship between these international's standards and the financial analysts' forecasts and a significant effect of the informational environment on this relationship.

Key words: IFRS, Informational content, Financial Analysts' Forecasts, Informational environment

## **1 Introduction**

Suite à l'échec des tentatives d'harmonisation comptable européenne, l'Union Européenne (UE) a imposé à tous ses Etats membres l'adoption des normes internationales IAS/IFRS (International Accounting Standards/International Financial Reporting Standards) à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2005. Autrement dit, chaque entreprise européenne cotée est tenue d'appliquer ces normes lors de la préparation de ses états financiers clos en 2005.

Cette adoption a généré une augmentation de la fréquence de divulgation de l'information et un accroissement du nombre d'états financiers publiés (Dicko et khemakhem, 2010). Mais,

même si la supériorité des IFRS sur le plan de la quantité d'informations divulguées était indiscutable, leur impact sur le plan de la qualité constitue un sujet de débat.

En effet, la première norme internationale (IAS 1) stipule que l'objectif primordial des chiffres comptables est de nature informative et prédictive. La réglementation de la production et de la publication des chiffres comptables tente à permettre aux différents utilisateurs des états financiers, et notamment les intervenants sur les marchés financiers, d'avoir des informations qui leurs aident à l'appréciation de la valeur réelle de la firme et à l'estimation de ses perspectives de développement dans le futur.

Pour répondre à cet objectif, le référentiel international se base sur plusieurs principes dont le principe de la juste valeur qui prévoit que les biens de l'entreprise doivent être évalués à leur valeur d'utilité. L'IAS 32 définit la juste valeur comme étant le montant pour lequel un actif peut être échangé.

Le JWGSS (Joint Working Group of Standard Setters)<sup>1</sup> (2000, p. 151) stipule, qu'en se basant sur la juste valeur, une information financière plus pertinente se produit du fait que cette méthode d'évaluation reflète à temps les événements et les conditions économiques inhérents à une entreprise et offre une base adéquate pour l'analyse et la prévision des flux futurs de trésorerie. Elle aide les investisseurs, qui cherchent les informations récentes, dans leurs prise de décision étant donné qu'elle synthétise les dernières anticipations des différents agents économiques (Ball, 2006). Elle est incomparablement plus informative que le coût historique. De ce fait, l'adoption des IFRS et l'application des nouveaux principes qui en découlent est censée améliorer la pertinence informationnelle des chiffres comptables appréhendée par la réduction du niveau d'asymétrie d'information. Etant donné que cette dernière n'est pas directement observable, la littérature antérieure l'a appréhendé par trois principales mesures: le coût de capital, la liquidité des actions et les prévisions des analystes financiers.

En fait, le risque perçu par les investisseurs est d'autant plus élevé que l'asymétrie d'information est grande et par conséquent, le coût du capital des entreprises augmente avec l'ampleur du déséquilibre informationnel. En outre, la présence d'asymétrie d'information rend les échanges sur le marché peu transparents et provoque une réduction du niveau de la confiance des investisseurs et par la suite de la liquidité sur le marché. Pour pallier à ce problème, le rôle des analystes financiers peut s'avérer prépondérant. En effet, plus l'analyste dispose d'informations pour évaluer une entreprise plus il donne des estimations précises et plus proches de la réalité. Les analystes s'appuient sur l'ensemble d'informations disponibles pour prévoir la valeur de l'entreprise.

Dans cette étude, l'asymétrie d'information est appréhendée par les prévisions des analystes financiers, sur lesquelles se basent essentiellement les investisseurs lors de la prise des décisions. En effet, les analystes financiers utilisent les états financiers pour prévoir les résultats. Ils s'appuient surtout sur le résultat comptable publié, l'un des principaux chiffres comptables (Barker et Imam, 2008) et par conséquent, la qualité des prévisions des analystes financiers est fortement dépendante de la pertinence informationnelle du résultat comptable publié.

---

<sup>1</sup> Un groupe de dix normalisateurs comptables (dont l'IASB : International Accounting Standards Board).

L'application du référentiel comptable international d'origine anglo-saxonne a engendré plusieurs changements qualitatifs ainsi que quantitatifs qui constituent une révolution aux systèmes comptables locaux et surtout continentaux. Ding et al. (2007) considèrent la France comme étant l'un des pays européens dont les normes locales diffèrent largement des normes IFRS, ce qui en résulte un débat dans le contexte français autour de leurs avantages et inconvénients. Ceci incite à explorer de plus les conséquences de l'adoption du référentiel international dans ce milieu.

Cet article vise à analyser empiriquement dans un premier temps la valeur informationnelle additionnelle des chiffres comptables obtenus suite à l'adoption obligatoire des IFRS dans le contexte français et de vérifier dans un deuxième temps si cet impact est fonction de l'environnement informationnel de l'entreprise. Pour répondre à cette problématique, nous vérifions l'impact des IFRS sur l'asymétrie d'information en la rapprochant par les propriétés des prévisions des analystes financiers (erreur et dispersion). Cette étude est menée sur une période de 10 ans soit 2 ans pré IFRS et 8 ans post IFRS. Le choix d'une période assez longue après l'adoption permet d'éliminer tout biais lié à l'effet d'apprentissage nécessité pour ce nouveau référentiel.

Ce papier est organisé comme suit. La première partie de cet article présente une synthèse des principaux travaux antérieurs suivie par le développement des hypothèses de recherche. La deuxième partie expose la méthodologie de recherche et présente les modèles retenus. La dernière partie est consacrée à la présentation et l'analyse des résultats obtenus.

## **2 Revue de la littérature**

### **2.1 IFRS et Contenu informationnel des chiffres comptables**

L'Union Européenne a rendu obligatoire l'adoption des IFRS à partir de 2005 afin de publier des informations uniformes d'une entreprise à une autre et d'un pays à un autre et d'améliorer la qualité des chiffres comptables produits pour bien aider les investisseurs à leurs prises de décisions.

L'impact des IFRS sur la qualité de l'information financière diffère selon les pays et les normes comptables locales existantes avant le passage à ce référentiel international. Les résultats trouvés par les chercheurs dans ce sujet ne sont pas similaires.

L'amélioration du pouvoir explicatif des chiffres comptables suite à l'adoption des nouvelles normes IFRS a été confirmée par plusieurs auteurs (Bartov et al. 2005 ; Jermakowicz et al. 2007 ; Barth et al. 2008 ; Landsman et al. 2011). Escaffre et Sefsaf (2010a) ont examiné la pertinence informationnelle additionnelle suite à l'adoption des IFRS en 2005 dans plusieurs pays Européens. En utilisant un modèle qui se base sur la relation entre les rendements boursiers d'un côté et les chiffres comptables (bénéfices et capitaux propres) de l'autre côté, ils ont trouvé que l'impact de l'adoption des IFRS sur le contenu informationnel des chiffres comptables diffère d'un pays à un autre. La qualité informationnelle des bénéfices et des capitaux propres s'est améliorée sur les marchés français, espagnole et italien après le passage aux IFRS mais elle s'est détériorée sur les marchés britannique et allemand. De plus, ces

auteurs ont conclu que l'effet de l'adoption des IFRS sur la qualité des chiffres comptables est lié aux facteurs institutionnels de chaque pays, résultat confirmé par Zogning (2013).

Iatridis (2010) a montré que les normes internationales augmentent la volatilité des éléments de l'état de résultat et des données du bilan d'une part et réduit la gestion de résultat par la divulgation des chiffres moins lissés et la reconnaissance à temps des pertes importantes dans l'état des résultats et les états intermédiaires d'autre part. Cette étude montre que l'application des IFRS fournit des chiffres comptables plus pertinents.

Récemment, Ahmed et al. (2010b), à l'aide d'une méta-analyse vérifiant l'impact de l'adoption des IFRS sur la pertinence de l'information financière et sur la transparence des revenus publiés, montrent que l'application de ces normes n'a pas engendré une augmentation de la pertinence informationnelle des capitaux propres mais elle a engendré une augmentation de la pertinence informationnelle des bénéfices lorsqu'ils sont évalués en utilisant des modèles de prix. Ils suggèrent également que la gestion de résultat n'a pas diminué après l'adoption des IFRS. Ces auteurs n'ont trouvé aucun effet significatif du système juridique, du système de comptabilité et d'audit, de la différence entre les normes domestiques US GAAP et les IFRS sur l'impact des IFRS.

De sa part, Salameh (2013) s'intéresse à la pertinence et à la comparabilité des chiffres produits sous les normes internationales par rapport à ceux produits sous les normes comptables françaises. Les résultats trouvés montrent l'intérêt de l'adoption des normes IFRS par les PME cotées en France en termes de pertinence mais en termes de comparabilité ; cela est tributaire à l'application d'un seul référentiel comptable, IFRS ou local. Cet auteur a montré également que les chiffres comptables ont un contenu informationnel élevé sous les normes IFRS lorsqu'il s'agit d'entreprises faiblement endettées, en croissance, avec une faible concentration du capital ou bénéficiaires.

En procédant à une comparaison de la pertinence informationnelle des chiffres comptables publiés sous les IFRS et les US GAAP, plusieurs auteurs montrent une similarité (Meulen et al. 2007 ; Leuz 2003). Ce résultat peut être expliqué par le fait que les normes IFRS sont inspirées essentiellement des normes comptables américaines. Eccher et Healy (2000) examinent l'utilité de l'application des IFRS dans la République populaire de Chine. Ils ont conclu que l'information produite sous les IFRS n'est pas plus pertinente que celle préparée en utilisant les normes chinoises. Ils imputent l'échec des IFRS dans ce contexte à l'absence d'un contrôle efficace en Chine pour surveiller l'information additionnelle produite en vertu des normes internationales. Dans le même cadre, Ahmed et al. (2010a), avec une étude comparative entre des entreprises de 20 pays ayant adopté les IFRS en 2005 et un groupe d'entreprises de pays qui n'ont pas adopté les IFRS, montrent que les entreprises adoptives des IFRS se caractérisent par des augmentations significatives dans le lissage des résultats et une diminution significative de la rapidité de la reconnaissance comptable de la perte. Néanmoins, ils ne trouvent pas de différences significatives dans la qualité informationnelle des chiffres comptables entre ces deux ensembles d'entreprises.

L'effet des IFRS sur le contenu informationnel des chiffres comptables a été testé aussi à travers leur impact sur la qualité des prévisions des analystes financiers en tant que mesure d'asymétrie informationnelle.

## 2.2 IFRS et Prévisions des Analystes Financiers

En s'appuyant sur les principaux objectifs de l'adoption obligatoire des IFRS, il est clair que ce référentiel international est censé permettre la production des informations comptables et financières plus transparentes, plus rigoureuses et plus détaillées. Ceci aura certainement un effet sur l'analyse financière des entreprises. En s'intéressant à l'examen de cet effet, Marchal et al. (2007) trouvent que ces normes ont engendré plusieurs changements méthodologiques au niveau du travail de l'analyste financier tout en le rendant plus difficile.

Ashbaugh et Pincus (2001) étudient l'impact des différences entre les normes locales et les normes internationales en termes de divulgation et d'évaluation sur la précision des prévisions des analystes financiers. En tenant comme échantillon un ensemble de 13 pays non américains, ils montrent que le niveau élevé de divergence entre les normes locales et les normes internationales augmentent significativement la valeur absolue de l'erreur des prévisions des analystes financiers ce qui indique que plus les normes locales et les normes internationales se convergent, plus les prévisions des analystes financiers sont précis. Ceci leur permet de mettre en évidence la supériorité informationnelle des IFRS par rapport aux normes locales. Mais le fait que cette étude s'étale de 1990 à 1993, une durée durant laquelle une entreprise peut déclarer qu'elle a adopté les IFRS sans les appliquer en totalité, les résultats trouvés ne sont plus pertinents. Pour pallier à cette lacune, Cuijpers et Buijink (2005) ont traité la même problématique en prenant comme période d'analyse l'année 1999, année à partir de laquelle l'IAS 1 a obligé les entreprises d'appliquer les IFRS en totalité pour pouvoir se déclarer en tant qu'entreprise adoptive des IFRS. Les résultats trouvés montrent que l'adoption volontaire des IFRS augmente le niveau de dispersion des prévisions des analystes financiers.

De même, Hodgdon et al. (2008) montrent que la convergence des normes locales avec les normes de divulgation des IFRS réduit le niveau d'asymétrie d'information et augmente la précision des prévisions des analystes financiers.

L'impact de l'adoption obligatoire des IFRS sur les prévisions des analystes financiers a été aussi étudié par Jiao et al. (2012) dans le contexte Européen. Ces auteurs trouvent que ces prévisions sont devenues plus exactes et moins dispersées après l'adoption ce qui montre que l'adoption obligatoire des IFRS améliore la qualité des résultats publiés. Dans ce même contexte, Jansson et al. (2012), avec un échantillon de cinq pays (Suède, Pays-Bas, France, Allemagne et la Grande Bretagne), montrent que l'adoption obligatoire des IFRS n'a pas un effet significatif sur l'exactitude des prévisions globales des analystes financiers. Néanmoins, en comparant l'impact de ces normes entre les pays choisis, ils trouvent que l'exactitude des prévisions est améliorée dans la Grande Bretagne, pays qui a des normes comptables locales plus similaires des normes IFRS. Ils montrent aussi une réduction des dispersions des prévisions dans la plupart des pays étudiés après l'adoption des IFRS. Tan et al. (2011), en étudiant l'impact des IFRS dans 25 pays, montrent que l'amélioration de la qualité des prévisions des analystes financiers est tributaire à l'existence des analystes financiers étrangers.

Cette hétérogénéité des résultats trouvés par les recherches antérieures met en exergue la nécessité de plus d'exploration de l'impact des IFRS sur les prévisions des analystes financiers. Mais la question qui se pose est la suivante : Cet impact diffère-t-il d'une

entreprise à une autre ? Pour répondre à cette question, nous nous intéressons à l'effet de l'environnement informationnel de chaque entreprise.

### **2.3 Effet de l'environnement informationnel**

Les politiques de divulgation adoptées par les entreprises et plus précisément la divulgation des informations autres que comptables permettent de considérer un environnement informationnel en tant que riche ou pauvre. Un environnement est riche lorsque l'entreprise divulgue des informations à travers les médias et les rencontres avec les analystes financiers ou avec d'autres moyens de divulgation. Toutefois, la divulgation des informations reste confrontée à plusieurs contraintes telles que la peur de perdre un avantage concurrentiel, le coût de la collecte d'informations, la divulgation d'informations stratégiques et la peur de la mauvaise interprétation des informations (Singhvi, 1972).

L'environnement informationnel est généralement appréhendé par deux mesures : la taille de l'entreprise et le nombre des analystes financiers qui suivent l'entreprise. En effet, les entreprises de grande taille divulguent généralement plus d'informations que celles de petite taille à cause de la complexité et de la diversité de ses activités (Welker 1995 ; Lang et Lundholm 1993) et à cause du nombre élevé des parties prenantes qui s'intéressent à ses divulgations (Shores 1990). En outre, selon Lang et Lundholm (1996), le coût de recherche des informations est minime dans les sociétés qui divulguent plus que les autres ce qui attirent plus l'attention des analystes financiers. Plusieurs études empiriques montrent l'existence d'un lien positif entre le nombre d'analystes qui suivent la société et la quantité des informations divulguées (Lobo et Mahmoud 1989 ; Dempsey 1989 ; Shores 1990).

Dumontier et Maghraoui (2008) ont analysé empiriquement l'effet de la richesse de l'environnement informationnel d'une entreprise sur la relation entre l'adoption volontaire des IFRS et le contenu de l'information en utilisant la fourchette de prix comme mesure de l'asymétrie d'information. En se focalisant sur le critère de taille, ils montrent que seules les grandes entreprises subissent une amélioration de la pertinence des chiffres comptables dès la deuxième année d'application des IFRS. En mettant l'accent sur le deuxième critère, celui du nombre des analystes financiers qui suivent l'entreprise, les résultats montrent que les entreprises qui sont largement suivies par les analystes bénéficient d'une amélioration du contenu informationnel dès la deuxième année d'application contrairement à celles faiblement suivies qui en bénéficient immédiatement.

En se basant sur ces différents travaux antérieurs, trois principales hypothèses ont été développées.

### **2.4 Développement des Hypothèses**

Les analystes financiers utilisent les informations financières des entreprises lors de la formulation de leurs opinions qui sont développées dans des notes de recherche, des prévisions des résultats et des recommandations d'achat ou de vente d'actions. Ces opinions sont toutes informatives pour les investisseurs. Ils engendrent l'observation des cours anormaux le jour de leurs publications ou le jour qui le suit (Francis et Soffer 1997 ; Pieter et

al. 2001 ; Frankel et al. 2006). Par ailleurs, les analystes financiers sont considérés comme responsables de la réduction de l'asymétrie d'information.

En fait, les données extraites des états financiers constituent une source importante d'informations pour les analystes financiers (Barker et Imam 2008). Pour cela, toute amélioration de la qualité des chiffres comptables publiés se reflète par une amélioration de l'exactitude des prévisions des analystes financiers. En s'appuyant sur cette relation et sur les objectifs des IFRS, nous prévoyons que l'adoption obligatoire des IFRS en 2005 engendre une amélioration de l'exactitude des prévisions des analystes financiers. D'où, on propose que :

**H1** : L'adoption obligatoire des IFRS réduit l'erreur des prévisions des analystes financiers.

Avec la publication des résultats comptables après l'adoption des IFRS, l'entreprise doit fournir aux différents utilisateurs des états financiers les informations nécessaires qui leur aident à bien estimer la valeur financière réelle de l'entreprise. En effet, cette adoption réduit la quantité des informations privées et élargit la quantité des informations publiques (Lang et Lundholm 1996) ce qui réduit normalement la dispersion des prévisions des analystes financiers. Par ailleurs, nous attendons une association négative entre l'adoption obligatoire des IFRS et la dispersion des prévisions des analystes financiers. La seconde hypothèse est la suivante :

**H2** : L'adoption obligatoire des IFRS réduit la dispersion des prévisions des analystes financiers.

L'effet modérateur de l'environnement informationnel sur la relation entre l'adoption obligatoire des IFRS et l'asymétrie d'information est un effet à controverse. D'une part, les entreprises qui se caractérisent par un environnement informationnel pauvre (de petites tailles ou faiblement suivies par les analystes financiers) divulguent moins d'informations que les autres. Par conséquent, les investisseurs ne peuvent pas bien estimer leurs situations financières réelles ce qui augmente la réaction de ces derniers lors de la publication des chiffres comptables après l'adoption des IFRS. Plusieurs études montrent que lorsque la taille de l'entreprise augmente ou lorsque le nombre des analystes qui la suivent augmente, il y'aura une diminution des réactions des investisseurs suite à la publication des chiffres comptables (Lobo et Mahmoud 1989 ; Dempsey 1989 ; Shores 1990). Ceci suppose que l'entreprise caractérisée par un pauvre environnement informationnel bénéficie plus de la réduction de l'asymétrie d'information et par conséquent de l'amélioration de la pertinence de ses chiffres comptables suite à l'adoption des IFRS que les autres.

D'autre part, les entreprises de pauvre environnement informationnel se caractérisent par un faible niveau de transparence à cause de ses divulgations limitées. Les investisseurs trouvent des difficultés à comprendre le sens réel de l'information produite sous les normes IFRS, ce qui augmente l'asymétrie d'information de ces firmes. Ceci amène à supposer que les entreprises de pauvre environnement informationnel bénéficient moins que les autres de l'amélioration de la pertinence des chiffres comptables suite à l'adoption des IFRS. Donc, la troisième hypothèse proposée est la suivante :



**H3** : L'environnement informationnel a un effet sur l'amélioration de la pertinence des chiffres comptables (réduction de l'asymétrie d'information) issue de l'adoption obligatoire des IFRS

### 3 Méthodologie de recherche

#### 3.1 Modèles et variables de la recherche

Pour vérifier l'impact issu de l'adoption des IFRS sur l'asymétrie d'information rapprochée par les prévisions des analystes financiers, nous proposons les deux modèles suivants :

$$\text{Erreur}_{t,i}(\text{BPA}) = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_t + \beta_2 \text{Taille}_{t-1,i} + \beta_3 \text{NA}_{t-1,i} + \beta_4 \Delta \text{BPA}_{t-1,i} + \beta_5 \text{Declin}_{t-1,i} + \beta_6 \text{Perte}_{t-1,i} + \beta_7 \text{ETBPA}_{t-1,i} + \beta_8 \text{PF}_{t-1,i} + \beta_9 \text{CS}_{t,i} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\text{Dispersion}_{t,i}(\text{BPA}) = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_t + \beta_2 \text{Taille}_{t-1,i} + \beta_3 \text{NA}_{t-1,i} + \beta_4 \Delta \text{BPA}_{t-1,i} + \beta_5 \text{Declin}_{t-1,i} + \beta_6 \text{Perte}_{t-1,i} + \beta_7 \text{ETBPA}_{t-1,i} + \beta_8 \text{PF}_{t-1,i} + \beta_9 \text{CS}_{t,i} + \varepsilon \quad (2)$$

De plus, nous proposons les modèles qui suivent pour vérifier l'effet de l'environnement informationnel sur l'impact des IFRS sur les prévisions des analystes financiers. L'environnement informationnel est appréhendé dans les deux modèles (3-1) et (4-1) par la taille de l'entreprise et dans les deux modèles (3-2) et (4-2) par le nombre des analystes financiers qui suivent l'entreprise.

$$\text{Erreur}_{t,i}(\text{BPA}) = \beta_0 + \beta_1 [(\text{IFRS}_t * \text{CME}_{t-1,i}) (\text{IFRS}_t * \text{CMF}_{t-1,i})] + \beta_2 \text{Taille}_{t-1,i} + \beta_3 \text{NA}_{t-1,i} + \beta_4 \Delta \text{BPA}_{t-1,i} + \beta_5 \text{Declin}_{t-1,i} + \beta_6 \text{Perte}_{t-1,i} + \beta_7 \text{ETBPA}_{t-1,i} + \beta_8 \text{PF}_{t-1,i} + \beta_9 \text{CS}_{t,i} + \varepsilon \quad (3-1)$$

$$\text{Erreur}_{t,i}(\text{BPA}) = \beta_0 + \beta_1 [(\text{IFRS}_t * \text{NAE}_{t-1,i}) (\text{IFRS}_t * \text{NAF}_{t-1,i})] + \beta_2 \text{Taille}_{t-1,i} + \beta_3 \text{NA}_{t-1,i} + \beta_4 \Delta \text{BPA}_{t-1,i} + \beta_5 \text{Declin}_{t-1,i} + \beta_6 \text{Perte}_{t-1,i} + \beta_7 \text{ETBPA}_{t-1,i} + \beta_8 \text{PF}_{t-1,i} + \beta_9 \text{CS}_{t,i} + \varepsilon \quad (3-2)$$

$$\text{Dispersion}_{t,i}(\text{BPA}) = \beta_0 + \beta_1 [(\text{IFRS}_t * \text{CME}_{t-1,i}) (\text{IFRS}_t * \text{CMF}_{t-1,i})] + \beta_2 \text{Taille}_{t-1,i} + \beta_3 \text{NA}_{t-1,i} + \beta_4 \Delta \text{BPA}_{t-1,i} + \beta_5 \text{Declin}_{t-1,i} + \beta_6 \text{Perte}_{t-1,i} + \beta_7 \text{ETBPA}_{t-1,i} + \beta_8 \text{PF}_{t-1,i} + \beta_9 \text{CS}_{t,i} + \varepsilon \quad (4-1)$$

$$\text{Dispersion}_{t,i}(\text{BPA}) = \beta_0 + \beta_1 [(\text{IFRS}_t * \text{NAE}_{t-1,i}) (\text{IFRS}_t * \text{NAF}_{t-1,i})] + \beta_2 \text{Taille}_{t-1,i} + \beta_3 \text{NA}_{t-1,i} + \beta_4 \Delta \text{BPA}_{t-1,i} + \beta_5 \text{Declin}_{t-1,i} + \beta_6 \text{Perte}_{t-1,i} + \beta_7 \text{ETBPA}_{t-1,i} + \beta_8 \text{PF}_{t-1,i} + \beta_9 \text{CS}_{t,i} + \varepsilon \quad (4-2)$$

Les variables retenues dans les modèles proposés sont résumées dans le tableau qui suit.

**Tableau 1 - Définitions et mesures des variables**

<b>Variabiles</b>	<b>Définitions et mesures</b>
Erreur	C'est l'erreur des prévisions des analystes financiers pour l'année t.
Dispersion	C'est la dispersion des prévisions des analystes financiers pour l'année t.
IFRS	C'est une variable binaire qui est égale à 1 à partir de 2005 et 0 avant
CME	Capitalisation boursière élevée est une variable binaire qui prend 1 si la taille de l'entreprise i pour l'année t est élevée et 0 sinon
CMF	Capitalisation boursière faible est une variable binaire qui prend 1 si la taille de l'entreprise i pour l'année t est faible et 0 sinon
NAE	Nombre des analystes financiers élevé est une variable binaire qui prend 1 si le nombre des analystes qui suivent l'entreprise i pour l'année t est élevé et 0 sinon
NAF	Nombre des analystes financiers faible est une variable binaire qui prend 1 si le nombre des analystes qui suivent l'entreprise i pour l'année t est faible et 0 sinon
Taille	La taille de l'entreprise qui se mesure par le logarithme népérien du total de la capitalisation boursière d'une firme donnée à t-1
NA	Nombre des analystes financiers qui se mesure par le logarithme népérien du nombre des estimations du consensus final des prévisions pour l'année t.
$\Delta$ BPA	$\Delta$ BPA est la valeur absolue du changement du bénéfice par action de la firme entre t-1 et t.
Declin	Declin égal 1 si le résultat de l'année t est inférieur à celui de t-1 et 0 sinon.
Perte	La perte est une variable binaire qui prend la valeur 1 si le résultat de l'exercice t-1 est déficitaire et la valeur 0 s'il est bénéficiaire.
ETBPA	ETBPA est l'écart type du Bénéfice par Action des quatre années qui précède l'année t standardisé par le cours de l'action de l'année t.
PF	PF est une variable de contrôle de la volatilité de la performance de l'entreprise. Elle est mesurée par l'écart type de l'ROE basé sur les cinq années qui précèdent l'année t.
Crise	La crise est une variable binaire qui reflète la présence de l'effet de la crise financière et qui prend 1 pour les années 2008, 2009 et 2010 et 0 sinon

L'erreur des prévisions est la différence entre le bénéfice attendu et le bénéfice réalisé. Donc il est exprimé comme suit:

$$E(BPA)_t = BPA_{it} - \pi (BPA_{it})$$

Avec  $BPA_{it}$  = Le bénéfice par action de la firme  $i$  pour l'année  $t$ .

et  $\pi (BPA_{it})$  = La moyenne des prévisions des bénéfices par action de la firme  $i$  pour l'année  $t$

La dispersion est déterminée par la valeur absolue de la différence entre la prévision la plus haute et celle la plus basse.

$$D (BPA)_t = | \text{Prévision}_{h,i,t} - \text{Prévision}_{B,i,t} |$$

L'erreur et la dispersion sont calculées en utilisant les prévisions des bénéfices exposées dans les 180 jours à compter du 15<sup>ème</sup> jour après le début de l'année. La période de 180 jours dérive du but de cet article qui est l'étude du contenu informationnel des bénéfices publiés en utilisant les prévisions des BPA de l'année  $t$ . Elle nous garantit que tout analyste tient en compte les chiffres comptables publiés lors de l'estimation des prévisions des bénéfices. Ensuite, l'erreur et la dispersion sont normalisées par le prix de l'action de l'année  $t-1$  afin de permettre la comparabilité entre les entreprises.

IFRS est une variable qui indique le changement du référentiel comptable suite à l'adoption obligatoire des IFRS en Europe dès 2005.

Etant donné que l'environnement informationnel est inobservable, la littérature antérieure l'a rapproché par deux principales mesures : la taille de l'entreprise et le nombre des analystes financiers qui suivent l'entreprise. La taille de l'entreprise est mesurée par la capitalisation boursière. Les variables CME, CMF, NAE et NAF sont des variables qui indiquent si l'environnement informationnel de l'entreprise  $i$  est riche ou pauvre pour l'année  $t$ . Le critère de classement en élevé ou faible est la médiane.

Outre la politique de divulgation adoptée par les IFRS, maints déterminants peuvent affecter les prévisions des analystes financiers tels que la Taille, le Nombre des Analystes, la Variation des BPA, le Déclin, la Perte, l'Ecart Type des BPA, la Performance Financière de l'entreprise et la Crise.

Il a été démontré antérieurement que la qualité des prévisions des analystes financiers varie avec la taille de l'entreprise. Plus précisément, il existe une association négative entre la taille de l'entreprise et l'erreur et la dispersion des prévisions financières (Lang et Lundholm 1993 ; Jiao et al. 2012). En effet, les entreprises de grande taille accèdent facilement aux informations que celles de petite taille (Barron et al. 2002). En plus, ces entreprises sont tenues généralement de divulguer plus d'informations que les autres ce qui aide les analystes à fournir des prévisions plus exactes et moins dispersées. Conformément aux études antérieures d'Ashbaugh et Pincus 2001 et Jiao et al. 2012, la taille de l'entreprise est mesurée par le logarithme Népérien de la capitalisation boursière de la firme à la fin de l'année  $t-1$ .

Le nombre des analystes est une autre variable qui a un impact sur les prévisions des analystes financiers (Lang et Lundholm 1996 ; Lys et Soo 1995 ; Byard et al. 2010 ; Jiao et al. 2012). Cette variable mesure le nombre des analystes financiers qui suivent l'entreprise et qui fournissent des prévisions des bénéfices (Lang et Lundholm 1996). Elle est associée positivement avec l'erreur des prévisions et négativement avec la dispersion des prévisions.

Lys et Soo (1995) prévoient que l'augmentation du nombre des analystes financiers augmente la concurrence ce qui les incite à fournir des prévisions plus exactes. De ce fait, les entreprises qui sont suivies par un nombre élevé des analystes financiers auront des prévisions plus exactes et plus dispersées.

La variation du résultat de l'entreprise d'un exercice à un autre a un effet sur les prévisions des analystes financiers. Ce postulat a été confirmé par plusieurs chercheurs (Capstaff et al. 2001 ; Easterwood et Nutt 1999 ; O'Brien et Bhushan 1990 ; Lang et Lundholm 1996 ; Marston 1997). Les prévisions des analystes financiers sont moins exactes et plus dispersées lorsqu'il existe un changement important des résultats. Hope (2003) montre que la variation des résultats rend la prévision plus difficile. De ce fait, plus la variation des résultats entre deux années successives est grande, plus difficile sera la prévision des résultats.

Les entreprises en difficulté procèdent à une divulgation limitée des informations pour cacher leurs situations financières réelles ce qui engendre des anticipations imparfaites des résultats par les analystes financiers (Maghraoui et Dumontier 2008). Par conséquent, l'erreur et la dispersion seront plus élevées lorsque le résultat de l'exercice est en recul ou lorsqu'il est négatif. Ces derniers sont exprimés dans les modèles proposés par les variables déclin et perte. Le déclin est une variable binaire qui reflète si le résultat de l'entreprise de l'année  $t$  est en diminution ou non par rapport à celui de l'année  $t-1$ . Coën et Desfleurs (2010) stipulent qu'il est plus aisé de prévenir le gain que la perte et l'amélioration du résultat que sa détérioration. Ces auteurs montrent que le signe et la variation du résultat attendu sont de loin les meilleurs variables qui expliquent l'erreur et la dispersion des prévisions. Ces deux variables sont censées être positivement associées à l'erreur et la dispersion des prévisions.

ETBPA représente l'écart type des BPA de la firme  $i$  calculé sur les quatre années qui précèdent l'année d'étude (Maghraoui et Dumontier 2008). Il est standardisé par le cours de l'action de l'entreprise concernée pour l'année  $t$ . En fait, plus la valeur de cette variable est grande, plus la prévision des résultats est difficile. La dispersion et l'erreur des prévisions sont associées positivement avec cette valeur (Lang et Landholm 1996).

La performance financière de l'entreprise, mesurée par l'écart type des ROE calculé sur un horizon de cinq années qui précèdent l'année  $t$ , est positivement associée à l'erreur et la dispersion des prévisions des analystes (Jiao et al. 2012). Selon ces derniers, il est difficile d'avoir des prévisions exactes et moins dispersées lorsque la performance financière de l'entreprise varie largement.

La dernière variable de contrôle est la crise financière. Cette crise a été débutée en 2007 en tant que crise bancaire localisée dans le marché du crédit immobilier américain et est devenue rapidement mondiale, financière et réelle. En effet, elle a augmenté l'incertitude dans les marchés financiers ce qui a engendré des problèmes d'asymétrie d'information plus aigus et a rendu la collecte des informations nécessaires pour les analystes financiers de plus en plus difficile. Pour cela, il est attendu que cette variable soit associée positivement avec l'erreur et la dispersion des prévisions des analystes financiers. Les effets de cette crise persistent jusqu'à présent mais les principaux effets peuvent être limités aux trois années : 2008, 2009 et 2010.

Les hypothèses de recherche sont testées en utilisant les données de panel et les régressions sont réalisées l'aide du logiciel STATA.

## 3.2 Echantillon et données de l'étude

Cette étude porte sur l'ensemble des entreprises françaises cotées qui appartiennent à l'indice CAC All Tradable. Cet indice représente bien l'économie française et de l'évolution globale du marché boursier français. Selon Cormier et al. (2010), cet indice est le meilleur qui permet de tester les effets de l'adoption des IFRS parce qu'il reflète toute la diversité de la mise en application du référentiel international.

En effet, les normes comptables françaises diffèrent largement des IFRS ce qui en résulte un changement profond de l'information financière suite à l'adoption de ce nouveau référentiel. Ding et al. (2007) prévoient que l'étude du contexte français permet de bien cerner l'effet de l'adoption des IFRS et de généraliser les résultats sur toutes les entreprises de l'Europe. L'examen de l'impact des IFRS en tenant comme échantillon un seul pays tente à éliminer tout biais statistique lié à l'utilisation d'échantillons internationaux d'une part et à éliminer tout impact des différences des environnements institutionnels avant l'adoption des IFRS d'autre part.

En outre, les entreprises du secteur financier (Global Industry Classification Standard) qui englobent les compagnies d'assurances, les organismes de crédit et les banques sont écartées. Ceci est dû à leurs spécificités comptables et financières. Selon Urquiza et al. (2012), l'incorporation de ces entreprises dans l'échantillon peut biaiser les résultats.

La présente étude s'étale sur une période de 11 ans allant de 2002 à 2012, tout en écartant l'année de transition. Plusieurs chercheurs considèrent l'année de transition celle la première année de l'adoption obligatoire des IFRS à savoir 2005 (Jones et Finley 2011 ; Jiao et al. 2012). D'autres considèrent l'année de transition l'année qui précède l'année de l'adoption obligatoire à savoir 2004 (Saadi 2010) et le troisième courant de recherche a considéré les deux années 2004 et 2005 en tant qu'années de transition (Li 2010). Selon Saadi (2010), les dirigeants gèrent plus leurs résultats durant l'année 2004 pour éviter toute variation importante de ces derniers. En plus, plusieurs entreprises ont produit en 2004 des états financiers en normes locales et en IFRS ce qui risque de rendre les prises de décision des investisseurs plus difficiles. De ce fait, on a considéré l'année 2004 comme année de transition et on l'a écarté.

Le choix d'une durée assez longue d'étude permet de tenir en compte les évolutions des normes comptables (passage aux IFRS) et d'avoir du recul sur chacune des deux référentiels (deux ans sous les normes françaises et huit ans sous IFRS). Il permet aussi d'éliminer le biais lié à la période de changement des normes (en écartant l'année 2004) et le biais lié à la période d'apprentissage et de compréhension des IFRS qui change d'une entreprise à une autre selon la degré de familiarisation des dirigeants et des analystes financiers aux IFRS.

Les observations dont les données sont manquantes ou aberrantes et les observations pour lesquelles les prévisions de la deuxième année ultérieure sont inférieures aux prévisions de la première année ultérieure sont éliminées. Par conséquent, l'échantillon final de la présente étude est composé de 620 observations pour les modèles de l'erreur des prévisions des analystes financiers et de 470 pour ceux de la dispersion des prévisions des analystes financiers.

Les données nécessaires ont été prises de trois bases de données : les données boursières de Datastream, celles des prévisions des analystes financiers d'I/B/E/S et celles des rapports annuels de Worldscope.

## 4 Analyse et discussion des résultats

Les statistiques descriptives sont présentées dans les tableaux 2, 3 et 4.

**Tableau 2 - Statistiques descriptives de l'erreur des prévisions :**

Variables	Moyenne	Ecart type	Min	Max
Erreur	-0.4365939	1.312708	-19.88144	3.58773
IFRS	0.8	0.4002301	0	1
Taille	8565.873	17678.8	35.91	135980.6
NA	3.197581	2.334122	1	16
$\Delta$ BPA	0.0363624	0.0613064	0	0.9350893
Déclin	0.3574713	0.4795309	0	1
Perte	0.1471264	0.3544357	0	1
ETBPA	0.0605453	0.0892183	0	1.019492
PF	3.727429	8.513632	0.0061237	94.68366
CS	0.3	0.4585212	0	1

**Tableau 3 - Statistiques descriptives de la dispersion des prévisions**

Variable	Moyenne	Ecart type	Min	Max
Dispersion	0.5144557	0.800924	0	8.396602
IFRS	0.8	0.4002301	0	1
Taille	8565.873	17678.8	35.91	135980.6
NA	4.050373	2.227122	2	16
$\Delta$ BPA	0.0363624	0.0613064	0	0.9350893
Déclin	0.3574713	0.4795309	0	1
Perte	0.1471264	0.3544357	0	1
ETBPA	0.0605453	0.0892183	0	1.019492
PF	3.727429	8.513632	0.061237	94.68366
CS	0.2908046	0.4543948	0	1

**Tableau 4 - Statistiques descriptives de l'erreur et de la dispersion pré et post IFRS:**

Variable	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Erreur des prévisions				
Erreur pré adoption des IFRS	-0.5206227	0.5936291	-3.918135	0.3944887
Erreur post adoption des IFRS	-0.4128275	1.473626	-19.88144	3.58773
Dispersion des prévisions				
Dispersion pré adoption des IFRS	0.874876	1.047874	0	8.396602
Dispersion post adoption des IFRS	0.3877145	0.6475458	0	4.955266

La capitalisation boursière moyenne des entreprises de l'échantillon est de 8,5 milliards €.

Pour la dispersion, les observations caractérisées par un seul analyste financier sont éliminées. En effet, pour tester la dispersion des prévisions des analystes financiers, l'entreprise doit être nécessairement suivie par au moins deux analystes. Dans les deux échantillons (erreur de prévision et dispersion) le suivi par les analystes financiers varie de 1 (2 pour la dispersion) à 16.

Le tableau 4 montre que la valeur absolue de la moyenne de l'erreur des prévisions après adoption des IFRS (0.412) est inférieure à celle avant l'adoption des IFRS (0.520), soit une diminution de (0.108) et ce changement est aussi confirmé avec la dispersion des prévisions des analystes financiers (soit une diminution de 0.5). Ces résultats sont similaires à ceux de Jiao et al. (2012).

Les tableaux 5 et 6 présentent les corrélations entre les variables.

**Tableau 5 - Matrice de corrélation de l'erreur des prévisions**

	Erreur	IFRS	Taille	NA	Δ BPA	Déclin	Perte	ETBPA	PF	CS
<b>Erreur</b>	1.0000									
<b>IFRS</b>	-0.2961***	1.0000								
<b>Taille</b>	0.2788***	0.0907**	1.0000							
<b>NA</b>	-0.1134***	-0.3801***	0.4697***	1.0000						
<b>Δ BPA</b>	0.0800	-0.0412	-0.0299	-0.0401	1.0000					
<b>Déclin</b>	-0.0027	-0.0303	-0.0187	-0.0050	0.1497***	1.0000				
<b>Perte</b>	0.0163	-0.1501***	-0.0301	-0.0903**	0.1730***	0.1041***	1.0000			
<b>ETBPA</b>	-0.0171	0.0351	-0.0122	-0.0614	0.3594***	0.1948***	0.2109***	1.0000		
<b>PF</b>	-0.00829**	-0.0239	0.0293	-0.0595	0.2514***	0.0817**	0.1877***	0.2710***	1.0000	
<b>CS</b>	0.2364***	0.3264***	0.0870**	-0.1514***	0.0303	0.1026**	-0.0088	0.0762*	0.0022	1.0000

\*Significatif au seuil de 10%; \*\* Significatif au seuil de 5%; \*\*\* Significatif au seuil de 1%.

**Tableau 6 - Matrice de corrélation de la dispersion des prévisions**

	Dispersion	IFRS	Taille	NA	Δ BPA	Déclin	Perte	ETBPA	PF	CS
<b>Dispersion</b>	1.0000									
<b>IFRS</b>	-0.3302***	1.0000								
<b>Taille</b>	-0.2395***	0.1904***	1.0000							
<b>NA</b>	0.2261***	-0.3468***	0.3438***	1.0000						
<b>Δ BPA</b>	0.2098***	-0.0281	0.0112	-0.0159	1.0000					
<b>Déclin</b>	0.1382***	-0.0171	-0.0359	0.0194	0.1577***	1.0000				
<b>Perte</b>	0.1452***	-0.1549***	-0.0071	-0.0856*	0.1246***	0.0382	1.0000			
<b>ETBPA</b>	0.3014***	0.0429	-0.0190	-0.0501	0.3923***	0.2004***	0.2018***	1.0000		
<b>PF</b>	0.2317***	-0.0119	0.0584	-0.0805*	0.2710***	0.1031**	0.1746***	0.2807***	1.0000	
<b>CS</b>	0.0897*	0.3530***	0.1544***	-0.1651***	0.0496	0.1497***	-0.0651	0.0886*	0.0108	1.0000

\*Significatif au seuil de 10%; \*\* Significatif au seuil de 5%; \*\*\* Significatif au seuil de 1%.

Pour les variables indépendantes, la taille est corrélée positivement avec le nombre des analystes financiers. La variable IFRS est aussi corrélée positivement avec la taille et négativement avec le nombre des analystes financiers pour les deux modèles.

En outre, l'erreur est corrélée négativement avec les IFRS et le nombre des analystes financiers conformément aux travaux de Jiao et al. (2012) et corrélée positivement avec la

taille et la variable crise. De plus, la dispersion est négativement corrélée avec les IFRS et la taille est positivement corrélée avec toutes les autres variables de contrôle du modèle.

La présente étude se base sur un échantillon de données de panel. Par ailleurs, il est nécessaire de vérifier la spécification homogène ou hétérogène du processus générateur de données. Le test de spécification d'Hausman est le test qui permet de discriminer entre les effets fixes et aléatoires.

Les résultats de ce test montrent pour le premier modèle un  $\chi^2 = 66.28$  avec  $\text{prob} > \chi^2 = 0.0000$  et pour le deuxième modèle un  $\chi^2 = 35.24$  avec  $\text{prob} > \chi^2 = 0.0001$  ce qui permet de retenir les modèles à effets fixes.

Les deux premiers modèles visent à vérifier l'impact global de l'adoption obligatoire des IFRS sur l'erreur et la dispersion des prévisions des analystes financiers. En fait, pour le premier modèle, les résultats empiriques montrent que 13.87% de la variation de l'erreur des prévisions est expliquée par l'adoption obligatoire des IFRS et les variables de contrôle retenues. La statistique de Fisher de ce modèle est égale à (9.39) ce qui confirme la bonne qualité du modèle à un niveau de significativité inférieur à 1%. Pour le second modèle, les résultats empiriques montrent que 29.96% de la variation de la dispersion des prévisions est expliquée par l'adoption obligatoire des IFRS et les variables de contrôle retenues. La statistique de Fisher de ce modèle est égale à (18.16) confirmant ainsi la bonne qualité du modèle à un niveau de significativité inférieur à 1%. Donc, on peut conclure que les deux premiers modèles proposés expliquent bien le phénomène étudié.

Les tableaux 7 et 8 présentent les résultats de régression des deux premiers modèles proposés qui examinent l'effet global de l'adoption obligatoire des IFRS sur les prévisions des analystes financiers.

**Tableau 7 - Les résultats de la régression de l'effet global de l'adoption des IFRS sur l'erreur des prévisions**

<b>Variables explicatives</b>	<b>Coef</b>	<b>Std Err</b>	<b>Z</b>	<b>P&gt; z </b>
IFRS	-0.3058435	0.1383457	-2.21	0.027**
Taille	2.050188	0.2557701	8.02	0.000***
NA	-0.5515764	0.227091	-2.43	0.015**
$\Delta$ BPA	1.534083	1.123732	1.37	0.173
Déclin	0.00334	0.1016097	0.03	0.974
Perte	0.1219101	0.1810679	0.67	0.501
ETBPA	3.073188	0.8231506	3.73	0.000***
PF	-0.0012904	0.0078931	-0.16	0.870
CS	0.1325218	0.1126179	1.17	0.243
Cons	-7.42695	0.9025087	-8.23	0.000***

R-sq = 0.1387

F(9)=9.39, Prob>F=0.0000

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



**Tableau 8 - Les résultats de la régression de l'effet global de l'adoption des IFRS sur la dispersion des prévisions**

<b>Variables explicatives</b>	<b>Coef</b>	<b>Std Err</b>	<b>Z</b>	<b>P&gt; z </b>
IFRS	-0.1629718	0.0746438	-2.18	0.030**
Taille	-1.46756	0.1442288	-10.18	0.000***
NA	0.6912199	0.1660021	4.16	0.000***
Δ BPA	0.5779029	0.6218222	0.93	0.353
Déclin	0.0279066	0.0575631	0.48	0.628
Perte	0.1904854	0.1116574	1.71	0.089*
ETBPA	-1.211483	0.5406442	-2.24	0.026**
PF	0.0885813	0.004133	2.08	0.039**
CS	0.0575778	0.067012	0.86	0.391
Cons	5.654989	0.5362386	10.55	0.000***

R-sq = 0.2996

F(9)=18.16, Prob>F=0.0000

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

Les deux premières hypothèses s'intéressent à l'effet global de l'adoption obligatoire des IFRS sur les prévisions des analystes financiers. Les tests statistiques montrent que la variable IFRS est associée négativement avec l'erreur et la dispersion des prévisions des analystes financiers. En effet, un examen des relations causales montre que le coefficient associé à la liaison entre l'adoption des IFRS et l'erreur des prévisions des analystes est négatif (-0,305) et statistiquement significatif ( $P > \text{égal à } 0,027$ ). Par conséquent, la première hypothèse est confirmée. En outre, les résultats montrent que le coefficient associé à la liaison entre l'adoption des IFRS et la dispersion des prévisions des analystes est négatif (-0162) et statistiquement significatif ( $P > \text{égal à } 0,030$ ), ce qui confirme aussi la deuxième hypothèse de recherche.

Ces résultats montrent que l'adoption obligatoire des IFRS en 2005 génère une amélioration de la qualité des prévisions des analystes financiers. Par ailleurs, les prévisions sont plus précises et moins dispersées après l'adoption des IFRS ce qui corrobore les résultats trouvés par Jiao et al. (2012).

Les prévisions des analystes financiers ont été utilisées dans notre étude comme une mesure du niveau d'asymétrie d'information dans une entreprise donnée. C'est ainsi que la réduction de la dispersion et de l'erreur des prévisions reflète une réduction de l'asymétrie de l'information. Ce résultat souligne l'apport informationnel additionnel de l'adoption des nouvelles normes internationales et permet de conclure que l'adoption obligatoire des IFRS représente une source d'amélioration du contenu informationnel des chiffres comptables.

Les résultats de la régression des deux modèles mettent en évidence aussi l'existence de plusieurs relations significatives entre les variables dépendantes (erreur et dispersion) et les variables de contrôle.

L'erreur des prévisions est significativement et positivement associé à la taille des entreprises et à l'écart type des BPA et négativement associé au nombre des analystes financiers. En plus, la dispersion de prévisions est significativement et positivement associée au nombre

d'analystes financiers qui suivent la société, à la perte et à la performance financière et négativement associée à la taille de l'entreprise et à l'écart type des BPA.

L'association positive trouvée entre l'erreur et la taille de l'entreprise est opposée à celle trouvée par Jiao et al. (2012) et à nos attentes et similaires aux résultats de Maghraoui et Dumontier (2008). Selon ces derniers, ceci peut être expliqué par la complexité des actifs et des activités des grandes entreprises. En effet et dans ce type d'entreprises, il est difficile de saisir la réalité économique parce que les outils de communication traditionnels tels que la publication des chiffres comptables sont incapables de donner une idée claire de leurs situations réelles. Au contraire, la taille est associée négativement à la dispersion des prévisions ce qui s'explique par le niveau élevé de divulgation au sein de ces entreprises. En fait, ces entreprises se caractérisent par la disponibilité d'une quantité élevée d'informations similaires au public.

La relation négative entre l'erreur des prévisions et le nombre d'analystes financiers est expliquée par la présence de concurrence entre les analystes. En effet, lorsque le nombre d'analystes qui suivent la société augmente, chaque analyste tente à prévoir avec plus de précision que les autres et par conséquent l'erreur des prévisions diminue. En outre, lorsque le nombre augmente, il y'aura évidemment une augmentation de la dispersion des prévisions.

L'écart type des BPA est une mesure de l'instabilité des résultats. En effet, la présence d'une forte instabilité entrave la prévision des résultats. Ainsi, l'augmentation de cette variable génère un niveau élevé d'erreur des prévisions. L'effet négatif de cette variable sur la dispersion des prévisions peut être expliqué par l'effet de la période d'analyse choisie. En fait, en temps de crise, les marchés financiers se caractérisent par une forte instabilité qui a conduit les analystes à concilier leurs prévisions aux résultats précédents.

L'effet non significatif de la crise sur l'erreur et la dispersion des prévisions des analystes financiers est lié à la réaction de l'analyste financier envers cette période critique. En fait, face au risque de commettre des erreurs de prévision importantes, les analystes sont contraints à intensifier leurs recherches. Selon Levasseur et Romon (2011), les analystes financiers, en temps de crise, suivent plus les mouvements du marché pour éliminer les erreurs des estimations.

Les tableaux 9 et 10 présentent l'effet modérateur de l'environnement informationnel sur la relation entre l'adoption obligatoire des IFRS et la qualité des prévisions des analystes financiers. Il est appréhendé d'une part par la taille de l'entreprise et d'autre part par le nombre des analystes financiers.

**Tableau 9 - Les résultats de la régression de l'effet de la taille de l'entreprise sur l'impact des IFRS sur l'erreur des prévisions**

Variables explicatives	Erreur des prévisions				Dispersion des prévisions			
	Coef	Std Err	Z	P> z	Coef	Std Err	Z	P> z
IFRS* CME	-0.152	0.154	-0.99	0.325	-0.247	0.079	-3.12	0.002***
IFRS*CMF	-0.571	0.183	-0.311	0.002***	0.086	0.113	0.77	0.443
Taille	1.988	0.256	7.75	0.000***	-0.141	0.144	-9.82	0.000***
NA	-0.562	0.226	-2.49	0.013**	0.660	0.164	4.01	0.000***
$\Delta$ BPA	1.595	1.120	1.42	0.155	0.501	0.616	0.81	0.417
Déclin	0.014	0.101	0.14	0.887	0.018	0.057	0.32	0.752

Perte	0.121	0.180	0.67	0.500	0.186	0.110	1.69	0.092*
ETBPA	3.046	0.820	3.71	0.000***	-1.221	0.535	-2.28	0.023**
PF	-0.006	0.007	-0.08	0.934	0.007	0.004	1.84	0.067*
CS	0.143	0.112	1.27	0.203	0.056	0.066	0.85	0.394
Cons	-7.213	0.904	-7.97	0.000***	5.489	0.534	10.28	0.000***
R-sq=14.65%					R-sq=31.5%			
F(10)= 9, prob>F= 0.000					F(10)= 17.52, prob>F= 0.000			

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

**Tableau 10 - Les résultats de la régression de l'effet du nombre des analystes financiers sur l'impact des IFRS sur l'erreur des prévisions**

Variables explicatives	Erreur des prévisions				Dispersion des prévisions			
	Coef	Std Err	Z	P> z	Coef	Std Err	Z	P> z
IFRS* NAE	-0.252	0.140	-0.180	0.073*	-0.193	0.077	-2.50	0.013**
IFRS*NAF	-0.546	0.183	-2.97	0.003***	0.070	0.098	0.71	0.477
Taille	2.077	0.255	8.13	0.000***	-1.489	0.144	-10.29	0.000***
NA	-0.746	0.246	-3.02	0.003***	0.726	0.167	4.34	0.000***
Δ BPA	1.590	1.120	1.42	0.157	0.533	0.621	0.86	0.391
Déclin	0.030	0.102	0.29	0.768	0.022	0.057	0.39	0.699
Perte	0.107	0.180	0.60	0.552	0.187	0.111	1.68	0.093*
ETBPA	3.230	0.824	3.92	0.000***	-1.251	0.540	-2.32	0.021**
PF	0.001	0.007	-0.14	0.886	0.007	0.004	1.90	0.058*
CS	0.061	0.117	0.52	0.600	0.069	0.067	1.03	0.304
Cons	-7.410	0.900	-8.23	0.000***	5.720	0.537	10.65	0.000***
R-sq=14.51%					R-sq=30.35%			
F(10)= 8.89, prob>F= 0.000					F(10)= 16.6, prob>F= 0.000			

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

En s'intéressant à l'effet modérateur de l'environnement informationnel sur l'amélioration de la pertinence des chiffres comptables issue de l'adoption obligatoire des IFRS, les résultats sont presque les mêmes indépendamment de la mesure utilisée pour l'appréhender.

En appréhendant l'environnement informationnel par la taille de l'entreprise, les résultats montrent que l'adoption obligatoire des IFRS réduit significativement l'erreur des prévisions dans les entreprises de petite taille au contraire de la dispersion qui se réduit significativement dans les entreprises de grande taille (au seuil de significativité de 1% pour les deux). En outre, en le rapprochant par le nombre des analystes financiers qui suivent l'entreprise, les résultats montrent que l'application des IFRS réduit l'erreur des prévisions quelque soit le nombre des analystes financiers mais cette réduction est plus significative lorsque le nombre des analystes financiers est faible (une significativité au seuil de 10% pour les entreprises fortement suivies par les analystes financiers contre une significativité au seuil de 1% pour les entreprises faiblement suivies par les analystes financiers). Ils montrent aussi que l'adoption du référentiel international réduit significativement au seuil de 5% la dispersion des prévisions dans les entreprises fortement suivies par les analystes financiers.

Par conséquent, l'adoption obligatoire des IFRS réduit significativement l'erreur des prévisions dans les entreprises qui se caractérisent par un pauvre environnement informationnel et réduit significativement la dispersion des prévisions dans les entreprises qui se caractérisent par un riche environnement informationnel. Ceci permet de confirmer la troisième hypothèse qui suppose que l'environnement informationnel a un effet sur l'amélioration de la pertinence des chiffres comptables issue de l'adoption obligatoire des IFRS.

Ces résultats peuvent être expliqués par le fait que les entreprises de pauvre environnement informationnel sont des entreprises qui divulguent moins d'informations que les autres. Elles se caractérisent par un niveau élevé d'asymétrie d'information. Par ailleurs, la réduction de cette dernière suite à l'adoption des IFRS et à l'application de ses nouvelles politiques de divulgation est plus significative dans ces entreprises qui se caractérisent par un faible niveau de transparence vis-à-vis des différentes parties prenantes. Ceci explique la réduction significative de l'erreur dans ce type d'entreprises.

Concernant l'effet modérateur de l'environnement informationnel sur la relation entre les IFRS et la dispersion, généralement l'augmentation du nombre des analystes financiers qui suivent l'entreprise augmente la dispersion des prévisions des analystes financiers, ce qui a été infirmé par les résultats de la présente étude. En effet, les résultats montrent que l'augmentation du nombre des analystes financiers réduit la dispersion des prévisions en présence des normes IFRS. Ceci est expliqué par le fait que dans les entreprises fortement suivies par les analystes et de grande taille, l'application des IFRS est plus rigoureuse et plus sérieuse du fait que ce type d'entreprises attire plus d'attention sur les marchés ainsi qu'il est suivi généralement par des analystes financiers plus qualifiés et plus expérimentés envers ces nouvelles normes. D'où la production des prévisions moins dispersées.

## **5 Conclusion**

La présente étude vise à examiner l'impact de l'adoption obligatoire des IFRS en Europe dès 2005 sur la pertinence informationnelle des chiffres comptables publiés. Pour répondre à la problématique de recherche, nous avons examiné dans cette étude d'une part l'impact de ces normes sur le contenu informationnel reflété par leur impact sur l'asymétrie d'information rapprochée par les prévisions des analystes financiers et d'autre part l'effet de l'environnement informationnel de l'entreprise sur cet impact autrement dit de vérifier si les conséquences de l'application du référentiel international diffère en fonction de l'environnement informationnel de la firme.

Les conclusions de la présente recherche soutiennent l'idée que la pertinence des chiffres comptables après l'adoption obligatoire des IFRS s'est améliorée et cette amélioration se manifeste par une réduction de l'erreur et de la dispersion des prévisions. Les résultats montrent aussi que l'environnement informationnel de l'entreprise appréhendé par sa taille et le nombre des analystes financiers qui la suivent a un effet significatif sur la réduction de l'erreur des prévisions issu de l'adoption du référentiel international c'est-à-dire la réduction de l'erreur et de la dispersion suite à l'adoption des IFRS diffère d'une entreprise à une autre tout dépend de son environnement informationnel.

Cette étude enrichit les travaux antérieurs par la prise en compte d'une période d'étude assez longue qui s'étale sur 10 ans de 2002 à 2012 (l'année 2004 a été écartée) ce qui permet d'éliminer tout effet d'apprentissage tributaire de l'application des nouvelles normes comptables. L'originalité de ce travail réside aussi dans l'analyse de l'effet de l'environnement informationnel.

Cette validation empirique explique l'effet positif des IFRS sur le contenu informationnel des chiffres comptables. Cependant, pour améliorer la pertinence des résultats trouvés, il est intéressant d'enrichir cette étude par l'utilisation d'autres proxys d'asymétrie d'information telles que le coût de capital et la liquidité des actions et par la vérification de l'effet modérateur des caractéristiques de l'entreprise sur la relation entre l'IFRS et la pertinence informationnelle des chiffres publiés.

## 6 Bibliographie

- Ahmed, A., Neel, M., Wang, D. (2010a). Does Mandatory Adoption of IFRS Improve Accounting Quality? Preliminary Evidence. *Contemporary Accounting Research* 30(4): 1344-1372.
- Ahmed, K., Chalmers, K., Khelif, H. (2010b). A Meta-analysis of IFRS Adoption Effects. *The International Journal of Accounting* 48(2): 173-217.
- Ashbaugh, H., Pincus, M. (2001). Domestic accounting standards, international accounting standards, and the predictability of earnings. *Journal of Accounting Research* 39(3): 417-434.
- Ball, R. (2006). International Financial Reporting Standards (IFRS): Pros and Cons for Investors. *Accounting and Business Research*, 36(Special issue): 5-27.
- Barker, R., Imam, S. (2008). Analysts' perception of earnings quality. *Accounting and Business Research* 38(4): 313-329.
- Barron, O. E., Byard, D., Kim, O. (2002). Changes in analysts' information around earnings announcements. *The Accounting Review* 77(4): 821-846.
- Barth, M., Landsman, W., Lang, M. (2008). International Accounting Standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research* 46(3): 467-498.
- Bartov, E., Goldberg, S., Kim, M. (2005). Comparative value relevance among German, U.S., and international accounting standards: A German stock market perspective. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 20(2): 95-119.
- Byard, D., Li, Y., Yu, Y. (2010). The effect of mandatory IFRS adoption on financial analysts' information environment. *Journal of Accounting Research* 49(1): 69-96.
- Capstaff, J., Paudyal, K., Rees, W. (2001). A Comparative Analysis of Earnings Forecasts in Europe. *Journal of Business Finance and Accounting* 68(5-6): 531-562.
- Coën, A., Desfleurs, A. (2010). La précision des analystes financiers en Europe: l'effet pays et l'effet secteur revisités. *L'Actualité Economique* 86(2): 133-162.
- Cormier, D., Ledoux, M-J., Magnan, M. (2010). Le reporting de gouvernance, les attributs du conseil et la qualité des résultats comptables : incidence sur les marchés boursiers, *Comptabilité-Contrôle-Audit* 16(2): 69-96.
- Cuijpers, R., Buijink, W. (2005). Voluntary Adoption of Non-local GAAP in the European Union: A Study of Determinants and Consequences. *European Accounting Review* 14(3): 487-524.
- Dempsey, S.J. (1989). Predisclosure Information Search Incentives, Analyst Following and Earnings Announcement Price Response. *The Accounting Review* 64(4): 748-757.

- Dicko, S., Khemakhem, H. (2010). L'impact attendu de l'adoption des IAS/IFRS sur le marché financier français. La comptabilité, le contrôle et l'audit entre changement et stabilité, France.
- Ding, Y., Hope, O., Jeanjean, T., Stolowy, H. (2007). Differences between domestic accounting standards and IAS: Measurement, determinants and implications. *Journal of Accounting and Public*, 26(1): 1-38.
- Easterwood, J. C., Nutt, S. R. (1999). Inefficiency in analysts' earnings forecasts: systematic misreaction or systematic optimism?. *Journal of Finance* 54(5): 1777-1797.
- Eccher, E., Healy, P. (2000). The Role of International Accounting Standards in Transitional Economies: A Study of the People's Republic of China. Working Paper 233598, Massachusetts, Institute of Technology.
- Escaffre, L., Sefsaf, R. (2010). The Additional value relevance of IFRS: a comparison between the major European markets. Crises et nouvelles problématiques de la Valeur, Nice.
- Epstein, B.J., Mirza, A.A. (1999). *Interpretation and Application of International Accounting Standards*. Wiley.
- Francis, J., Soffer, L. (1997). The Relative Informativeness of Analyst's Stock Recommendations and Earnings Forecast Revisions. *Journal of Accounting Research* 35(2): 193-211.
- Frankel, R., Kothari, S., Weber, J. (2006). Determinants of the informativeness of analyst research. *Journal of Accounting and Economics* 41(1-2): 29-54.
- Hodgdon, C., Tondkar Rasoul, H., Harless David, W., Adhikari, A. (2008). Compliance with IFRS Disclosure Requirements and Individual Analysts' Forecast Errors. *Journal of International Accounting, Auditing & Taxation* 17(1): 1-13.
- Hope, O. K. (2003). Disclosure practices, enforcement of accounting standards, and analysts' forecast accuracy: An international study. *Journal of Accounting Research* 41(2): 235-272.
- Iatridis, G. (2010). International Financial Reporting Standards and the quality of financial statement information. *International Review of Financial Analysis* 19(3): 193-204.
- Jansson, A., Jönsson, M., Von Koch, C. (2012). Has the introduction of IFRS improved accounting quality? A comparative study of five countries. working paper, School of Business and Economics, Linnaeus University.
- Jermakowicz, E., Prather-Kinsey, J., Wulf, I. (2007). The Value Relevance of Accounting Income Reported By DAX-30 German Companies. *Journal of International Financial Management & Accounting* 18(3): 151-191.
- Jiao, T., Koning, M., Mertens, G., Roosenboom, P. (2012). Mandatory IFRS adoption and its impact on analysts' forecasts. *International review of financial analysis*, 21:56-63.
- Jones, S., Finley, A. (2010). Have IFRS made a difference to intra-country financial reporting diversity?. *The British Accounting Review* 41(1): 22-38.
- Landsman, W., Maydew, E., Thornock, J. (2011). The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. *Journal of Accounting and Economics* 53(1-2): 34-54.
- Lang, M. H., Lundholm, R. J. (1993). Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures. *Journal of Accounting Research* 31(2): 246-271.
- Lang, M. H., Lundholm, R. J. (1996). Corporate disclosure policy and analyst behavior. *Accounting Review* 71(4): 467-492.
- Leuz, C. (2003). IAS versus U.S. GAAP: Information asymmetry-based evidence from Germany's New Market. *Journal of Accounting Research* 41(3): 445-472.
- Levasseur, M., Romon, F. (2011). La réactivité des analystes financiers en temps de crise au sein de la zone euro. Comptabilités, économie et société, Montpellier, France.

- Li, S. (2010). Does Mandatory Adoption of International Financial Reporting Standards in the European Union Reduce the Cost of Equity Capital?. *The accounting review* 85(2): 607-636.
- Lobo, G., Mahmoud, A. (1989). Relationship between differential amounts of prior information and security return variability. *Journal of Accounting Research* 27(1): 116-134.
- Lys, T., Soo, L. (1995). Analysts' forecast precision as a response to competition. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 10(4): 751-765.
- Maghraoui, R., Dumontier, P. (2008). Normes Internationales, Asymétrie d'Information et Contenu Informatif des Chiffres Comptables. Doctorat en sciences de économiques et sociales, Faculté des Sciences Économiques et Sociales, Université de Genève.
- Marchal, S., Boukari, M., Cayssials, J L. (2007). L'impact des normes IFRS sur les données comptables des groupes français cotés. *Bulletin de la Banque de France* 163: 27-42.
- Marston, C. (1997). Firm Characteristics and Analyst Following in the UK, British. *The Accounting Review* 29(4): 335-347.
- Meulen, S., Gaeremynck, A., Willekens, M. (2007). Attribute differences between U.S. GAAP and IFRS earnings: An exploratory study. *The international journal of accounting* 42(2): 123-142.
- O'Brien, P C., Bhushan, R. (1990). Analyst Following and Institutional Ownership. *Journal of Accounting Research* 28: 55-76.
- Saadi, T. (2010). Création de valeur : l'impact des normes IFRS sur le contenu informationnel du résultat net : le cas de la France. La place de la dimension européenne dans la Comptabilité Contrôle Audit, Strasbourg, France.
- Pieter T. Elgers, May H. Lo Ray J. Pfeiffer Jr. (2001). Delayed Security Price Adjustments to Financial Analysts' Forecasts of Annual Earnings. *The Accounting Review* 76(4): 613-632.
- Salameh, E. (2013). L'impact des normes IFRS sur le Contenu Informationnel des Etats Financiers des PME cotées dans le Contexte Français. *European Scientific Journal* 9(22): 105-121.
- Shores, D. (1990). The association between interim information and security returns surrounding earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 28(1): 164-181.
- Singhvi, S. (1972). Corporate Management's Inclination to Disclose Financial Information. *Financial analysts journal* 28(4): 66:73.
- Tan, H., Wang, S., Welker, M. (2011). Analyst Following and Forecast Accuracy After Mandated IFRS Adoptions. *Journal of Accounting Research* 49(5): 1307-1357.
- Urquiza, F., Abad Navarro, M., Trombetta, M. (2012). Disclosure Strategies and Cost of Capital. *Managerial and decision economics* 33(7-8): 501-509.
- Welker, M. (2005). Disclosure Policy, Information Asymmetry, and Liquidity in Equity Markets. *Contemporary Accounting Research* 11(2): 801-827.
- Zogning, F. (2013). Normalisation Comptable Internationale Et Qualité De L'information Financiere : Quel Bilan Pour Les Ifrs ?. *Journal Of Global Business Administration* 5(1): 70-79.