

HET VERBAND TUSSEN AUDITHONORARIA EN AUDITKWALITEIT

LE RAPPORT ENTRE LES HONORAIRES D'AUDIT ET LA QUALITE DE
L'AUDIT

Het verband tussen audithonoraria en
auditkwaliteit
Empirische studie voor de Belgische auditmarkt

Le rapport entre les honoraires d'audit et
la qualité de l'audit
Etude empirique du marché belge d'audit

2013-1

D. Breesch • J. De Muylder • J. Branson

VUB

K. Hardies

UA

met de medewerking van een leescomité bestaande uit:

avec la collaboration d'un comité de relecture composé de :

L. Laperal • K. Morris



INFORMATIECENTRUM
VOOR HET
BEDRIJFSREVISORAAT



CENTRE D'INFORMATION
DU REVISORAT
D'ENTREPRISES



Maklu
Antwerpen/Apeldoorn

De Stichting “INFORMATIECENTRUM VOOR HET BEDRIJFSREVISORAAT” of “ICCI” is in september 2006 door het Instituut van de Bedrijfsrevisoren opgericht. Deze Stichting heeft tot doel objectieve en wetenschappelijke informatie over vraagstukken die het bedrijfsrevisoraat aanbelangen te verstrekken.

Meer informatie over de Stichting: www.icci.be

De juridische interpretaties en andere standpunten verbinden slechts de auteurs.
De teksten van dit boek zijn bijgewerkt tot 21 december 2012.

La Fondation « CENTRE D'INFORMATION DU REVISORAT D'ENTREPRISES » ou « ICCI » a été constituée par l'Institut des Réviseurs d'Entreprises en septembre 2006. La Fondation a pour but de procurer une information objective et scientifique sur les questions intéressant le révisorat d'entreprises.

Plus d'information concernant la Fondation: www.icci.be

Les interprétations juridiques et autres opinions n'engagent que leurs auteurs.
Les textes de cet ouvrage sont à jour au 21 décembre 2012.

ICCI (ed.)

Het verband tussen audithonoraria en auditkwaliteit. Empirische studie voor de Belgische auditmarkt

Le rapport entre les honoraires d'audit et la qualité de l'audit. Etude empirique du marché belge d'audit

Antwerpen-Apeldoorn

Maklu

2013

106 pag. – 24 x 16 cm

ISBN 978-90-466-0585-1

D 2013/1997/17

NUR 786

© 2013 Maklu-Uitgevers nv & ICCI

Alle rechten voorbehouden. Niets van deze uitgave mag geheel of gedeeltelijk openbaar gemaakt worden, gereproduceerd worden, vertaald of aangepast, onder welke vorm ook of opgeslagen worden in geautomatiseerd gegevensbestand behoudens uitdrukkelijke en voorafgaande toestemming van de uitgever. Tous droits réservés. Aucun extrait de cette édition ne peut, même partiellement, être communiqué au public, reproduit ni traduit ou adapté sous quelque forme que ce soit, ou être saisi dans une banque de données sans l'autorisation écrite et préalable de l'éditeur.

Maklu-Uitgevers

Somersstraat 13/15, B-2018 Antwerpen, www.maklu.be, info@maklu.be

Koninginnelaan 96, NL-7315 EB Apeldoorn, www.maklu.nl, info@maklu.nl

Woord vooraf

De verhouding tussen prijs en kwaliteit is voor de consument belangrijk om de voor hen meest bevredigende keuze te kunnen maken. Op een aantal markten is er zodanig weinig verschil tussen de kwaliteit van diensten of producten dat consumenten gerust voor de goedkopere aanbiedingen kunnen kiezen. Dit is bijvoorbeeld het geval voor elektriciteit en gas maar, volgens Test-Aankoop, ook voor een aantal *fast moving consumer goods*.

Gezien het belang voor de consument, verwelkom ik dan ook deze studie over het verband tussen audithonoraria en auditkwaliteit in België. Het is de eerste keer dat hierover een empirische studie wordt gemaakt in ons land. Zowel de gebruikers van de diensten van bedrijfsrevisoren, als de aanbieders ervan kunnen heel wat nuttige informatie halen uit deze studie.

Kwaliteit is voor bedrijfsrevisoren uiterst belangrijk. Ondernemingen en auditcomités hechten immers veel belang aan de kwaliteit van de dienst en de reputatie van de aanbieder⁽¹⁾. De studie toont aan dat het moeilijk is om de kwaliteit van de aangeboden dienst eenduidig te definiëren. Volgens de door de auteurs van de studie bestudeerde literatuur zou audit zelfs een “*credence* dienst” kunnen zijn. Dit betekent dat de aanbieder beter weet welke kwaliteit de klant nodig heeft dan de klant zelf. Als gevolg zou, volgens de literatuur, prijsconcurrentie een negatieve invloed kunnen uitoefenen op de auditkwaliteit. De prijsdruk zou de aanbieders kunnen aanzetten tot een vermindering van het aantal audits. Vanuit een maatschappelijk perspectief hangt de kwaliteit van het bedrijfsrevisoraat ook samen met deskundigheid en onafhankelijkheid.

Uit de studie blijkt concreet dat er in België een verband is tussen de audithonoraria en de auditkwaliteit. Alhoewel de auteurs onderstrepen dat de resultaten voorzichtig moeten worden geïnterpreteerd, zouden zeer lage honoraria een potentiële negatieve impact kunnen hebben op de kwaliteit. “Onderprijzing” komt in België echter weinig voor, en ook als het voorkomt, neemt het eerder kleine proporties aan. De studie stelt dat het belangrijk is dat de overheid en de tuchtorganen van het Instituut van de Bedrijfsrevisoren hun aandacht blijven besteden aan “onderprijzing”.

Er wordt ook aangetoond dat een groot aantal ondernemingen een hoge prijs betaalt voor hun auditdiensten. Volgens de studie vormen deze hoge audithonoraria evengoed een potentiële bedreiging voor de kwaliteit. De auteurs stellen dat de auditor bij zeer hoge audithonoraria de klant niet wenst te verliezen en dat een onafhankelijkheidsrisico rijst. “Overprijzing” zou volgens mij nog meer een aandachtspunt moeten zijn voor de overheid en het Instituut van de Bedrijfsrevisoren, aangezien het niet alleen de competitiviteit (door de hoge kosten), maar ook de geloofwaardigheid van de Belgische ondernemingen ondermijnt.

Net zoals in andere sectoren, is het dus ook voor de auditmarkt zaak te streven naar eerlijke, correcte prijzen. Dit kan de kwaliteit van de auditwerkzaamheden enkel maar ten goede komen.

Johan VANDE LANOTTE

Vice-eerste minister en Minister van Economie, Consumenten en Noordzee

⁽¹⁾ OXERA (2007), *Ownership rules of audit firms*, report for DG Internal Market of the European Commission.

Avant-propos

Le rapport qualité-prix est important pour le consommateur afin qu'il puisse faire le choix le plus satisfaisant. Sur certains marchés, la différence qualitative entre les services ou produits est tellement faible que les consommateurs peuvent, sans inconvénients, opter pour les offres plus avantageuses. C'est par exemple le cas pour l'électricité et le gaz mais, selon Test-Achat, également pour certains biens de consommation courante.

Compte tenu de l'importance pour le consommateur, je salue cette étude sur le lien entre les honoraires d'audit et la qualité de l'audit en Belgique. C'est la première fois qu'une étude empirique belge est consacrée à ce sujet. Cette étude fournit des informations utiles tant aux utilisateurs de services fournis par les réviseurs d'entreprises qu'aux fournisseurs de tels services.

VII

Pour les réviseurs d'entreprises la qualité est essentielle. Les entreprises et les comités d'audit attachent, en effet, beaucoup d'importance à la qualité du service fourni et à la réputation du fournisseur ⁽¹⁾. L'étude montre qu'il est difficile d'arrêter une définition univoque de la qualité du service fourni. Selon la littérature examinée par les auteurs de l'étude, l'audit pourrait même être un « service de confiance ». Cela signifie que le fournisseur connaît mieux que le client même la qualité qui convient au client. Selon la littérature, cela aurait pour effet que la concurrence tarifaire pourrait avoir une influence négative sur la qualité d'audit. La pression sur les prix pourrait inciter les fournisseurs à diminuer le nombre d'heures d'audit. Du point de vue social, la qualité du révisor d'entreprises est également liée à l'expertise et l'indépendance.

L'étude constate concrètement qu'en Belgique, un lien existe entre les honoraires d'audit et la qualité d'audit. Bien que les auteurs soulignent que les résultats doivent être interprétés avec prudence, des honoraires très bas pourraient avoir un impact négatif potentiel sur la qualité. En Belgique, la « sous-évaluation des prix » est plutôt rare et, même si c'est le cas, cela prend plutôt des proportions faibles. L'étude affirme qu'il est important que les autorités publiques et les instances disciplinaires de l'Institut des Réviseurs d'Entreprises continuent à accorder une attention particulière à la « sous-évaluation des prix ».

Il est également démontré que de nombreuses entreprises paient un prix élevé pour leurs services d'audit. Selon l'étude, ces honoraires élevés constituent également une menace potentielle pour la qualité. Les auteurs affirment qu'en cas d'honoraires d'audit très élevés, l'auditeur souhaite ne pas perdre le client et que dès lors un risque de perte d'indépendance se pose. La « surévaluation » devrait, selon moi, être encore plus un point à surveiller par les autorités publiques et l'Institut des Réviseurs d'Entreprises étant donné qu'elle ne porte pas uniquement atteinte à la compétitivité (par les frais élevés), mais également à la crédibilité des entreprises belges.

Tout comme dans d'autres secteurs, le marché de l'audit doit également poursuivre des prix honnêtes et corrects. La qualité des travaux d'audit ne pourra qu'en profiter.

Johan VANDE LANOTTE

Vice-premier ministre et Ministre de l'Economie, des Consommateurs et de la Mer du Nord

(1) OXERA (2007), *Ownership rules of audit firms*, report for DG Internal Market of the European Commission.

EXECUTIVE SUMMARY (NL)

De hoofddoelstelling van deze studie is te onderzoeken of er een verband bestaat tussen de audithonoraria en de auditkwaliteit op de Belgische auditmarkt. Gegeven de vermeende toenemende prijsconcurrentie op de auditmarkt en de vrees voor de mogelijke negatieve impact hiervan op de auditkwaliteit is een dergelijk onderzoek relevant (o.a. *Financial Reporting Council* (FRC), 2012).

De studie wordt opgevat in twee delen.

In deel 1 definiëren we via een literatuurstudie vooreerst “auditkwaliteit” en bepalen we de meest gebruikte maatstaven voor auditkwaliteit, met name resultaatmanagement en de auditverklaring. Inzake de auditverklaring wordt zowel een “continue” maatstaf als een “dichotome” maatstaf voor auditkwaliteit gehanteerd. De continue maatstaf voor auditkwaliteit onderzoekt de kans dat er door de auditor een aangepast oordeel of meer specifiek een continuïteitsverklaring of *going-concern opinion* (GCO) wordt afgeleverd. De dichotome maatstaf voor auditkwaliteit onderzoekt de “juistheid” van de auditverklaring door de relatie na te gaan tussen continuïteitsverklaringen en de daarop volgende continuïteitsstatus van de betreffende auditklanten.

Vervolgens bespreken we de empirische studies die (internationaal) het verband behandelen tussen audithonoraria (zowel in “absolute” als “abnormale” termen) en auditkwaliteit. Er is sprake van “abnormale” audithonoraria wanneer er een afwijking (positief of negatief) bestaat tussen enerzijds het geobserveerde audithonorarium en anderzijds het verwachte audithonorarium. Het verwachte audithonorarium wordt via een *audit fee*-model (*benchmark*) op basis van ondernemings-, kantoor-, commissaris- en opdracht karakteristieken bepaald (over- en onderprijzing). Uit het literatuuroverzicht blijkt alvast dat voorgaand onderzoek geenszins tot een eenduidig resultaat leidde.

Uiteindelijk bestuderen we voor de Belgische auditmarkt over de periode 2008-2010 de evolutie van de prijszetting en gaan we via een *audit fee*-model na of en in welke mate er sprake is van abnormale audithonoraria of onder- en overprijzing.

Uitgaand van de “absolute” prijszetting blijkt dat de *mediaan* van zowel de honoraria voor auditdiensten (audithonoraria) als de honoraria voor auditdiensten en niet-auditdiensten samen (totale honoraria) over de periode 2008-2010 vrij constant blijft, respectievelijk ongeveer € 6.250 en € 7.000. Het *gemiddelde* honorarium voor auditdiensten (audithonoraria) daalt evenwel significant tussen 2008 en 2009 (van € 14.120 naar € 13.663), alsook tussen 2009 en 2010 (van € 13.663 naar € 13.041). Ook het gemiddeld honorarium voor auditdiensten en niet-auditdiensten samen (totale honoraria) daalt significant tussen 2008 en 2010 (van € 20.172 naar € 17.651). De analyse van de “relatieve” prijszetting, waarbij de evolutie van de audithonoraria wordt vergeleken in verhouding tot de grootte van de gecontroleerde onderneming (omzet en totale activa) om rekening te houden met de verandering in de samenstelling van de auditmarkt, levert evenwel geen significante prijschommelingen op.

IX

EXECUTIVE SUMMARY (NL)

Onze resultaten tonen daarnaast aan dat onderprijzing in de Belgische auditmarkt minder frequent voorkomt dan overprijzing. Onderprijzing neemt bovendien ook kleinere proporties aan. Slechts in iets meer dan een kwart van de auditopdrachten is er sprake van een honorarium dat zich onder het door het model voorspelde honorarium bevindt, waarvan het meest extreme percentiel een grenswaarde kent van “slechts” 55 % onderprijzing (of € 2.154). Voor nagenoeg driekwart van de populatie is er echter sprake van een honorarium dat zich boven het door het model voorspelde honorarium bevindt. Vanaf het 60 %-percentiel betreft dit reeds meer dan 100 % overprijzing en in het meest extreme percentiel vinden we een grenswaarde van 602 % overprijzing (of € 34.473). Gemiddeld is er evenwel maar sprake van een overprijzing van € 9.119 (de mediaan bedraagt slechts € 2.268). Een *caveat* is evenwel geboden bij de interpretatie van deze resultaten. Het volledig (vereenvoudigd) *audit fee*-model verklaart immers slechts 68 % (44,2 %) van de variatie in het audithonorarium, deels en vooral omdat niet alle factoren die een invloed hebben op het audithonorarium kunnen worden waargenomen of op een betrouwbare manier worden gemeten (o.a. risicofactoren die wel door de auditor worden waargenomen maar niet in het model werden opgenomen zoals bijvoorbeeld de integriteit van het management, de complexiteit van de auditopdracht of groepsaspecten). Het is dus onmogelijk om uit te maken of die niet-verklaarde variatie effectief het gevolg is van “abnormale” prijszetting of “abnormale” inspanning (auditoren) vanwege de auditor.

In deel 2 gaan we na of er daadwerkelijk een verband bestaat tussen de audithonoraria en de auditkwaliteit op de Belgische auditmarkt. Hiertoe voeren we voor elk van de gebruikte maatstaven voor auditkwaliteit (auditverklaring, zowel continu als dichotoom, en resultaatmanagement) een regressieanalyse uit die tot doel heeft de relatie te evalueren tussen enerzijds de verklaarde variabele (in casu de maatstaf voor auditkwaliteit) en anderzijds de verklarende variabelen, *in casu* de testvariabele (het “*absolute*” audithonorarium) en diverse controlevariabelen (zoals ondernemingsgrootte, financiële toestand en type auditor) waarvan in de literatuur werd aangetoond dat ze ook een invloed kunnen hebben op de auditkwaliteit. In de mate dat we beschikken over voldoende data-elementen wordt de steekproef opgesplitst in vier deelverzamelingen op basis van het niveau van de audithonoraria, gaande van de 25 % laagste audithonoraria (1^{ste} kwartiel) tot de 25 % hoogste audithonoraria (4^{de} kwartiel). Met deze “*piecewise regression*” testen we of de relatie tussen het audithonorarium en auditkwaliteit verschilt voor verschillende hoogtes van het audithonorarium.

De resultaten bieden voorzichtig te interpreteren empirisch bewijs dat er, *ceteris paribus*, een verband bestaat tussen het niveau van de audithonoraria en de auditkwaliteit: zowel zeer lage audithonoraria (1^{ste} kwartiel = ondernemingen waarbij de auditor een audithonorarium van minder dan € 3.297 ontvangt) als zeer hoge audithonoraria (4^{de} kwartiel = ondernemingen waarbij de auditor een audithonorarium van meer dan € 13.088 ontvangt) lijken een potentiële bedreiging te vormen voor de auditkwaliteit, gemeten via de kans dat de auditor een continuïteitsverklaring aflegt. Ook de kans dat de auditor een verklaring zonder enig voorbehoud met betrekking tot continuïteit aflevert, terwijl de klant toch failliet gaat binnen de twaalf maanden na balansdatum (*under-qualifying* of type II-fout), is kleiner wanneer de auditor een hoger audithonorarium ontvangt. Tot slot blijkt dat ondernemingen die zeer lage audithonoraria betalen (1^{ste} kwartiel) met een hogere kans aan resultaatmanagement doen.

EXECUTIVE SUMMARY (FR)

L'objectif principal de cette étude est de déterminer s'il existe un lien entre les honoraires d'audit et la qualité de l'audit sur le marché belge d'audit. Une telle étude se justifie par la présumée concurrence tarifaire accrue sur le marché de l'audit et la crainte d'un impact négatif de cette concurrence sur la qualité d'audit (e.a. *Financial Reporting Council* (FRC), 2012).

L'étude se compose de deux parties.

Dans la première partie, nous définissons, par le biais d'une étude de littérature, la « qualité d'audit » et nous déterminons ensuite les critères de mesure les plus courants pour la qualité d'audit, notamment la gestion du résultat et l'opinion d'audit. En ce qui concerne l'opinion d'audit, nous utilisons tant un critère de mesure « continu » qu'un critère de mesure « dichotomique » pour la qualité d'audit. Le critère de mesure continu pour la qualité d'audit détermine la probabilité que l'auditeur formule une opinion modifiée ou plus spécifiquement une déclaration de continuité ou *going-concern opinion* (GCO). Le critère de mesure dichotomique pour la qualité d'audit évalue l'« exactitude » de l'opinion d'audit en analysant le lien entre les déclarations de continuité et la continuité de l'exploitation des clients d'audit concernés qui s'ensuit.

Ensuite, nous abordons les études empiriques qui traitent (au niveau international) du lien entre les honoraires d'audit (tant « absolus » qu'« anormaux ») et la qualité d'audit. Les honoraires d'audit sont qualifiés d'« anormaux » lorsqu'il existe un écart (positif ou négatif) entre, d'une part, les honoraires d'audit observés et, d'autre part, les honoraires d'audit attendus. Les honoraires d'audit attendus sont calculés à l'aide d'un modèle d'honoraires d'audit ou *audit fee model* (*benchmark*) sur la base des caractéristiques de l'entreprise, du cabinet, du commissaire et de la mission (surévaluation et sous-évaluation des prix). Il ressort de la littérature consultée que les études empiriques obtiennent des résultats divergents.

Enfin, nous nous penchons sur l'évolution de la fixation des prix sur le marché belge d'audit pour la période 2008-2010 et analysons à l'aide d'un modèle d'honoraires d'audit dans quelle mesure il existe des honoraires d'audit anormaux ou une sous-évaluation et surévaluation des prix.

Sur la base de la fixation « absolue » des prix, il ressort que la *médiane* tant des honoraires pour les services d'audit (honoraires d'audit) que des honoraires pour les services d'audit et les services non-audit ensemble (honoraires totaux) sur la période 2008-2010 est plutôt constante. Ils s'élèvent respectivement à peu près à € 6.250 et € 7.000. Cependant, les honoraires *moyens* pour les services d'audit (honoraires d'audit) ont enregistré une baisse importante entre 2008 et 2009, (de € 14.120 à € 13.663), ainsi qu'entre 2009 et 2010 (de € 13.663 à € 13.041). Les honoraires moyens pour les services d'audit et les services non-audit ensemble (honoraires totaux) ont également fortement baissé entre 2008 et 2010 (de € 20.172 à € 17.651). L'analyse de la fixation « relative » des prix, où l'évolution des honoraires d'audit est comparée par rapport à la taille de l'entreprise

XI

EXECUTIVE SUMMARY (FR)

contrôlée (chiffre d'affaires et actif total) afin de prendre en compte la modification de la structure du marché de l'audit, n'aboutit toutefois pas à des fluctuations de prix significatives.

En outre, nos résultats démontrent que la sous-évaluation des prix dans le marché belge d'audit est moins fréquente que la surévaluation. La sous-évaluation prend par ailleurs des proportions moins importantes. Seul un peu plus d'un quart des honoraires d'audit se trouve en deçà du niveau prévu par le modèle. Dans cette catégorie, le percentile le plus élevé atteint une sous-évaluation de « seulement » 55 % (ou € 2.154). Pour pratiquement trois quarts de la population, les honoraires se trouvent au-dessus du niveau prévu par le modèle. A partir du 60^e percentile, la surévaluation dépasse les 100 % et le percentile le plus élevé atteint une surévaluation de 602 % (ou € 34.473). Cependant, en moyenne, il s'agit seulement d'une surévaluation de € 9.119 (la médiane ne s'élève qu'à € 2.268). L'interprétation de ces résultats est toutefois sujette à caution. En effet, le modèle d'honoraires d'audit (simplifié) complet n'explique que 68 % (44,2 %) de la variation dans les honoraires d'audit, et ce partiellement et particulièrement parce qu'il est impossible d'observer l'ensemble des facteurs qui influencent les honoraires d'audit, ou de les mesurer de manière fiable (e.a. facteurs de risque qui sont observés par l'auditeur mais qui n'ont pas été repris dans le modèle, comme p. ex. l'intégrité de la direction, la complexité de la mission d'audit ou les aspects liés au groupe). Il est donc impossible de déterminer si cette variation inexplicquée est réellement due à une fixation des prix « anormale », ou à des efforts « anormaux » (heures d'audit) de la part de l'auditeur.

Dans la deuxième partie, nous examinons s'il existe véritablement un lien entre les honoraires d'audit et la qualité de l'audit sur le marché belge d'audit. Dans cette optique, nous effectuons pour chacun des critères de mesure utilisés pour la qualité d'audit (opinion d'audit, tant continue que dichotomique, et gestion du résultat) une *analyse de régression* qui vise à évaluer le lien entre, d'une part, la variable expliquée (en l'espèce, le critère de mesure pour la qualité d'audit) et, d'autre part, les variables explicatives, en l'espèce la variable de test (les honoraires d'audit « *absolus* ») et différentes variables de contrôle (telles que la taille de l'entreprise, la situation financière et le type d'auditeur), dont la littérature démontre qu'elles peuvent également avoir un impact sur la qualité de l'audit. Dans la mesure où nous disposons de suffisamment de données, l'échantillon est réparti en quatre sous-ensembles en fonction du niveau des honoraires d'audit, allant des 25 % d'honoraires d'audit les plus bas (1^{er} quartile) aux 25 % d'honoraires les plus élevés (4^e quartile) (*piecewise regression*). Ainsi, nous vérifions si la relation entre les honoraires de l'audit et la qualité de l'audit diffère aux différents niveaux des honoraires d'audit.

Les résultats offrent des preuves empiriques dont l'interprétation requiert une grande prudence et selon lesquelles il existe, *ceteris paribus*, un lien entre le niveau des honoraires d'audit et la qualité d'audit. En effet, tant les honoraires d'audit extrêmement bas (1^{er} quartile = entreprises dont l'auditeur perçoit des honoraires d'audit inférieurs à € 3.297) que les honoraires d'audit extrêmement élevés (4^e quartile = entreprises dont l'auditeur perçoit des honoraires d'audit supérieurs à € 13.088) semblent constituer une menace potentielle pour la qualité d'audit, mesurée par la probabilité que l'auditeur

XII

formule une déclaration de continuité. La probabilité que l'auditeur formule une déclaration sans réserve à l'égard de la continuité, alors que le client fait quand même faillite dans les douze mois de la clôture (*under-qualifying* ou erreur de type II), est plus faible lorsque l'auditeur perçoit des honoraires d'audit plus élevés. Pour finir, il s'avère que les entreprises qui s'acquittent d'honoraires d'audit extrêmement bas (1^{er} quartile) sont davantage susceptibles d'avoir recours à la gestion du résultat.

XIII

EXECUTIVE SUMMARY (FR)

EXECUTIVE SUMMARY (EN)

The main purpose of this study is to determine whether there is a link between audit fees and audit quality on the Belgian audit market. This study was prompted by the alleged increasing price competition on the audit market and the fear of a negative impact of this competition on audit quality (e.g. Financial Reporting Council (FRC), 2012).

The study consists of two parts.

In the first part, we define, through a literature review, "audit quality" and determine the most commonly used audit quality measures, i.e. earnings management and audit opinion. With respect to audit opinion, both a "continuous" and a "dichotomous" audit quality measure is used. The continuous audit quality measure determines the likelihood that the auditor will issue a modified opinion, or more specifically, a going concern opinion (GCO). The dichotomous audit quality measure assesses the "accuracy" of the audit opinion by analysing the link between the going concern opinions and the subsequent going concern status of the audit clients concerned.

Next, we address the empirical studies that examine (at an international level) the link between audit fees (in "absolute" as well as "abnormal" terms) and audit quality. Audit fees are called "abnormal" when there is a (positive or negative) gap between, on the one hand, the observed audit fee and, on the other hand, the expected audit fee. The expected audit fee is derived from an audit fee model (benchmark) on the basis of the characteristics of the company, the audit firm, the statutory auditor and the engagement (overpricing and underpricing). The literature review shows that the empirical studies have in no way led to unambiguous results.

Finally, we focus on the evolution of pricing on the Belgian audit market in the period 2008-2010 and examine by means of an audit fee model the extent to which there are abnormal audit fees or underpricing and overpricing.

On the basis of "absolute" pricing, it turns out that the *median* of both fees for audit services (audit fees) and fees for audit services and non-audit services together (total fees) over the 2008-2010 period is fairly constant. They amount respectively to circa € 6.250 and € 7.000. However, the *average* fee for audit services (audit fees) declined sharply between 2008 and 2009 (from € 14.120 to € 13.663), and between 2009 and 2010 (from € 13.663 € to € 13.041). The average fee for audit services and non-audit services (total fees) has also significantly decreased between 2008 and 2010 (from € 20.172 to € 17.651). The analysis of "*relative*" pricing, where the movement in audit fees is compared against the size of the controlled company (sales revenue and total assets) so as to take into account the change in the audit market structure, does however not lead to significant price-level changes.

XV

EXECUTIVE SUMMARY (EN)

Besides, our results demonstrate that underpricing in the Belgian audit market occurs less frequently than overpricing. Underpricing is also done to a lesser degree. Only a little more than one quarter of the audit fees is below the level expected in the model. Within this category, the highest percentile represents an underpricing of "only" 55 % (or € 2.154). For almost three quarters of the population, the fees are situated above the level expected in the model. From the 60th percentile, overpricing exceeds 100 % and the highest percentile represents an overpricing of 602 % (or € 34.473). Yet, on average, there is only an overpricing of € 9.119 (the median only amounts to € 2.268). However, a caveat applies to the interpretation of these results. Indeed, the complete (simplified) audit fee model explains only 68 % (44,2 %) of the variation in the audit fees, partly and especially because it is not possible to observe all the factors that affect audit fees, or to measure them in a reliable way (i.e. risk factors observed by the auditor but not included in the model, such as e.g. the integrity of management, the complexity of the audit engagement or the group-related aspects). Therefore it is impossible to establish whether this unexplained variation is really caused by "abnormal" pricing, or by "abnormal" efforts (audit hours) made by the auditor.

In the second part, we examine whether there is effectively a link between audit fees and audit quality on the Belgian audit market. With this in mind, we conduct a regression analysis for every audit quality measure (audit opinion, both continuous and dichotomous, earnings management) in order to assess the link between, on the one hand, the response variable (in this case the audit quality measures) and, on the other hand, the explanatory variables in this case the test variable (the "absolute" audit fees) and various control variables (such as the company size, the financial situation and the type of auditor), that can also have an impact on audit quality as shown in the literature. To the extent that we have sufficient data, the sample has been divided into four subgroups based on the level of the audit fees, from the 25 % lowest audit fees (1st quartile) to the 25 % highest audit fees (4th quartile) (piecewise regression). We thus examine whether the link between audit fees and audit quality differs at different levels of audit fees.

The results provide empirical evidence, that must be interpreted with caution, that shows there is, *ceteris paribus*, a link between the level of the audit fees and audit quality. Indeed, the extremely low audit fees (1st quartile = companies whose auditor receives an audit fee lower than € 3.297) as well as the extremely high audit fees (4th quartile = companies whose auditor receives an audit fee higher than € 13.088) appear to be a potential threat to audit quality, measured by the likelihood that the auditor will issue a going concern opinion. The likelihood that the auditor will issue an unqualified opinion regarding continuity, even though the client goes bankrupt within twelve months of the year-end (under-qualifying or type II error), is lower when the auditor earns a higher audit fees. Lastly, it turns out that companies that pay extremely low audit fees (1st quartile) are more likely to be engaged in earnings management.

INHOUDSTAFEL – TABLE DES MATIERES

Woord vooraf	V
<i>door J. Vande Lanotte</i>	
Avant propos	VII
<i>par J. Vande Lanotte</i>	
Executive Summary (NL)	IX
Executive Summary (FR)	XI
Executive Summary (EN)	XV
INHOUDSTAFEL – TABLE DES MATIERES	XVII
DEEL 1 AUDITHONORARIA EN AUDITKWALITEIT – THEORIE EN EMPIRIE	1
PARTIE 1^{re} HONORAIRES D’AUDIT ET QUALITE DE L’AUDIT – THEORIE ET PRATIQUE	1
HOOFDSTUK 1 – AUDITKWALITEIT: GEDEFINIEERD EN GEMETEN	3
CHAPITRE 1^{er} - QUALITE DE L’AUDIT : TELLE QUE DEFINIE ET MESUREE	3
1.1. Doelstelling van de studie	4
1.2. Auditkwaliteit: gedefinieerd	4
1.3. Auditkwaliteit: gemeten	6
Conclusie	8
HOOFDSTUK 2 – VALUE-FOR-MONEY?	11
CHAPITRE 2 – VALUE-FOR-MONEY ?	11
HOOFDSTUK 3 – PRIJSCONCURRENTIE	15
CHAPITRE 3 – CONCURRENCE DE PRIX	15
3.1. Inleiding	16
3.2. Steekproefbepaling en dataverzameling	17
3.3. Absolute prijszetting	18
3.4. Relatieve prijszetting	19
3.5. Effect op auditkwaliteit	21
Conclusie	22
HOOFDSTUK 4 – ONDER- EN OVERPRIJZING	23
CHAPITRE 4 – PRIX INFERIEUR OU SUPERIEUR AU MARCHÉ	23
4.1. Inleiding	24
4.2. Benchmark-model	25
4.3. Over- en onderprijzing	27
4.4. Effect op auditkwaliteit	31
Conclusie	32

XVII

INHOUDSTAFEL – TABLE DES MATIERES

DEEL 2	IMPACT VAN HET NIVEAU VAN HET AUDITHONORARIUM OP DE AUDITKWALITEIT	35
PARTIE 2	IMPACT DU NIVEAU DES HONORAIRES D'AUDIT SUR LA QUALITE DE L'AUDIT	35
	Inleiding	36
	HOOFDSTUK 1 – IMPACT VAN HET NIVEAU VAN HET AUDITHONORARIUM OP DE KANS DAT DE COMMISSARIS EEN CONTINUITEITSVERKLARING AFLEVERT	37
	CHAPITRE 1^{ER} – IMPACT DU NIVEAU DES HONORAIRES D'AUDIT SUR LA POSSIBILITE QUE LE COMMISSAIRE REMETTE UNE DECLARATION DE CONTINUTE	37
	1.1. Regressiemodel	38
	1.2. Steekproefbepaling en beschrijvende statistieken	39
	1.2.1. Steekproefbepaling	39
	1.2.2. Beschrijvende statistieken	41
	1.3. Resultaten van de regressieanalyse	39
	1.3.1. Volledige steekproef	43
	1.3.2. <i>Piecewise regression</i>	45
	HOOFDSTUK 2 – IMPACT VAN HET NIVEAU VAN HET AUDITHONORARIUM OP DE KANS DAT DE COMMISSARIS EEN JUISTE AUDITVERKLARING AFLEVERT	49
	CHAPITRE 2 – IMPACT DU NIVEAU DES HONORAIRES D'AUDIT SUR LA POSSIBILITE QUE LE COMMISSAIRE REMETTE UNE DECLARATION D'AUDIT CORRECTE	49
	2.1. Regressiemodel en dataverzameling	50
	2.2. Beschrijvende statistieken	51
	2.3. Resultaten van de multinomiale logistische regressie	51
	HOOFDSTUK 3 – IMPACT VAN HET NIVEAU VAN HET AUDITHONORARIUM OP RESULTAATMANAGEMENT	53
	CHAPITRE 3 – IMPACT DU NIVEAU DES HONORAIRES D'AUDIT SUR LA GESTION DES RESULTATS	53
	3.1. Regressiemodel	54
	3.2. Steekproefbepaling en beschrijvende statistieken	55
	3.2.1. Steekproefbepaling	55
	3.2.2. Beschrijvende statistieken	56
	3.3. Resultaten van de regressieanalyse	57
	3.3.1. Volledige steekproef	57
	3.3.2. <i>Piecewise regression</i>	60
	ALGEMENE CONCLUSIE	65
	CONCLUSION GENERALE	69
	REFERENTIES/REFERENCES	75
	BIJLAGEN/ANNEXES	85

XVIII

INHOUDSTAFEL – TABLE DES MATIERES

DEEL 1

AUDITHONORARIA EN AUDITKWALITEIT – THEORIE EN EMPIRIE

PARTIE 1^{RE}

HONORAIRES D’AUDIT ET QUALITE DE L’AUDIT – THEORIE ET PRATIQUE

HOOFDSTUK 1

AUDITKWALITEIT: GEDEFINIEERD EN GEMETEN

CHAPITRE 1^{ER}

QUALITE DE L'AUDIT : TELLE QUE DEFINIE ET MESUREE

1.1. DOELSTELLING VAN DE STUDIE

1. Artikel 134, § 2 van het Wetboek van vennootschappen bepaalt: “*Bij de aanvang van de opdracht van de commissarissen wordt hun bezoldiging vastgesteld door de algemene vergadering. Deze bezoldiging bestaat in een vast bedrag dat de naleving van de controlenormen uitgevaardigd door het Instituut van de Bedrijfsrevisoren waarborgt. De bezoldiging kan niet worden gewijzigd dan met instemming van partijen. Ze wordt vermeld in de toelichting bij de jaarrekening.*”.

In deze studie onderzoeken we of er een verband bestaat tussen de audithonoraria en de auditkwaliteit op de Belgische auditmarkt. Onderzoek naar dit verband is relevant, gegeven de vermeende toenemende prijsconcurrentie op de auditmarkt en de vrees voor de mogelijke negatieve impact hiervan op de auditkwaliteit (o.a. *Financial Reporting Council (FRC)*, 2012).

2. In wat volgt proberen we eerst “auditkwaliteit” te definiëren en te meten. Daarna bespreken we de empirische studies die het verband behandelen tussen audithonoraria (zowel in “absolute” als “abnormale” termen) en auditkwaliteit. Dit literatuuroverzicht biedt een basis voor het eigen empirisch onderzoek. We bestuderen daarnaast specifiek voor de Belgische auditmarkt de evolutie van de prijszetting en gaan via een benchmark-model na of en in welke mate er sprake is van onder- en overprijsing.

1.2. AUDITKWALITEIT: GEDEFINIEERD

3. Er werden reeds vele pogingen ondernomen om auditkwaliteit te definiëren. Geen enkele definitie is evenwel universeel erkend of aanvaard. Auditkwaliteit blijkt een complex en veelzijdig concept te zijn dat onderhevig is aan verschillende directe en indirecte invloeden (BONNER, 2008; *Financial Reporting Council (FRC)*, 2006; *International Federation of Accountants (IFAC)*, 2011; KNECHEL, 2009).

Tal van studies onderzochten de determinanten van auditkwaliteit (zie voor een recent overzicht, o.a. BEDARD *et al.*, 2010; FRANCIS, 2004, 2011; KNECHEL *et al.*, 2013; WATKINS *et al.*, 2004). Naast kenmerken van het auditkantoor (o.a. grootte, cultuur, industriespecialisatie) wordt auditkwaliteit beïnvloed door kenmerken van het auditteam (o.a. samenstelling en mate van familiariteit onder de teamleden) en door individuele eigenschappen van de auditor (o.a. technische deskundigheid, risicoprofiel, ervaring en onafhankelijkheid). Daarnaast wordt auditkwaliteit bepaald door taakgebonden eigenschappen zoals tijdsdruk (o.a. DEZOORT en LORD, 1997), de complexiteit van de auditopdracht (o.a. BONNER, 1994) en het aanbod van niet-auditdiensten (o.a. BECK *et al.*, 1988). Ten slotte kunnen ook de structuur van de auditmarkt (FRANCIS, 2011) en de vraag naar audit in verschillende institutionele omgevingen (CHANEY en PHILIPICH, 2002) een effect hebben op de auditkwaliteit.

4. In de *professionele* literatuur wordt auditkwaliteit vaak omschreven als de mate waarin een goede uitvoering wordt gegeven aan de toepasselijke professionele standaarden

(ALDHIZER *et al.*, 1995; KRISHNAN en SCHAUER, 2001; TIE, 1999). Zo stelt de *International Auditing and Assurance Standards Board* (IAASB, 2011, p. 6) dat “*compliance with the International Standards on Auditing (ISAs) in the context of quality control systems at the firm level is an important element of audit quality.*”

5. In de academische literatuur is de meest gebruikte definitie van auditkwaliteit die van DEANGELO (1981, p. 186): “*The quality of audit services is defined to be the market-assessed joint probability that a given auditor will both [eigen benadrukking] (a) discover a breach in the client’s accounting system; and (b) report the breach.*”

Volgens deze definitie hangt auditkwaliteit samen met de waarschijnlijkheid, zoals gepercipieerd door de markt, dat een auditor afwijkingen in de financiële overzichten van de gecontroleerde entiteit zal ontdekken én rapporteren. De kans dat een auditor afwijkingen ontdekt, hangt onder meer af van zijn of haar technische deskundigheid. De kans dat de auditor de gevonden fout vervolgens rapporteert en de gepaste auditverklaring aflevert, is een maatstaf voor zijn onafhankelijkheid ten aanzien van de gecontroleerde entiteit. Er dient te worden opgemerkt dat de verwijzing naar “*market-assessed*” in de definitie van DEANGELO aangeeft dat auditkwaliteit afhankelijk is van de mate waarin de verschillende gebruikers van de gecontroleerde financiële overzichten de auditor ook effectief als deskundig en onafhankelijk percipiëren (HOUGHTON en JUBB, 2005; KNECHEL *et al.*, 2007).

Conform deze definitie is auditkwaliteit *onbegrensd*⁽¹⁾: hoe groter de waarschijnlijkheid dat de auditor afwijkingen ontdekt én rapporteert, hoe hoger de auditkwaliteit. In de praktijk dient echter rekening te worden gehouden met een aantal inherente beperkingen. Daarom stellen de *International Standards on Auditing* (ISA’s) dat de auditor geen ‘absolute’ zekerheid maar slechts een ‘redelijke’ mate van zekerheid dient te verkrijgen dat de financiële overzichten geen afwijkingen van materieel belang bevatten. Een redelijke mate van zekerheid is een hoog niveau van zekerheid dat behaald wordt wanneer de auditor voldoende en geschikte controle-informatie heeft verzameld teneinde het controlerisico (d.i. het risico dat een auditor een onjuist oordeel tot uitdrukking brengt wanneer de financiële overzichten een afwijking van materieel belang bevatten) terug te brengen tot een aanvaardbaar laag niveau (ISA 200, § 5).

6. KNECHEL (2009, p. 5) argumenteert bovendien dat “*good audit quality means that an auditor is fulfilling his or her professional responsibilities*”. Bijgevolg is elke definitie van auditkwaliteit afhankelijk van de aanvaarde definitie van deze verantwoordelijkheden. Auditkwaliteit is bovendien altijd onzeker en ideosyncratisch. Een audit die een redelijke (en geen absolute) mate van zekerheid oplevert, kan nog steeds tot een *audit failure* leiden (onzekerheid) en als gevolg van de klantspecifieke eigenschappen zijn geen twee audits identiek (*idiosyncratic*). Auditkwaliteit is daarom “*essentially a client-specific characteristic, and generalizations about a firm’s audit may not be appropriate beyond specific engagements*” (KNECHEL, 2009, p. 10).

7. Het inschatten van de auditkwaliteit is voor de gecontroleerde entiteit en de gebruikers van haar financiële overzichten geen gemakkelijke opgave. Het auditproductieproces

⁽¹⁾ KNECHEL (2009) verwoordt dit als “*unbounded*”.

is voor het merendeel van de stakeholders een ‘*black box*’ en niet observeerbaar. In de auditliteratuur is weinig terug te vinden over hoe auditactiviteiten daadwerkelijk worden uitgevoerd (o.a. HUMPHREY, 2008; KINNEY, 2005; POWER, 2003; SIKKA *et al.*, 2009). Belanghebbenden kunnen bijgevolg – zelfs indien zij enig inzicht hebben in de risico’s van de gecontroleerde entiteit – de beslissingen van de auditor inzake de inputs van het auditproductieproces (zoals o.a. de auditinspanning of audituren, de allocatie van middelen, de uitgebreidheid van controle- en substantieve testen) moeilijk beoordelen. Enkel de auditor zelf kan een behoorlijke inschatting maken van de inspanningen die nodig zijn om aan de professionele standaarden te voldoen en de gewenste zekerheid te bereiken (CAUSHOLLI, 2009). Voor de stakeholders is het onmogelijk te evalueren of de door de auditor geleverde zekerheid een benadering is van de redelijke mate van zekerheid die vereist is om een voldoende hoog niveau van auditkwaliteit te bereiken (BARTON, 2005; FRANCIS, 2004). De auditdienst wordt daarom, samen met vele andere professionele diensten, dikwijls als een ‘*credence good*’ beschouwd (o.a. BEHN *et al.*, 1999; HAY en KNECHEL, 2010). Een *credence good* is een goed of dienst (a) waarvan de aanbieder beter weet welke kwaliteit de klant nodig heeft dan de klant zelf, en (b) waarbij de kwaliteit van het/de geleverde goed/dienst niet kan beoordeeld worden door de klant zelf (DARBY en KARNI, 1973; DULLECK en KERSCHBAMER, 2006).

1.3. AUDITKWALITEIT: GEMETEN

8. Aangezien er geen direct meetbaar instrument voorhanden is, wordt auditkwaliteit voor onderzoeksdoeleinden meestal gemeten aan de hand van *proxy*-variabelen zoals onder meer de auditverklaring (*audit opinion*, o.a. GAEREMYNCK en WILLEKENS, 2003; RUIZ-BARBADILLO *et al.*, 2004; VANSTRAELEN, 2002) of resultaatmanagement (*earnings management*, o.a. VAN TENDELOO en VANSTRAELEN, 2008; VANDER BAUWHEDE en WILLEKENS, 2004; VANDER BAUWHEDE *et al.*, 2003). Het eindproduct van het auditproductieproces, namelijk het controleverslag en de hierin opgenomen auditverklaring, is immers meestal het enige dat derden ter beschikking hebben. Voor de auditverklaring kan zowel een ‘continue’ dan wel een ‘dichotome’ maatstaf voor auditkwaliteit worden gehanteerd (FRANCIS, 2011).

9. De continue maatstaf voor auditkwaliteit, namelijk ‘de kans dat er door de auditor een aangepast oordeel wordt afgeleverd’ (*likelihood of issuing a modified audit opinion*), gaat ervan uit dat een minder onafhankelijke auditor wellicht minder geneigd zal zijn een aangepast oordeel te vormen uit vrees de klant te verliezen (DEANGELO, 1981; RODGERS *et al.*, 2009). De dichotome benadering (o.a. CARCELLO *et al.*, 2009; FELDMANN en READ, 2010; GEIGER en RAMA, 2006; KNECHEL en VANSTRAELEN, 2007) benadrukt de juistheid van de auditverklaring door de relatie na te gaan tussen een continuïteitsverklaring (*going-concern opinion*, GCO) en de uiteindelijke continuïteitsstatus van de auditklant. Zodoende evalueert men of er zich een zogenaamde auditfout (*audit failure*) van type I of type II voorgedaan heeft. Type I-fouten betreffen continuïteitsverklaringen terwijl de onderneming niet failliet gaat binnen de twaalf maanden na balansdatum (*over-qualifying*); type II-fouten betreffen verklaringen zonder enig voorbehoud met betrekking tot continuïteit waarbij de klant wel failliet gaat binnen de twaalf maanden na balansdatum

(*under-qualifying*). Meer type I- of type II-fouten wijzen op een lagere auditkwaliteit. De term ‘auditfout’ wordt overgenomen uit de statistische toetsingstheorie ⁽²⁾, zonder dat dit noodzakelijkerwijze betekent dat de auditor daadwerkelijk een ‘fout’ heeft begaan. Mogelijk neemt de onderneming immers, net als gevolg van de waarschuwing die de auditor geeft via een continuïteitsverklaring, de nodige maatregelen, zodat alsnog een goede afloop wordt opgetekend en er geen faling plaatsvindt. In dit geval geldt de zogenaamde *self-defeating prophecy* (in tegenstelling tot de *self-fulfilling prophecy*): een voorspelling die net voorkomt dat wat voorspeld wordt effectief zal gebeuren. In het vervolg van deze studie hanteren we desalniettemin steeds de in de literatuur gangbare term ‘auditfout’ of ‘audit failure’.

10. Aangezien audit tot doel heeft een groter vertrouwen in de financiële rapportering te bewerkstelligen, worden auditopdrachten met grotere kwaliteit traditioneel gelinkt aan minder *resultaatmanagement*. Het gebruik van resultaatmanagement als proxy voor auditkwaliteit heeft voor- en tegenstanders. Tegenstanders geven aan dat resultaatmanagement het gecombineerd product is van zowel de houding van het management als die van de auditor (o.a. GEIGER en RAMA, 2006; GIBBINS *et al.*, 2010; NELSON *et al.*, 2002) en dus een minder goede proxy voor auditkwaliteit is. Toch wijzen recente studies op het bestaan van een directe link tussen resultaatmanagement en auditkwaliteit (o.a. CARAMANIS en LENNOX, 2008; DECHOW *et al.*, 2011; GUNNY en ZHANG, 2009). CARAMANIS en LENNOX (2008) tonen bijvoorbeeld aan dat de gecontroleerde jaarrekening minder resultaatverhogend management vertoonde naarmate de auditor meer auditsuren aan de opdracht besteedde. Voorstanders (o.a. FRANCIS, 2011) geven bovendien aan dat het gebruik van resultaatmanagement tot een sterker onderzoeksraamwerk leidt dan het gebruik van auditrapportering. Auditrapporten omvatten immers voor het merendeel verklaringen zonder voorbehoud. De variatie tussen de auditverklaringen is bijgevolg veel kleiner dan het verschil tussen de resultaatcijfers vevat in de jaarrekeningen (DESENDER *et al.*, 2010) ⁽³⁾.

11. Naast bovenstaande output-variabelen zijn andere veelgebruikte surrogaten voor auditkwaliteit de *grootte* van het auditkantoor en de *reputatie* of de naamsbekendheid (‘*brand name*’) van een auditor. Op basis van deze surrogaten wordt in de internationale literatuur, maar zeker ook in de praktijk, de auditmarkt meestal op dichotome wijze ingedeeld: de grote internationale kantoren zijnde de ‘*Big4*’ (B4) versus de ‘*non-Big4*’ (NB4). In bepaalde gevallen wordt deze laatste groep van NB4 nog verder onderverdeeld in ‘*second-tier*’ en kleine auditkantoren (inclusief ‘*sole practitioners*’).

Een aanbieder bouwt reputatie op door steeds opnieuw kwaliteit te leveren (STIGLER, 1961). Door deze reputatie kan de aanbieder een hogere prijs afdwingen. Klanten besparen hierdoor immers op ‘*search costs*’ in hun zoektocht naar een kwaliteitsvol(le) product of dienst. De auditliteratuur toont aan dat de bereidheid van klanten om meer

⁽²⁾ Een type I-fout doet zich voor in het geval de gehanteerde statistische toets aangeeft de nulhypothese te verwerpen, ook al is deze nulhypothese *in se* juist. Een type II-fout doet zich voor indien een onjuiste nulhypothese toch aanvaard wordt (McCLAVE *et al.*, 2011).

⁽³⁾ BUTLER *et al.* (2004) rapporteren dat slechts 6,6 % van de Amerikaanse gecontroleerde entiteiten een aangepaste verklaring (‘*modified opinion*’ volgens ISA 700) kregen tijdens de periode 1994-1999. Ook in België wordt vastgesteld dat 80 % van de auditverklaringen een verklaring zonder voorbehoud betreft (GRAYDON, 2008).

te betalen inderdaad mee beïnvloed wordt door de reputatie van de aanbieder (CHANEY en PHILIPICH, 2002). Met andere woorden, auditors met een hoge reputatie kunnen een hogere prijs aan hun klanten aanrekenen (BEATTY, 1989; CHAN *et al.*, 1993; HAY *et al.*, 2006; KRISHNAN en SCHAUER, 2001). DOPUCH en SIMUNIC (1982) beweren dat de investeringen van grote auditkantoren in het verwerven van naamsbekendheid bedoeld zijn om zich op de auditmarkt te differentiëren en zich op geloofwaardige wijze te positioneren als zijnde aanbieders van auditediensten van hoge kwaliteit. Dit zou hen vervolgens in staat stellen een hogere prijs te vragen voor hun auditediensten.

12. Empirische studies bevestigen inderdaad dat de markt B4-auditkantoren *ceteris paribus* systematisch hoger prijzen dan NB4-auditkantoren (o.a. FRANCIS en KRISHNAN, 1999; LENNOX, 1999; NIEMI, 2002; PALMROSE, 1988; SHOCKLEY en HOLT, 1983; TEOH en WONG, 1993; WEBER en WILLENBORG, 2003). Deze studies besluiten dat B4-auditkantoren een hogere auditkwaliteit afleveren omdat ze o.a. meer gespecialiseerde training kunnen aanbieden en kwaliteitscontrole kunnen uitvoeren (d.i., een hogere deskundigheid vertonen) (DOPUCH en SIMUNIC, 1980) ⁽⁴⁾ en daarnaast ook meer stimulansen hebben om onafhankelijk op te treden (DEANGELO, 1981) ⁽⁵⁾.

Hogere audithonoraria signaleren bijgevolg een hogere auditkwaliteit (FRANCIS, 2004; NIEMI, 2004; REICHELTE en WANG, 2010; SCHNEIDER, 2010). In menig onderzoek wordt het audithonorarium daarom zelf als surrogaat of maatstaf voor auditkwaliteit gehanteerd (o.a. ABBOTT *et al.*, 2003; CARCELLO *et al.*, 2002; HARDIES, 2011; NIEMI, 2004; WILLEKENS en ACHMADI, 2003; WILLEKENS en GAEREMYNCK, 2005; ZERNI, 2012).

CONCLUSIE

Het inschatten van de auditkwaliteit is geen gemakkelijke opgave. Het auditproductieproces is voor het merendeel van de stakeholders immers een 'black box' en de auditedienst wordt daarom dikwijls als een 'credence good' beschouwd. Aangezien er geen direct meetbaar instrument voorhanden is, wordt auditkwaliteit voor onderzoeksdoeleinden meestal gemeten aan de hand van *proxy*-variabelen.

Uit nazicht van de wetenschappelijke literatuur blijkt dat de meest gebruikte maatstaven voor auditkwaliteit *resultaatmanagement* en de *auditverklaring* zijn. Inzake de auditverklaring wordt zowel een 'continue' maatstaf als een 'dichotome' maatstaf voor auditkwaliteit gehanteerd. De continue maatstaf voor auditkwaliteit onderzoekt de

⁽⁴⁾ BLOKDIJK *et al.* (2006) tonen aan dat op de Nederlandse markt een hogere kwaliteit geleverd wordt door de B4-kantoren als gevolg van een andere aanpak in hun auditproductieproces: zij besteden meer inspanning aan de planning en de risico-inschatting, en minder inspanning aan substantieve testen.

⁽⁵⁾ Daarnaast wordt er ook beargumenteerd dat grotere auditors 'deeper pockets' hebben (DYE, 1993). Grotere auditors hebben mogelijk meer redenen om accuraat te rapporteren, en dus een hogere auditkwaliteit te leveren, aangezien zij meer geld op het spel hebben staan, waardoor ze, *ceteris paribus*, proportioneel gezien hogere rechtszaakkosten vrezen. Vermoedelijk verklaart dit bovendien ten dele de variatie in auditkwaliteit tussen landen met verschillende rechts- en aansprakelijkheidsregimes.

kans dat er door de auditor een aangepast oordeel of meer specifiek een continuïteitsverklaring of *going-concern opinion* (GCO) wordt afgeleverd. De dichotome maatstaf voor auditkwaliteit onderzoekt de 'juistheid' van de auditverklaring door de relatie na te gaan tussen continuïteitsverklaringen en de daarop volgende continuïteitsstatus van de betreffende auditklanten. Aangezien audit tot doel heeft een groter vertrouwen in de financiële rapportering te bewerkstelligen, worden auditopdrachten met grotere kwaliteit traditioneel ook gelinkt aan minder resultaatmanagement.

Naast bovenstaande output-variabelen worden ook andere surrogaten voor auditkwaliteit gebruikt zoals de *grootte* of de *reputatie* van het auditkantoor. Dit geeft zowel in de literatuur als in de praktijk dikwijls aanleiding tot een dichotome opsplitsing van de auditmarkt tussen B4- en NB4-auditkantoren.

HOOFDSTUK 2

VALUE-FOR-MONEY?

CHAPITRE 2

VALUE-FOR-MONEY ?

13. Het verband tussen audithonoraria en auditkwaliteit is echter niet eenduidig (LARCKER en RICHARDSON, 2004). Ervan uitgaand dat de auditkwaliteit functie is van zowel deskundigheid als onafhankelijkheid (*cf. supra*, nr. 5: DEANGELO, 1981), kan de hoogte van het honorarium immers zowel een positieve als een negatieve impact uitoefenen op auditkwaliteit. Enerzijds veronderstellen hoge audithonoraria immers een hogere auditinspanning (SIMUNIC, 1980) waardoor de deskundigheid en bijgevolg de auditkwaliteit kunnen stijgen. Anderzijds creëren hogere audithonoraria mogelijk ook een grotere economische afhankelijkheid ten opzichte van de klant, hetgeen de onafhankelijkheid in het gedrang kan brengen, zeker indien naast de audithonoraria ook de honoraria voor niet-auditdiensten worden beschouwd. Ook het reputatieverlies dat wordt opgelopen bij verlies van een belangrijke klant kan de onafhankelijkheid in het gedrang brengen.

14. Empirische studies die het verband tussen audithonoraria en auditkwaliteit bestuderen, komen vaak tot gemengde bevindingen. Terwijl sommige studies een significant positief verband vaststellen tussen audithonoraria en de kans op het verkrijgen van een GCO (DEFOND *et al.*, 2002; GEIGER en RAMA, 2003), concluderen andere studies dat de kans dat de auditor een aangepast oordeel aflevert, *ceteris paribus*, kleiner is voor klanten die een hoog audithonorarium betalen (BECKER *et al.*, 1998; DEANGELO, 1981; HARDIES, 2011; MAGEE en TSENG, 1990; VANSTRAELEN, 2002). Ook CAHAN *et al.* (2011) stellen dat lagere audithonoraria niet noodzakelijk een lagere auditkwaliteit impliceren aangezien hogere audithonoraria de macht naar de gecontroleerde entiteit verschuiven, waardoor zich een vorm van 'interne' *opinion shopping* en dus lagere onafhankelijkheid kan voordoen. CARCELLO *et al.* (2009) en DEFOND *et al.* (2002) vinden dan weer geen verband tussen de audithonoraria en het type auditverklaring. Ook JENSEN en PAYNE (2005) stellen dat een stijging in auditkwaliteit meestal niet gepaard gaat met een stijging van de audithonoraria.

15. WILLEKENS (2008) concludeert voor de Belgische auditmarkt dat het niveau van resultaatmanagement significant lager ligt naarmate de auditintensiteit (gemeten via het natuurlijk logaritme van het *audithonorarium*) hoger is. Dit geldt zowel voor het resultaatmanagement in het algemeen als voor het resultaatverhogend management. Voor het resultaatverlagend management neemt ze geen significant verband waar. Ook FRANKEL *et al.* (2002) en LARCKER en RICHARDSON (2004) besluiten dat hogere audithonoraria gelinkt zijn met lager resultaatmanagement. Indien de audithonoraria en de honoraria van niet-auditdiensten samen worden beschouwd, vinden de meeste studies evenwel geen significant verband tussen deze totale honoraria en resultaatmanagement (*cf. o.a.* ASHBAUGH *et al.*, 2003; CHUNG en KALLAPUR, 2003; REYNOLDS *et al.*, 2004).

16. De tegenstrijdigheid in de gevonden resultaten is mogelijk ook het gevolg van het feit dat de meeste empirische studies voorbijgaan aan de endogeniteit tussen beide aspecten. Audithonoraria beïnvloeden mogelijk auditkwaliteit maar *vice versa* geldt evengoed dat de vraag naar auditkwaliteit de audithonoraria kan beïnvloeden (COPLEY *et al.*, 1994; DEIS en HILL, 1998).

Het verband tussen audithonoraria en auditkwaliteit is mogelijk wederkerig, maar bovendien ook lossier dan in de meeste studies wordt aangenomen. Door de auditklant

worden deze twee dimensies van het ‘*value-for-money*’-concept vaak als aparte factoren beschouwd (BEATTIE en FEARNLEY, 1995). Deze bevinding wordt gedeeld door de ‘*Commission on Auditors’ Responsibilities*’ (Cohen-Commissie) opgericht in de schoot van het *American Institute of Certified Public Accountants* (AICPA). Zij concludeert dat er vanuit het oogpunt van de auditklant er weinig productdifferentiatie bestaat, ondanks de moeite die de auditor doet om zich te differentiëren van andere aanbieders (McCONNELL, 1984). Dit is uitermate van toepassing op de Belgische auditmarkt waar nagenoeg geen kwaliteitsdifferentiatie wordt waargenomen (VANDER BAUWHEDÉ en WILLEKENS, 2004). De Europese en bij afgeleide ook de Belgische auditmarkt is, in vergelijking met de Amerikaanse markt, immers sterk gereguleerd. Voor grote ook niet-beursgenoteerde ondernemingen is het aanstellen van een auditor bij wet verplicht. Deze regulering maakt dat de concurrentie op de Belgische auditmarkt niet dezelfde is in alle klantsegmenten. Een onderscheid dient gemaakt te worden tussen enerzijds auditklanten die vrijwillig om een audit zouden vragen (zelfs indien ze hiertoe niet wettelijk verplicht zouden zijn) omwille van de toegevoegde waarde die ze hieraan toekennen en anderzijds auditklanten die een auditor aanstellen enkel en alleen omdat zij daartoe verplicht zijn (*lower size segment*). Bij de eerste groep is auditkwaliteit en auditproductdifferentiatie wellicht belangrijker, terwijl bij de tweede groep eerder de hoogte van het audithonorarium doorslaggevend is in de keuze van de auditor.

Menig onderzoek (zelfs op de Amerikaanse auditmarkt) toont inderdaad aan dat de hoogte van het audithonorarium een significante factor is bij de beslissing om van auditor te veranderen (ADDAMS en DAVIS, 1994; ADDAMS *et al.*, 1996; BEATTIE en FEARNLEY, 1995; BEDINGFIELD en LOEB, 1974; BRANSON en BREESCH, 2004; EICHENSEHER en SHIELDS, 1983; KAI-UWE, 1995).

HOOFDSTUK 3

PRIJSCONCURRENTIE

CHAPITRE 3

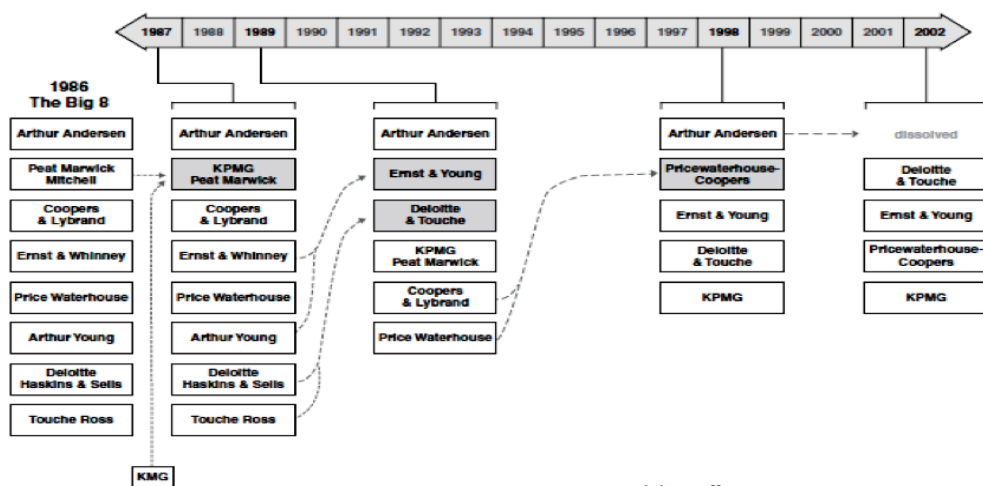
CONCURRENCE DE PRIX

3.1. INLEIDING

17. De focus van de klant op het audithonorarium zet auditors ertoe aan om vooral te concurreren op prijs (cf. Bertrand-concurrentiemodel ⁽¹⁾). De prijszetting in de auditmarkten blijkt sinds de jaren negentig inderdaad concurrentiëler te zijn en dit niettegenstaande een toename in de marktconcentratie ten gevolge van een aantal fusies tussen grote auditkantoren (cf. Figuur 1) (WILLEKENS en ACHMADI, 2003; WILLEKENS en GAEREMYNCK, 2005). Hierna onderzoeken we de evolutie van de prijszetting op de Belgische auditmarkt over de periode 2008-2010 en gaan we na of er een neerwaartse dan wel opwaartse prijsevolutie merkbaar is. De recente financiële crisis en het feit dat Belgische ondernemingen sinds 2007 verplicht zijn (art. 133 en 134 W. Venn.) om *de financiële betrekkingen met hun commissaris* (zowel inzake auditdiensten als niet-auditdiensten) mede te delen in de toelichting bij de jaarrekening (VOL 5.15) werken deze prijsconcurrentie mogelijk verder in de hand.

16

Figuur 1 – Grote fusies tussen BigN-kantoren in de jaren '80 en '90



Bron: Government Accountability Office (GAO, 2008, p. 9)

⁽¹⁾ Het Bertrand-concurrentiemodel is een economisch model waarin de vraagzijde van de markt producten of diensten aankoopt aan de laagst mogelijke prijs, aangezien er geen productdifferentiatie bestaat. Aanbieders van goederen of diensten worden aldus verondersteld te concurreren op vlak van prijs. Dit model voorspelt dat zelfs een duopolie voldoende is opdat de prijs op een concurrentiële manier bepaald wordt. Het Cournot-model daarentegen stelt dat aanbieders concurreren op outputniveau. In dit model stijgt de prijsconcurrentie naarmate er meer aanbieders de markt betreden (TIROLE, 1988).

3.2. STEEKPROEFBEPALING EN DATAVERZAMELING

18. Het empirisch onderzoek is gebaseerd op de populatie van alle Belgische ondernemingen (geen vzw's) die in 2008, 2009 en 2010 een commissaris hebben aangesteld (ongeacht of dit vrijwillig was dan wel voortvloeide uit de wettelijke bepalingen)⁽²⁾. We beschouwen hierbij zowel de audithonoraria van de commissaris voor het uitvoeren van de wettelijke controle van de statutaire of enkelvoudige jaarrekening (code 9505 in de jaarrekening of *auditdiensten*) als de honoraria voor *niet-auditdiensten* (codes 95061, 95062, 95063, 95081, 95082 en 95083). Ondernemingen waarvoor cruciale data inzake het audithonorarium ontbraken, werden uitgesloten. Voor deze dataset werd een beroep gedaan op het onderzoeksbureau Graydon Belgium nv.

⁽²⁾ Volgens artikel 141, 2° van het Wetboek van vennootschappen geldt de verplichting tot benoeming van een commissaris enkel voor grote vennootschappen en niet voor kleine vennootschappen, tenzij deze kleine vennootschappen beursgenoteerd zijn. Artikel 15, § 1 van het Wetboek van vennootschappen bepaalt dat een vennootschap klein is indien deze voor het laatst en het voorlaatst afgesloten boekjaar, niet meer dan één van volgende criteria overschrijft:

- jaargemiddelde van het personeelsbestand: 50 voltijdse equivalenten;
- jaaromzet (excl. btw): 7.300.000 €;
- balanstotaal: 3.650.000 €.

Indien het jaargemiddelde van het personeelsbestand meer dan 100 bedraagt, is de onderneming altijd groot. Artikel 141, 2° van het Wetboek van vennootschappen stelt ook dat bij het berekenen van de groottecriteria iedere vennootschap afzonderlijk wordt beschouwd, behoudens de vennootschappen die deel uitmaken van een groep die gehouden is een geconsolideerde jaarrekening op te stellen en te publiceren. Krachtens artikel 110, eerste lid van het Wetboek van vennootschappen moet elke moederonderneming een geconsolideerde jaarrekening opstellen indien zij, alleen of gezamenlijk, één of meer dochterondernemingen controleert. Artikel 112 van het Wetboek van vennootschappen stelt vennootschappen die deel uitmaken van een kleine groep echter vrij van de verplichting tot het opstellen van een geconsolideerde jaarrekening. Een kleine groep wordt door artikel 16, § 1 van het Wetboek van vennootschappen gedefinieerd als een groep waarbij de ondernemingen samen, op geconsolideerde basis, niet meer dan één van de volgende criteria overschrijden:

- jaargemiddelde van het personeelsbestand: 250 voltijdse equivalenten;
- jaaromzet (excl. btw): € 29.200.000;
- balanstotaal: € 14.600.000.

3.3. ABSOLUTE PRIJSZETTING

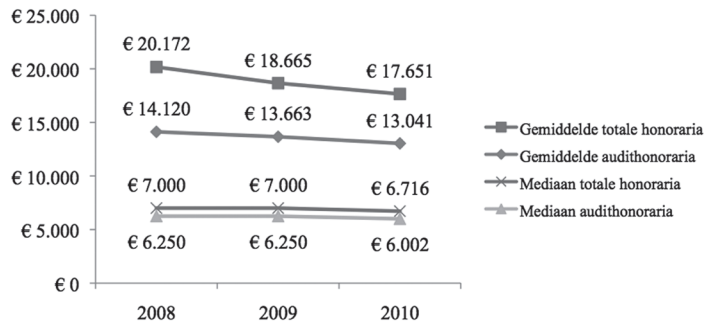
Tabel 1 – Absolute prijszetting in de Belgische auditmarkt

A. Bezoldiging (€) van de commissaris(sen) (code 9505)			
<i>Auditdiensten</i>			
	2008 <i>n</i> = 14.888 (missing = 2.178)	2009 <i>n</i> = 15.112 (missing = 1.531)	2010 <i>n</i> = 16.499 (missing = 1.208)
Gemiddelde	14.120	13.663	13.041
1 ^{ste} kwartiel	3.371	3.471	3.326
Mediaan	6.250	6.250	6.002
3 ^{de} kwartiel	13.063	12.913	12.240
Maximum	2.555.000	2.514.000	1.758.000
Totale auditmarkt	210.214.716	206.479.033	215.162.494
B. Bezoldiging (€) voor uitzonderlijke werkzaamheden of bijzondere opdrachten uitgevoerd binnen de vennootschap door de commissaris(sen) (codes 95061, 95062 en 95063)			
<i>Niet-auditdiensten</i>			
	2008 <i>n</i> = 3.003	2009 <i>n</i> = 2.894	2010 <i>n</i> = 2.890
Gemiddelde	12.875	12.098	12.356
1 ^{ste} kwartiel	1.500	1.485	1.315
Mediaan	3.622	3.230	3.061
3 ^{de} kwartiel	8.812	8.000	7.800
Maximum	1.502.614	2.135.727	2.737.600
Totale auditmarkt	38.661.691	35.010.465	35.707.686
C. Bezoldiging (€) voor uitzonderlijke werkzaamheden of bijzondere opdrachten uitgevoerd binnen de vennootschap door personen met wie de commissaris(sen) verbonden is (zijn) (codes 95081, 95082 en 95083)			
<i>Niet-auditdiensten</i>			
	2008 <i>n</i> = 2.052	2009 <i>n</i> = 1.997	2010 <i>n</i> = 2.093
Gemiddelde	25.260	20.388	19.313
1 ^{ste} kwartiel	2.100	2.060	2.111
Mediaan	5.157	4.945	4.721
3 ^{de} kwartiel	13.852	13.180	12.226
Maximum	4.521.590	1.272.856	3.490.980
Totale auditmarkt	51.833.626	40.714.943	40.422.180

(a) Bij waarden op het 1^{ste} kwartiel heeft 25 (min één)% van de ondernemingen een waarde die lager is dan het 1^{ste} kwartiel. De helft van de observaties (min één) hebben een waarde lager (en dus ook hoger) dan de mediaanwaarde. Bij waarden op het 3^{de} kwartiel hebben 25% van de observaties een waarde hoger dan het 3^{de} kwartiel.

(b) De hernieuwbare benoemingstermijn van de commissaris in België belooft drie jaar (art. 135, §1 W. Venn.). Tijdens de duur van het commissarismandaat blijven de audithonoraria normaliter constant. Mogelijk betekent dit dat voor ongeveer één derde van de ondernemingen uit de steekproef in de driejaarsperiode geen schommeling *kon* plaatsgrijpen.

Figuur 2 – Evolutie van de honoraria (2008-2010)



Gemiddelde (Mediaan) totale honoraria	= gemiddelde (mediaan) van het honorarium voor auditdiensten en niet-auditdiensten (codes 9505, 95061, 95062, 95063, 95081, 95082 en 95083 van het jaarrekeningschema)
Gemiddelde (Mediaan) audithonoraria	= gemiddelde (mediaan) van het honorarium voor auditdiensten (code 9505 van het jaarrekeningschema)

19. De *mediaan* van zowel de honoraria voor auditdiensten (audithonoraria) als de honoraria voor auditdiensten en niet-auditdiensten samen (totale honoraria) over de periode 2008-2010 blijft vrij constant.

20. Het *gemiddelde* honorarium voor auditdiensten (audithonoraria) daalt evenwel significant tussen 2008 en 2009 ($p = 0,076$) alsook tussen 2009 en 2010 ($p = 0,006$). Ook het gemiddeld honorarium voor auditdiensten en niet-auditdiensten samen (totale honoraria) daalt significant tussen 2008 en 2010 ($p = 0,003$).

3.4. RELATIEVE PRIJSZETTING

21. De analyse van de absolute prijszetting houdt evenwel geen rekening met veranderingen in de auditmarkt die een impact kunnen hebben op het gemiddelde en de mediaan van het honorarium. De auditmarkt is immers geen constante: in 2008 waren er 17.066 ondernemingen met een commissaris, in 2009 slechts 16.643 en in 2010 17.707. Bovendien werd, ondanks de wettelijke verplichting tot opname in de jaarrekening, een aanzienlijk (maar wel steeds dalend) aantal ontbrekende gegevens inzake audithonorarium genoteerd (2.178 in 2008, 1.531 in 2009 en 1.208 in 2010). Door deze ontbrekende gegevens is het moeilijk in te schatten of de totale auditmarkt gewijzigd is of niet (m.a.w., het is moeilijk in te schatten of het totaal honorarium voor auditdiensten en niet-auditdiensten daadwerkelijk toe- of afgenomen is over de periode 2008-2010).

22. Aangezien de ondernemingsgrootte de belangrijkste determinant van het honorarium is (cf. o.a. HAY *et al.*, 2006), vergelijken we de evolutie van de audithonoraria alsook het totaal aan honoraria voor auditdiensten en niet-auditdiensten samen (totale honoraria)

in verhouding tot de grootte van de gecontroleerde ondernemingen (gemeten op basis van de omzet of totale activa van de gecontroleerde ondernemingen – Tabel 2). Deze relatieve prijszetting ⁽³⁾ houdt met andere woorden rekening met de verandering in de samenstelling van de auditmarkt.

Tabel 2 – Relatieve prijszetting in de Belgische auditmarkt op geaggregeerd niveau

	2008 <i>n</i> = 14.888 (<i>missing</i> = 2.178)	2009 <i>n</i> = 15.112 (<i>missing</i> = 1.531)	2010 <i>n</i> = 16.499 (<i>missing</i> = 1.208)
Totaal <i>audithonoraria</i> (€)	210.214.716	206.479.033	215.162.494
Totaal <i>totale honoraria</i> (€)	300.319.116	282.072.938	291.225.658
Totaal <i>omzet</i> (€) ^(a)	595.933.612.844	520.558.178.428	605.537.910.280
Totaal <i>activa</i> (€) ^(a)	1.685.069.596.748	1.648.916.798.033	1.817.752.958.726
(<i>Audithonoraria</i> / <i>omzet</i>) ^(b)	3,53	3,97	3,55
(<i>Audithonoraria</i> / <i>activa</i>) ^(b)	1,25	1,25	1,18
(<i>Totale honoraria</i> / <i>omzet</i>) ^(b)	5,04	5,42	4,81
(<i>Totale honoraria</i> / <i>activa</i>) ^(b)	1,78	1,71	1,60

(a) De grootte van de gecontroleerde ondernemingen (omzet of activa) is uitsluitend gebaseerd op gegevensnemeningen waarvoor ook data over het honorarium van de commissaris beschikbaar waren.

(b) Om duidelijkheidsredenen zijn deze getallen vermenigvuldigd met 10.000.

Geen van deze veranderingen over de periode 2008-2010 is statistisch significant. Het lijkt er dus op dat er zich over deze periode geen daadwerkelijke prijsschommelingen hebben voorgedaan in de Belgische auditmarkt. De resultaten worden mogelijk beïnvloed door het feit dat in België een mandaatsperiode van drie jaar geldt voor de commissaris. Deze impact is evenwel beperkt en geldt slechts ten aanzien van één derde van de ondernemingen in de steekproef aangezien niet alle ondernemingen in de steekproef een mandaatsperiode voor hun commissaris van 2008 tot 2010 hebben.

⁽³⁾ Dit is een benadering voor de mate waarin auditors meer of minder kunnen aanrekenen voor het door hen geleverde auditwerk, uitgaand van ondernemingsgrootte als *proxy* voor de omvang van het geleverde auditwerk.

3.5 EFFECT OP AUDITKWALITEIT

23. Cruciaal in het debat rond auditkwaliteit is uiteraard of een neerwaartse druk op de audithonoraria de auditkwaliteit überhaupt in gevaar brengt. Hoewel diverse economische modellen aangeven dat een concurrentieel offerteproces aanleiding geeft tot verlaagde prijzen ⁽⁴⁾ maar *hogere* kwaliteit (BULOW en KLEMPERER, 1996; LELAND, 1977; SPENCE, 1975), vindt het AICPA (1987) dat klanten een audit van lagere kwaliteit krijgen indien ze tijdens het auditorselectieproces te veel de nadruk leggen op de prijs. HEALY en PALEPU (2003) beamen deze causaliteit door te stellen dat onder andere de oplegging van marktprincipes (d.i. concurrentie) de “*race for the bottom in the auditing profession*” inleidde. Gelet op het feit dat audit een *credence good* is, vreest ook KNECHEL (2012) dat prijsconcurrentie een negatieve invloed zal uitoefenen op de auditkwaliteit. Deze stelling wordt beaamd door de Britse toezichthouder (*Professional Oversight Board*, POB) die vreest dat auditkantoren als gevolg van de prijsdruk zullen overgaan tot een vermindering van het aantal audits: “*These reductions include the application of higher materiality levels which reduce the sample sizes tested and the reduction of the extent of testing in areas of low audit risk. In the context of group audits we have seen instances where materiality applicable to business components has been increased and the number of business components subject to full audit procedures reduced. These factors have caused us to have concerns about the sufficiency of work performed*” (FRC, 2012, p. 8).

Een toepassing van DEANGELO’s (1981) definitie van auditkwaliteit (*cf. supra*, nr. 5) geeft evenwel geen sluitend antwoord. Lagere audithonoraria en de daarmee gepaard gaande druk op de kosten verlagen mogelijk de auditinspanning (d.i. minder audits) en de expertise die aan de dag kan worden gelegd (IMHOFF JR, 2003), waardoor auditors minder in staat zijn materiële fouten terug te vinden. Bovendien zadelt het gebrek aan performant auditwerk de auditor mogelijk op met een verhoogde onzekerheid betreffende de gepaste auditverklaring. Hij steunt hierdoor mogelijk ook relatief meer op de verklaringen van het management waardoor hij meer inschikkelijk zal rapporteren (ANTLE en NALEBUFF, 1991; BOWLIN *et al.*, 2009; FISCHBACHER en STEFANI, 2007). Een auditor kan daarenboven uit strategische overwegingen geneigd zijn gunstiger te rapporteren om de desbetreffende klant tevreden te stellen en te kunnen behouden in moeilijke, concurrentiële marktomstandigheden (*cf. DE MUYLDER en BREESCH, 2011: ‘opinion shopping’*).

⁽⁴⁾ COPLEY en DOUCET (1993) vinden een negatief verband tussen het aantal offertes dat een auditkwaliteits klant krijgt tijdens het auditorselectieproces en het uiteindelijke audithonorarium. Een daaropvolgende studie kan dit resultaat niet bevestigen, maar stelt vast dat lagere audithonoraria worden betaald indien de klant tijdens het auditorselectieproces focust op kosten en niet zozeer op kwaliteit (COPLEY *et al.*, 1994). JENSEN en PAYNE (2005) concluderen dat audithonoraria dalen als men de auditkantoren toelaat hun audithonoraria aan te bieden tijdens de eerste fases van het selectieproces. HAY en KNECHEL (2010) tonen aan dat audithonoraria bij beursgenoteerde ondernemingen dalen nadat men de toelating geeft aan auditors om zich aan te bieden bij potentiële klanten. Echter, deze studie besluit ook dat audithonoraria stijgen nadat het verbod op reclame vanwege auditors verwijderd wordt. Dit laatste resultaat wordt door de auteurs beschouwd als een bewijs dat auditors in hun advertentiecampaagnes kwaliteit centraal stellen in plaats van prijs. Deze focus op kwaliteit kan worden gekaderd binnen het ‘*brand name*’-model, waar de auditor zich via naamsbekendheid (bijvoorbeeld via reclame) als kwaliteitsvolle dienstenaanbieder wil profileren (*cf. supra*, nr. 11).

Het negatief verband tussen audithonoraria en auditkwaliteit kan evenwel niet zomaar worden verondersteld. Prijsconcurrentie spoort auditors immers ook mogelijk aan de kosten van hun auditinspanning (in uren) te verlagen door bijvoorbeeld technologische innovatie, zonder te raken aan de auditkwaliteit *an sich* (BELL *et al.*, 2001). Door de efficiëntie van de controlewerkzaamheden te verhogen kan de effectiviteit van de audit gegarandeerd blijven, of zelfs toenemen. JOHNSTONE *et al.* (2004) komen bovendien tot de conclusie dat een verhoogde prijsconcurrentie waarbij de audithonoraria dalen, geenszins het aantal audits vermindert. Auditors raken aldus niet aan de kwaliteit maar zijn bereid een lagere winstmarge te aanvaarden in meer concurrentiële omgevingen ⁽⁵⁾. In een wetenschappelijk experiment onderzoeken KOCH *et al.* (2012a) of de sterkte van de interne controleomgeving van de klant een modererende rol speelt in de relatie tussen prijsconcurrentie, auditinspanning en het rapporteringsgedrag van auditors. In lijn met GRAMLING (1999) maar in tegenstelling tot HOUSTON (1999) besluiten KOCH *et al.* (2012a) dat de neerwaartse prijsdruk wel een vermindering van het aantal audits tot gevolg heeft, *maar enkel indien de auditor kan steunen op een sterke interne controle van de klant.*

CONCLUSIE

In dit hoofdstuk werd de evolutie van de prijszetting over de periode 2008-2010 bekeken. Uitgaand van de 'absolute' prijszetting blijkt dat de *mediaan* van zowel de honoraria voor auditdiensten (audithonoraria) als de honoraria voor auditdiensten en niet-auditdiensten samen (totale honoraria) vrij constant blijft, respectievelijk ongeveer € 6.250 en € 7.000. Het *gemiddelde* honorarium voor auditdiensten (audithonoraria) daalt evenwel significant tussen 2008 en 2009 (van € 14.120 naar € 13.663) alsook tussen 2009 en 2010 (van € 13.663 naar € 13.041). Ook het gemiddeld honorarium voor auditdiensten en niet-auditdiensten samen (totale honoraria) dalen significant tussen 2008 en 2010 (van € 20.172 naar € 17.651). De analyse van de 'relatieve' prijszetting waarbij de evolutie van de audithonoraria wordt vergeleken in verhouding tot de grootte van de gecontroleerde onderneming om rekening te houden met de verandering in de samenstelling van de auditmarkt, levert evenwel geen significante prijsverschommelingen op. Deze resultaten nuanceren enigszins de algemene veronderstelling dat de prijszetting in de Belgische auditmarkt alsmat concurrentiël is geworden.

⁽⁵⁾ Dit argument wordt ook bevestigd door beroepsbeoefenaars (*cf.* o.m. rondetafelgesprek volgend op het artikel betreffende concentratie op de Belgische auditmarkt (BREESCH *et al.*, 2012)). De beroepsbeoefenaars hebben immers veel te verliezen en zetten hun reputatie op het spel met de daarmee gepaard gaande kosten (*cf.* het Enron-Andersen debacle), zeker als het risico op een rechtszaak hoog is (FELLINGHAM en NEWMAN, 1985). Men kan zich echter wel afvragen of de kwaliteit van bijvoorbeeld personeelsopleiding en dus ook auditkwaliteit in het algemeen, op lange termijn niet zal lijden onder de voortdurende aanvaarding van lagere winstmarges.

HOOFDSTUK 4

ONDER- EN OVERPRIJZING

CHAPITRE 4

PRIX INFÉRIEUR OU SUPÉRIEUR AU MARCHÉ

4.1. INLEIDING

24. In relatie tot vermeende prijsconcurrentie, de toename van mededinging en de neerwaartse druk op de audithonoria ontstaat bij regelgevers ook de vrees dat auditors onvoldoende audithonoraria zouden verkrijgen om hun werkzaamheden nog kwaliteitsvol uit te voeren. Er wordt gesproken over 'abnormale lage audithonoraria'.

25. Volgens de tuchtorganen van het Instituut van de Bedrijfsrevisoren (IBR) wordt onder het begrip 'abnormale lage audithonoraria' honoraria verstaan waarvan de offerte voor de uitvoering van de controleopdracht een uurtarief omvat dat beduidend lager is dan de kostprijs. Bovendien kan dit ook duiden op een onderschatting – vrijwillig of niet – van het aantal te presteren uren ⁽¹⁾.

26. In de academische literatuur worden dergelijke 'abnormale' audithonoraria doorgaans aan de hand van een *audit fee*-model geschat. Via een regressieanalyse op basis van zowel ondernemings-, kantoor-, commissaris- als opdrachtkenmerken wordt het 'normaal' of 'verwacht' audithonorarium voorspeld (*benchmark*). Het verschil tussen het geobserveerde honorarium (d.i., het honorarium dat door de onderneming werkelijk aan de auditor werd betaald) en de voorspelling van het verwachte audithonorarium volgens het *audit fee*-model kan zowel positief (d.i., hoger dan verwacht) als negatief (d.i., lager dan verwacht) zijn. Hoe groter het verschil, hoe meer het geobserveerde audithonorarium afwijkt van het verwachte audithonorarium. De extreme afwijkingen kunnen vervolgens als abnormaal hoog ('overprijzing') of abnormaal laag ('onderprijzing') worden bestempeld.

27. Welke afwijkingen uiteindelijk als extreem hoog of laag dienen te worden bestempeld, is voor interpretatie vatbaar. WILLEKENS en GAEREMYNCK (2005) weerhouden hiervoor in hun studie de 5 % meest extreme afwijkingen.

24

⁽¹⁾ Nederlandstalige Kamer Commissie van Beroep IBR, 1 maart 2004, nrs. 0154/2000/N en 154bis/2000/N.

4.2. BENCHMARK-MODEL

28. In lijn met WILLEKENS en GAEREMYNCK (2005) en voortbouwend op de traditionele *audit fee* literatuur (cf. HAY *et al.*, (2006) voor een overzicht) wordt, gebaseerd op HARDIES (2011), een *audit fee*- of benchmark-model bepaald op basis van de volledige populatie van Belgische ondernemingen die in 2008 een commissaris hebben aangesteld (al dan niet vrijwillig) ($N = 17.066$), met uitsluiting van ondernemingen met een college van commissarissen ($n = 457$), financiële instellingen ($n = 707$) en openbare instellingen ($n = 8$) en ondernemingen waarvan gegevens in de jaarrekening ontbraken ($n = 2.066$). De uiteindelijke steekproef bedroeg 13.828 ondernemingen (Tabel 3).

Tabel 3 – Steekproefbepaling benchmark-model

Beschrijving	Steekproefgrootte
Aantal gecontroleerde ondernemingen (geen vzw's) in 2008	17.066
– ondernemingen met een college van commissarissen	(457)
– financiële instellingen ^(a)	(707)
– openbare instellingen ^(a)	(8)
– ondernemingen waarvoor niet alle gegevens beschikbaar waren	(2.066)
Aantal ondernemingen in de uiteindelijke steekproef	13.828

^(a) Beursgenoteerde ondernemingen, financiële instellingen en openbare instellingen worden traditioneel uitgesloten uit onderzoek naar audithonoraria omwille van hun specifieke verplichtingen, regelgeving of aard waardoor een vergelijking met niet-beursgenoteerde commerciële of industriële ondernemingen wordt bemoeilijkt. Financiële instellingen betreffen alle ondernemingen die financiële dienstverlening, of verzekeringen, herverzekeringen en pensioenfondsen, of ondersteunende activiteiten voor verzekeringen en pensioenfondsen, als hoofdactiviteit hebben (NACE-bel codes 64, 65 en 66).

29. Het volledige model wordt beschreven volgens volgende vergelijking (cf. Tabel 4 voor de specificaties van de variabelen):

$$\text{LNFEED}_i = \alpha_0 + \beta_1 \text{LNSALES}_i + \beta_2 \text{LNNTA}_i + \beta_3 \text{IRISK}_i + \beta_4 \text{LOSS}_i + \beta_5 \text{PROBF}_i + \beta_6 \text{LIST}_i + \beta_7 \text{LNNAS}_i + \beta_8 \text{BIG4}_i + \beta_9 \text{SPECFIRM}_i + \beta_{10} \text{SPECAP}_i + \beta_{11} \text{SEX}_i + \beta_{12} \text{LANG}_i + \beta_{13} \text{LNEXP}_i + \beta_{14} \text{LNNUM}_i + \beta_{15} \text{LNSFEE}_i + \beta_{16} \text{INDUSTRY_DUMMIES}_i + \varepsilon_i$$

Tabel 4 – Benchmark-model inzake audithonoraria (2008)
(verklaarde variabele = LNFEET) (N = 13.828)

Variabele	Verwacht teken	β	t-statistiek	p-waarde
CONSTANT		7.465	50.690	,000
LNSALES	+	0,062	44.883	,000
LNTA	+	0,200	35.147	,000
IRISK	+	-0,167	-4.119	,000
LOSS	+	0,037	2.726	,005
PROBF	-	-1,676	-14.454	,000
LIST	+	0,696	9.187	,000
LNNAS	+	0,046	28.453	,000
BIG4	+	0,149	9.298	,000
SPECFIRM	+	0,052	2.853	,004
SPECAP	+	-0,115	2.828	,005
SEX	+	0,066	3.257	,001
LANG	-	0,062	4.569	,000
LNEXP	-	-0,037	-3.505	,000
LNNUM	-	-0,479	-34.449	,000
LNSFEE	+	0,435	34.702	,000
Model tests				
F-statistic	= 593,159 (p = 0,000)			
Adjusted R ²	= 0,68			
Alle gerapporteerde p-waarden zijn 'two-tailed'.				
LNFEET	= natuurlijk logaritme van het audithonorarium			
LNSALES	= natuurlijk logaritme van de totale omzet van de gecontroleerde onderneming			
LNTA	= natuurlijk logaritme van de totale activa van de gecontroleerde onderneming			
IRISK	= totaal van de voorraad en de handelsvorderingen gedeeld door de totale activa			
LOSS	= dummy-variabele: LOSS = 1 als de gecontroleerde onderneming verlies maakt			
PROBF	= FiTo [®] -score van de gecontroleerde onderneming, cf. <i>infra</i> , voetnoot 14			
LIST	= dummy-variabele: LIST = 1 indien de gecontroleerde onderneming beursgenoteerd is			
LNNAS	= natuurlijk logaritme van de honoraria voor niet-auditdiensten			
BIG4	= dummy-variabele: BIG4 = 1 indien gecontroleerd door B4-auditor			
SPECFIRM	= dummy-variabele: SPECFIRM = 1 indien het auditkantoor een industriespecialist is (d.i. grootste marktaandeel, gebaseerd op de audithonoraria, in een bedrijfstak, cf. <i>infra</i> , voetnoot 15)			
SPECAP	= dummy-variabele: SPECAP = 1 indien de auditpartner een industriespecialist is (d.i. grootste en tweede grootste marktaandeel, gebaseerd op de audithonoraria, in een bedrijfstak, cf. <i>infra</i> voetnoot 15)			
SEX	= dummy-variabele: SEX = 1 indien de auditpartner een vrouw is			
LANG	= dummy-variabele: LANG = 1 indien de auditpartner behoort tot de Franse taalrol			
LNEXP	= natuurlijk logaritme van de ervaring van de auditpartner in jaren (sinds eedaflegging)			
LNNUM	= natuurlijk logaritme van het totaal aantal klanten van de auditpartner			
LNSFEE	= natuurlijk logaritme van het marktaandeel, gebaseerd op de audithonoraria van de auditpartner			

30. Ons model verklaart zeer goed de variatie in (het natuurlijk logaritme van) de audithonoraria. De kwaliteit van de schatting wordt getest op basis van R^2 en deze bedraagt 68 % en is vergelijkbaar (50 %) met het model WILLEKENS en GAEREMYNCK (2005). Dit volledige model vereist evenwel heel wat data die niet (gemakkelijk) te verzamelen zijn, zoals bijvoorbeeld data inzake auditorkarakteristieken. In navolging van WILLEKENS en GAEREMYNCK (2005) wordt daarom geopteerd voor een vereenvoudigd en op die manier ook praktisch en bruikbaar model waarvan de toepassing heel wat minder data vereist. Dit vereenvoudigde model neemt de coëfficiënten uit het volledige model over om een schatting te maken van de verwachte ('normale') audithonoraria voor de Belgische ondernemingen in de periode 2008-2010. Het vereenvoudigde model gebruikt de belangrijkste determinanten die de variatie in de honoraria verklaren, namelijk: de omzet (*LNSALES*), het balanstotaal (*LNTA*) en de identiteit van de auditor (*BIG4*).

31. De schatting van het honorarium op basis van het vereenvoudigde model van deze drie variabelen levert het volgende regressiemodel op:

$$\text{LNFEED}_i = 7.465 + 0,062 * \text{LNSALES}_i + 0,200 * \text{LNTA}_i + 0,149 * \text{BIG4}_i + \varepsilon_i$$

Dit model wordt geschat voor de volledige populatie van ondernemingen (2008-2010) waarvoor deze informatie aanwezig was in de jaarrekeningen. Na verwijdering van de ondernemingen met een college van commissarissen en ondernemingen waarvan gegevens in de jaarrekening ontbraken, resulteerde dit in een totale steekproef van 43.125 ondernemingen. De R^2 van dit vereenvoudigde model bedraagt 44,2 %. Dit vereenvoudigde model verklaart de variatie in (het natuurlijk logaritme van) de audithonoraria dus nog steeds behoorlijk goed. Bijkomende analyses wijzen bovendien uit dat de bekomen resultaten niet gevoelig zijn voor de specifieke wijze waarop het hier besproken model werd getest.

4.3. OVER- EN ONDERPRIJZING

32. Om te bepalen welke audithonoraria op de Belgische auditmarkt als extreem hoog of extreem laag kunnen worden beschouwd, toetsen we de geobserveerde audithonoraria af tegenover bovenstaand *benchmark*-model.

33. Zowel uit Tabel 5 als uit Figuren 3 en 4 blijkt duidelijk dat onderprijzing minder frequent voorkomt dan overprijzing en ook kleinere proporties aanneemt. Slechts in iets meer dan een kwart van de auditopdrachten (26,4 %) is er sprake van een audithonorarium dat zich onder het door het model voorspelde audithonorarium bevindt, waarvan het meest extreme percentiel een grenswaarde kent van 'slechts' 55 % onderprijzing (of € 2.154). Voor nagenoeg driekwart van de populatie is er echter sprake van een audithonorarium dat zich boven het door het model voorspelde audithonorarium bevindt en waarbij dit vanaf het 60 %-percentiel reeds meer dan 100 % overprijzing betreft en in het meest extreme percentiel een grenswaarde van 602 % overprijzing betreft (of € 34.473).

34. Gemiddeld is er sprake van een overprijsing van € 9.119 (de mediaan bedraagt slechts € 2.268). Het meest extreme geval van overprijsing betreft evenwel een audithonorarium van € 2.514.000 terwijl het *benchmark*-model slechts een audithonorarium van € 23.857 voorspelt. Dit komt neer op een *premium* van € 2.490.143. De grootste onderprijsing in onze steekproef is een aangerekend audithonorarium van € 2.500 terwijl ons model een audithonorarium van € 16.095 voorspelt. Dit komt neer op een *discount* van € 13.595.

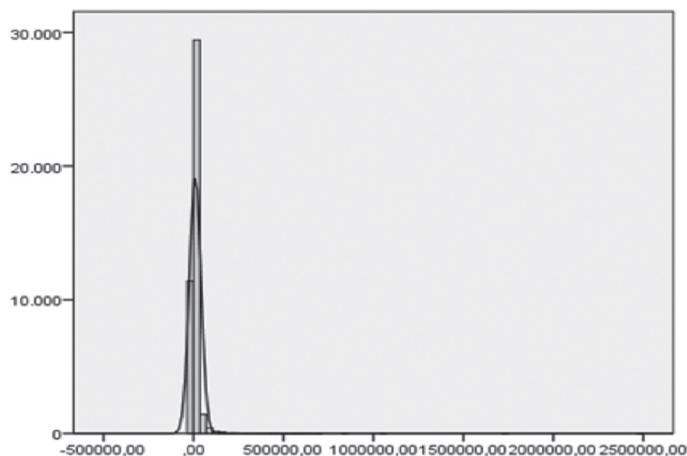
Tabel 5 – Absoluut en relatief prijsverschil tussen geobserveerde en door het benchmark-model voorspelde audithonoraria (2008-2010 – gehele steekproef)
Frequentietabel

Percentiel	Absoluut prijsverschil (€)	Relatief prijsverschil
5	-2.154	-55 %
10	-1.422	-39 %
20	-513	-15 %
30	272	8 %
40	1.145	33 %
50	2.268	63 %
60	3.839	103 %
70	6.306	156 %
80	10.879	242 %
90	21.277	406 %
95	37.473	602 %

Absoluut prijsverschil = geobserveerde audithonorarium - voorspelde audithonorarium

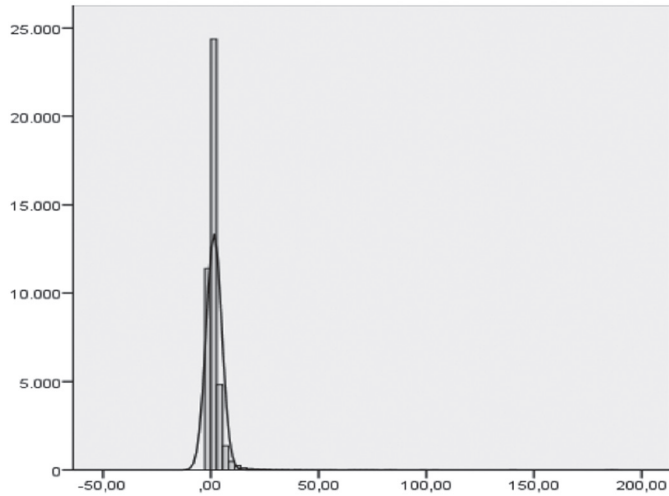
Relatief prijsverschil = $\frac{\text{geobserveerde audithonorarium} - \text{voorspelde audithonorarium}}{\text{voorspelde audithonorarium}}$

Figuur 3 – Verdeling van het **absoluut** prijsverschil (2008-2010 – gehele steekproef)



Absoluut prijsverschil = geobserveerde audithonorarium - voorspelde audithonorarium

Figuur 4 – Verdeling van het **relatief** prijsverschil (2008-2010 – gehele steekproef)



$$\text{Relatief prijsverschil} = \frac{(\text{geobserveerde audithonorarium} - \text{voorspelde audithonorarium})}{\text{voorspelde audithonorarium}}$$

35. Als we de meest extreme afwijkingen (2,5 % extreme onderprijzing en 2,5 % extreme overprijzing) buiten beschouwing laten (Tabel 6 en Figuren 5 en 6), kent het meest extreme percentiel inzake onderprijzing (overprijzing) nog een grenswaarde van 46 % of € 1.680 (421 % of € 22.248).

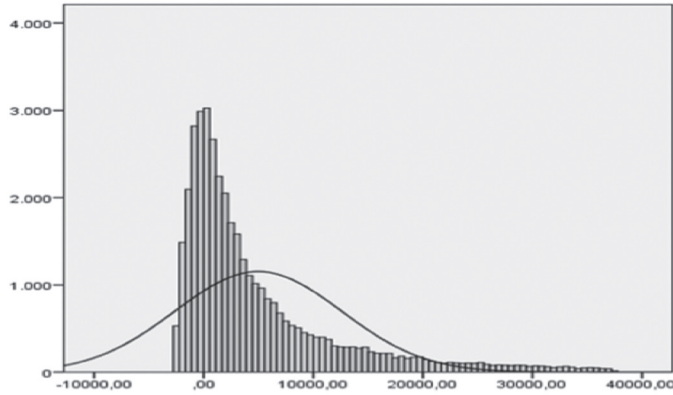
Tabel 6 – Absoluut en relatief prijsverschil (2008-2010 – gehele steekproef met uitzondering van observaties met 2,5 % extreme overprijzing en 2,5 % extreme onderprijzing)

Percentiel	Absoluut prijsverschil (€)	Relatief prijsverschil
5	-1;680	-46 %
10	-1.151	-32 %
20	-374	-11 %
30	342	10 %
40	1.152	33 %
50	2.176	61 %
60	3.542	95 %
70	5.593	142 %
80	8.966	209 %
90	15.578	320 %
95	22.248	421 %

$$\text{Absoluut prijsverschil} = \text{geobserveerde audithonorarium} - \text{voorspelde audithonorarium}$$

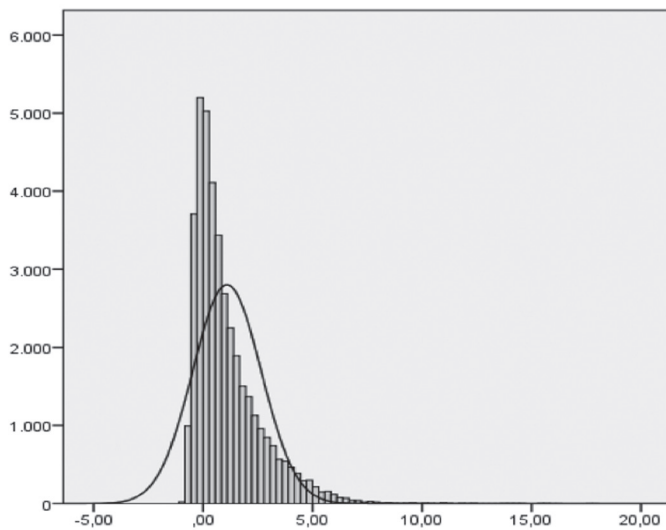
$$\text{Relatief prijsverschil} = \frac{(\text{geobserveerde audithonorarium} - \text{voorspelde audithonorarium})}{\text{voorspelde audithonorarium}}$$

*Figuur 5 – Verdeling van het **absoluut** prijsverschil (2008-2010 - gehele steekproef met uitzondering van observaties met 2,5 % extreme overprijsing en 2,5 % extreme onderprijsing)*



Absoluut prijsverschil = geobserveerde audithonorarium - voorspelde audithonorarium

*Figuur 6 – Verdeling van het **relatief** prijsverschil (2008-2010 - gehele steekproef met uitzondering van observaties met 2,5 % extreme overprijsing en 2,5 % extreme onderprijsing)*



Absoluut prijsverschil = $\frac{\text{(geobserveerde audithonorarium - voorspelde audithonorarium)}}{\text{voorspelde audithonorarium}}$

4.4. EFFECT OP AUDITKWALITEIT

36. Sommige studies gebruiken de afwijkingen ten opzichte van het verwachte audithonorarium (of ‘abnormale’ audithonoraria) om het effect op auditkwaliteit (voornamelijk onafhankelijkheid) te testen. Net als voor ‘absolute’ audithonoraria (cf. *supra*, nrs. 14 en 15) leveren deze studies geen eenduidig bewijsmateriaal op.

37. *CHOI et al.* (2010) stellen op basis van data uit de Verenigde Staten een asymmetrisch verband vast. Ze besluiten dat het niveau van resultaatmanagement (zowel verhogend als verlagend) significant hoger is (en dus de auditkwaliteit lager is) naarmate de positieve afwijking tussen het geobserveerde en verwachte audithonorarium groter wordt. Voor negatieve afwijkingen wordt evenwel *geen* significant verband waargenomen. Deze resultaten wijzen er volgens de auteurs op dat abnormale hoge audithonoraria de onafhankelijkheid van auditors in het gedrang kunnen brengen waardoor ze onder druk van de klant meer resultaatmanagement door de vingers zien. Het mogelijk procesrisico en de daaruit voortvloeiende reputatieschade die hieraan verbonden zijn, wegen in dit geval niet op tegen het voordeel van de lucratieve verloning. Audithonoraria die lager zijn dan het verwachte audithonorarium leveren blijkbaar geen drijfveer op om de onafhankelijkheid te compromitteren.

38. *HIGGS* en *SKANTZ* (2006) stellen evenwel vast dat ondernemingen met positieve afwijkingen (geobserveerde audithonoraria die hoger zijn dan de verwachte audithonoraria) gemiddeld minder resultaatmanagement vertonen dan ondernemingen met negatieve afwijkingen (geobserveerde audithonoraria die lager zijn dan de verwachte audithonoraria). De markt zou positieve afwijkingen en abnormaal hoge audithonoraria niet als een bedreiging van de onafhankelijkheid zien, maar net als een signaal van de onderneming om vrijwillig een abnormaal hoog niveau aan auditdiensten aan te kopen om de kwaliteit van hun financiële gegevens te verhogen. Ook *ASHTANA* en *BOONE* (2012) vinden dat de auditkwaliteit (opnieuw gemeten via resultaatmanagement) afneemt naarmate de geobserveerde audithonoraria lager zijn dan de verwachte audithonoraria. Het effect vergroot bovendien naarmate de onderhandelingskracht van de klant vergroot.

39. *LARCKER* en *RICHARDSON* (2004) vinden dat het niveau van resultaatmanagement lager is bij ondernemingen met positieve afwijkingen, maar eenzelfde effect wordt ook waargenomen bij negatieve afwijkingen inzake audithonoraria. Op basis hiervan besluiten zij dat veeleer het procesrisico en de reputatieschade, in plaats van het niveau (van de afwijkingen) van het audithonorarium, bepalend zijn voor het beperken van ongewoon gebruikelijke boekhoudkundige technieken.

40. In tegenstelling tot bovenstaande studies – die allen gebaseerd zijn op Amerikaanse data – vinden *HOPE* en *LANGLI* (2010) voor de Europese markt (Noorwegen) – die gekenmerkt wordt door een laag procesrisico – *geen* enkel significant verband tussen de abnormale audithonoraria en de kans dat er door de auditor een continuïteitsverklaring wordt afgeleverd. Wellicht verklaren dus nog andere factoren dan het vermijden van proceskosten en reputatieschade het behoud van de onafhankelijkheid van de auditor, met name de ‘pure’ ethiek en het professionalisme.

41. Het berekenen van afwijkingen ten opzichte van het verwachte audithonorarium en het gebruik van deze ‘abnormale’ audithonoraria om het verband na te gaan met auditkwaliteit werd recentelijk evenwel zeer kritisch onthaald (o.a. CAUSHOLLI *et al.*, 2010; FRANCIS, 2011). Deze aanpak veronderstelt immers dat alle variatie die we niet kunnen verklaren middels een *audit fee*-model toe te schrijven is als zijnde ‘abnormaal’. Ter herinnering, het volledig (vereenvoudigd) model verklaart slechts 68 % (44,2 %) van de variatie in audithonorarium (*cf. supra*, nrs. 30 en 31); deels en vooral omdat niet alle factoren die een invloed hebben op het audithonorarium kunnen worden waargenomen of op een betrouwbare manier worden gemeten (o.a. risicofactoren die wel door de auditor worden waargenomen maar niet in het model werden opgenomen, zoals de integriteit van het management, de complexiteit van de auditopdracht of groepsaspecten). Het is dus onmogelijk om uit te maken of die niet verklaarde variatie effectief het gevolg is van ‘abnormale’ prijszetting of ‘abnormale’ inspanning (auditoren) vanwege de auditor. Het *audit fee*-model omvat bijgevolg onvermijdelijk nogal wat ruis. Daarnaast werd de voorspellende accurateheid van deze *audit fee*-modellen nog niet gevalideerd en is het dus niet zeker in welke mate zij in staat zijn om daadwerkelijk voorspellingen te maken van audithonoraria dan wel louter *variaties* in audithonoraria te verklaren.

CONCLUSIE

In dit hoofdstuk werd nagegaan of er op de Belgische auditmarkt sprake is van onder- of overprijzing voor de periode 2008-2010. Via een regressieanalyse op basis van zowel ondernemings-, kantoor-, commissaris- als opdrachtkenmerken werd in eerste instantie het ‘normaal’ of ‘verwacht’ audithonorarium geschat aan de hand van een *audit fee*-model (*benchmark*). Het verschil tussen het geobserveerde honorarium (d.i., het honorarium dat door de onderneming werkelijk aan de auditor werd betaald) en de voorspelling van het normale audithonorarium volgens het *audit fee*-model kan zowel positief (d.i., hoger dan verwacht of overprijzing) als negatief (d.i., lager dan verwacht of onderprijzing) zijn.

Onze resultaten tonen aan dat onderprijzing in de Belgische auditmarkt minder frequent voorkomt dan overprijzing. Onderprijzing neemt bovendien ook kleinere proporties aan. Slechts in iets meer dan een kwart van de auditopdrachten is er sprake van een audithonorarium dat zich onder het door het model voorspelde audithonorarium bevindt, waarvan het meest extreme percentiel een grenswaarde kent van ‘slechts’ 55 % onderprijzing (of € 2.154). Voor nagenoeg driekwart van de populatie is er echter sprake van een audithonorarium dat zich boven het door het model voorspelde audithonorarium bevindt. Vanaf het 60 %-percentiel betreft dit reeds meer dan 100 % overprijzing en in het meest extreme percentiel wordt een grenswaarde van 602 % overprijzing (of € 34.473) vastgesteld. Gemiddeld is er evenwel maar sprake van een overprijzing van € 9.119 (de mediaan bedraagt slechts € 2.268).

Een *caveat* is evenwel geboden bij de interpretatie van deze resultaten. Het volledig (vereenvoudigd) model verklaart immers slechts 68 % (44,2 %) van de variatie in audithonorarium, deels en vooral omdat niet alle factoren die een invloed hebben op

het audithonorarium kunnen worden waargenomen of op een betrouwbare manier worden gemeten. Het is dus onmogelijk om uit te maken of die niet verklaarde variatie effectief het gevolg is van ‘abnormale’ prijszetting of ‘abnormale’ inspanning (audituren) vanwege de auditor. Aangezien geen rekening werd gehouden met bepaalde aspecten van complexiteit, die wellicht toenemen in functie van de grootte van de gecontroleerde onderneming, mag het ook niet verwonderen dat overprijzing steeds groter wordt in de hogere segmenten.

DEEL 2

IMPACT VAN HET NIVEAU VAN HET AUDITHONORARIUM OP DE AUDITKWALITEIT

PARTIE 2

IMPACT DU NIVEAU DES HONORAIRES D'AUDIT SUR LA QUALITE DE L'AUDIT

INLEIDING

42. De hoofddoelstelling van deze studie is te onderzoeken of er een verband bestaat tussen de audithonoraria en de auditkwaliteit op de Belgische auditmarkt.

Uit het literatuuroverzicht blijkt dat het definiëren en meten van auditkwaliteit geen sinecure is. Bovendien leiden de empirische studies die het verband tussen het niveau en de afwijking van audithonoraria en auditkwaliteit bestuderen niet tot een eenduidig resultaat.

“Ultimately, whether audit quality and audit fees are positively related, negatively related, or unrelated is an empirical question” (CAHAN et al., 2011, p. 197)

36

IMPACT VAN HET NIVEAU VAN HET AUDITHONORARIUM OP DE AUDITKwaliteit –
IMPACT DU NIVEAU DES HONORAIRES D'AUDIT SUR LA QUALITE DE L'AUDIT

43. In de volgende hoofdstukken wordt een antwoord gezocht op deze onderzoeksvraag voor de Belgische auditmarkt. Gelet op bovengenoemde beperkingen inzake de bepaling en het gebruik van ‘abnormale’ audithonoraria (cf. *supra*, nr. 41) wordt voor het onderzoek naar het verband tussen audithonoraria en auditkwaliteit enkel gebruik gemaakt van ‘absolute’ audithonoraria.

44. In lijn met de in de literatuur meest gebruikte maatstaven voor auditkwaliteit wordt voor deze empirische studie enerzijds de auditverklaring (hoofdstukken 1 en 2) en anderzijds resultaatmanagement (hoofdstuk 3) gebruikt. Conform het raamwerk van FRANCIS (2011) wordt betreffende de auditverklaring zowel een ‘continue’ als een ‘dichotome’ maatstaf voor auditkwaliteit gehanteerd. De continue maatstaf voor auditkwaliteit onderzoekt in welke mate er door de auditor een continuïteitsverklaring of GCO ⁽¹⁾ wordt afgeleverd (hoofdstuk 1). De dichotome maatstaf voor auditkwaliteit onderzoekt de ‘juistheid’ van de auditverklaring door de relatie na te gaan tussen continuïteitsverklaringen en de daarop volgende continuïteitsstatus van de betreffende auditklanten (hoofdstuk 2). Zodoende worden auditfouten (*audit failures*), de zogenaamde fouten van type I en type II, geïdentificeerd. Type I-fouten betreffen continuïteitsverklaringen terwijl de onderneming niet failliet gaat binnen de twaalf maanden na balansdatum (*over-qualifying*); type II-fouten betreffen verklaringen zonder enig voorbehoud met betrekking tot continuïteit waarbij de klant wel failliet gaat binnen de twaalf maanden na balansdatum (*under-qualifying*). Meer type I- of type II-fouten wijzen op een *lagere auditkwaliteit* (cf. *supra*, nrs. 8 en 9).

45. Voor elk van de gebruikte maatstaven wordt gebruik gemaakt van een *regressieanalyse* die tot doel heeft de relatie te evalueren tussen enerzijds de verklaarde variabele (in casu de maatstaf voor auditkwaliteit) en anderzijds verklarende variabelen, in casu de testvariabele (het audithonorarium) en diverse controlevariabelen (zoals ondernemingsgrootte, financiële toestand en type auditor) waarvan in de literatuur werd aangetoond dat ze ook een invloed kunnen hebben op de auditkwaliteit.

⁽¹⁾ Een continuïteitsverklaring blijkt niet rechtstreeks uit een op de Belgische auditmarkt van toepassing zijnd aangepast oordeel, dat alle mogelijke verklaringen, met uitzondering van de verklaring zonder voorbehoud, betreft: verklaring zonder voorbehoud met toelichtende paragraaf, verklaring met voorbehoud, verklaring met voorbehoud met toelichtende paragraaf, onthoudende verklaring en afkeurende verklaring. Hierdoor werd voor elk aangepast oordeel *manueel* (via de online applicatie van de Balanscentrale van de Nationale Bank van België) het controleverslag van de commissaris geraadpleegd teneinde enkel de GCO's te weerhouden.

HOOFDSTUK 1

IMPACT VAN HET NIVEAU VAN HET AUDITHONORARIUM OP DE KANS DAT DE COMMISSARIS EEN CONTINUÏTEITSVERKLARING AFLEVERT

CHAPITRE 1^{ER}

IMPACT DU NIVEAU DES HONORAIRES D'AUDIT SUR LA POSSIBILITE QUE LE COMMISSAIRE REMETTE UNE DECLARATION DE CONTINUTE

1.1. REGRESSIEMODEL

46. Om na te gaan of het niveau van het audithonorarium een impact heeft op de kans dat de commissaris een continuïteitsverklaring aflevert, wordt in overeenstemming met de literatuur (o.a. DEFOND *et al.*, 2002; KNECHEL en VANSTRAELEN, 2007; MUTCHLER *et al.*, 1997) volgende vergelijking (1) gespecificeerd:

$$(1) GCO_i = \alpha_0 + \beta_1 FEE_i + \beta_2 LNSALES_i + \beta_3 AGE_i + \beta_4 PROBF_i + \beta_5 LOSS_i + \beta_6 BIG4_i + \beta_7 SPECFIRM_i + \beta_8 SPECAP_i + \beta_9 EXPERIENCE_i + \beta_{10} LANG_i + \beta_{11} SEX_i + \beta_{12} PORTFOLIO_i + \beta_{13} BUSY_i + \beta_{14} INDUSTRY_DUMMIES_i + \epsilon_i$$

47. De verklaarde variabele in vergelijking (1) is GCO, een dummy-variabele die waarde 1 aanneemt voor ondernemingen waarover de commissaris een continuïteitsverklaring aflevert, en die waarde 0 aanneemt voor alle andere vennootschappen.

48. *FEE* is de testvariabele die we gebruiken om na te gaan wat de impact is van het niveau van het audithonorarium op de kans dat de commissaris een continuïteitsverklaring aflevert. De variabele *FEE* wordt geoperationaliseerd als ofwel de nominale 'absolute' waarde van het audithonorarium (*FEE*), ofwel het natuurlijk logaritme van het audithonorarium (*LNFE*)⁽¹⁾.

49. Aangezien niet enkel de testvariabele *FEE* een invloed kan uitoefenen op de verklaarde variabele *GCO*, wordt het model aangevuld met controlevariabelen. Zo werd in vorige studies aangetoond dat de kans op een continuïteitsverklaring beïnvloed wordt door de ondernemingsgrootte (*LNSALES*). De kans op een continuïteitsverklaring wordt namelijk kleiner naarmate de onderneming groter wordt (o.a. GEIGER en RAMA, 2003; KNECHEL en VANSTRAELEN, 2007; MUTCHLER *et al.*, 1997).

50. We verwachten ook een grotere kans op het verkrijgen van continuïteitsverklaringen bij jongere vennootschappen (*AGE*) die een hoger faillissementsrisico vertonen (DOPUCH *et al.*, 1987; KNECHEL en VANSTRAELEN, 2007).

51. *PROBF* betreft de FiTo[®]-score en geeft een algemeen beeld van de financiële toestand van de onderneming⁽²⁾. Een hogere score duidt op een betere financiële gezondheid, waardoor een lagere kans op het verkrijgen van een continuïteitsverklaring wordt verwacht.

52. Daarnaast verwachten we een hogere kans op continuïteitsverklaringen voor ondernemingen die verlies (*LOSS*) maken (o.a. REYNOLDS en FRANCIS, 2000), een B4-auditor (*BIG4*) hebben (KRISHNAN en KRISHNAN, 1996) en een auditor die een

(1) Het natuurlijk logaritme wordt gehanteerd omdat het verband tussen audithonoraria en auditkwaliteit mogelijk niet lineair is: een toename van de audithonoraria zal de auditkwaliteit niet steeds in dezelfde mate verhogen of verlagen.

(2) De FiTo[®]-score werd ontwikkeld door GRAYDON BELGIUM nv en professor H. OOGHE. In dit model worden de logitscores van acht ratio's opgeteld en wordt de som vervolgens gedeeld door acht. Deze ratio's betreffen (1) bruto toegevoegde waarde/personneelskosten, (2) nettorendabiliteit totaal actief voor belastingen, (3) nettorendabiliteit eigen vermogen na belastingen, (4) graad van zelffinanciering, (5) graad van financiële onafhankelijkheid, (6) korte termijn financiële schuldgraad, (7) dekking van het vreemd vermogen door de cashflow, en (8) nettokasratio. Hoe hoger deze FiTo[®]-score, hoe beter de financiële gezondheid van de onderneming (OOGHE en SPAENJERS, 2005).

industriespecialist (*SPECFIRM*) is (o.a. LIM en TAN, 2008). In lijn met vorig onderzoek (o.a. FERGUSON *et al.*, 2003; FRANCIS *et al.*, 2005) wordt een auditkantoor geacht een industriespecialist te zijn indien het auditkantoor gespecialiseerd is in de bedrijfstak waarin de gecontroleerde onderneming actief is (d.w.z. wanneer het auditkantoor een significant aandeel van zijn inkomsten uit deze bedrijfstak haalt). Het auditkantoor met het grootste marktaandeel in een bedrijfstak ('two-digit' NACE-bel code) wordt in deze studie als industriespecialist weerhouden ⁽³⁾.

53. Ten slotte nemen we een reeks karakteristieken op die betrekking hebben op de auditpartner en die mogelijk een invloed hebben op de auditkwaliteit (en dus op het uitvaardigen van een continuïteitsverklaring). *SPECAP* geeft aan of de auditpartner een specialist is in de industrie van de klant. In lijn met ZERNI (2012) beschouwen we een auditpartner als een industriespecialist indien hij het grootste of tweede grootste marktaandeel heeft in een bedrijfstak ('two-digit' NACE-bel code) en minstens vijf ondernemingen controleert in deze bedrijfstak (*cf. supra*, voetnoot (3)). Resultaten uit onderzoek van CHI en CHIN (2011) geven aan dat gecontroleerde ondernemingen meer kans hebben op het verkrijgen van een continuïteitsverklaring indien de auditpartners industriespecialisten zijn. *EXPERIENCE* meet hoe lang de commissaris reeds bedrijfsrevisor is. De ervaring van de auditor blijkt immers een belangrijke determinant te zijn bij de oordeelsvorming (o.a. SHELTON, 1999). Zo vinden experimentele studies dat minder ervaren auditors een grotere neiging hebben om een continuïteitsverklaring uit te spreken (o.a. ABDOLMAHAMMADI en WRIGHT, 1987; KOCH *et al.*, 2012b). Daarnaast werd aangetoond in vorige studies dat de auditkwaliteit in België ook beïnvloed wordt door de gekozen taalrol (*LANG*) van de auditor (WILLEKENS en GAEREMYNCK, 2005), het geslacht M/V van de auditpartner (*SEX*) (HARDIES, 2011) en de mate waarin de auditpartner over een significante klantenportefeuille (*PORTFOLIO*) beschikt. *PORTFOLIO* wordt in deze studie gemeten als het natuurlijk logaritme van de totale activa van de auditklanten (*cf. ZERNI*, 2012). *BUSY* geeft uiteindelijk aan dat de auditor mogelijk teveel klanten heeft waardoor de kwaliteit van het auditwerk negatief beïnvloed kan worden. Twee recente onderzoeken tonen immers aan dat auditors met een zeer groot aantal klanten significant minder geneigd zijn om een continuïteitsverklaring uit te spreken (GOODWIN, 2011; SUNDGREN en SVANSTRÖM, 2010). Ten slotte controleren we ook voor de industrie waarin ondernemingen actief zijn (*INDUSTRY_DUMMIES*) om rekening te houden met systematische verschillen in risico en complexiteit van de audit over de verschillende bedrijfstakken ('two-digit' NACE-bel code) heen.

1.2. STEEKPROEFBEPALING EN BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN

1.2.1. Steekproefbepaling

54. Voor deze empirische studie werd gebruik gemaakt van een steekproef van 7.105 Belgische ondernemingen (Tabel 7). De steekproef werd samengesteld op basis

⁽³⁾ Vorig onderzoek hanteert een waaier aan instrumenten om specialisatie te meten. Echter, al deze meetinstrumenten zijn onderhevig aan beperkingen (voor een overzicht, *cf.* o.a. DE BEELDE en VERLEYEN (2011)). Een sensitiviteitsanalyse (met o.a. een portfolio-aanpak) wijst uit dat onze resultaten niet beïnvloed worden door de keuze van onze maatstaf voor specialisatie.

van de volledige populatie Belgische ondernemingen (geen vzw's) die in 2008 een commissaris hebben aangesteld (ongeacht of dit vrijwillig was dan wel voortvloeide uit de wettelijke bepalingen) (*cf. supra*, voetnoot 7). In lijn met vorig onderzoek dat focust op continuïteitsverklaringen werd de steekproef voor dit empirisch onderzoek beperkt tot vennootschappen die in financiële moeilijkheden verkeren (DEFOND *et al.*, 2002; HOPWOOD *et al.*, 1994; MUTCHLER *et al.*, 1997; REYNOLDS en FRANCIS, 2000). Er wordt verondersteld dat een vennootschap in financiële moeilijkheden verkeert indien zij voldoet aan één van volgende criteria: (1) een bedrijfsverlies, (2) een nettoverlies, (3) een negatief overgedragen resultaat of (4) een negatief bedrijfskapitaal (HOPWOOD *et al.*, 1994; MUTCHLER *et al.*, 1997)⁽⁴⁾. Beursgenoteerde ondernemingen, ondernemingen met een college van commissarissen, financiële instellingen en openbare instellingen werden uit de steekproef verwijderd, alsook ondernemingen waarvoor niet alle gegevens beschikbaar waren. Dit leverde een uiteindelijke steekproef op van 7.105 ondernemingen.

Tabel 7 – Steekproefbepaling
GCO

Beschrijving	Steekproefgrootte
Aantal gecontroleerde ondernemingen (geen vzw's) in 2008	17.066
– beursgenoteerde ondernemingen ^(a)	(132)
– ondernemingen die <i>niet</i> in financiële moeilijkheden verkeren	(7.926)
– ondernemingen met een college van commissarissen	(238)
– financiële instellingen ^(a)	(844)
– openbare instellingen ^(a)	(4)
– ondernemingen waarvoor niet alle gegevens beschikbaar waren	(817)
Aantal ondernemingen in de uiteindelijke steekproef	7.105

^(a) Beursgenoteerde ondernemingen, financiële instellingen en openbare instellingen worden traditioneel uitgesloten uit onderzoek naar GCO's omwille van hun specifieke verplichtingen, regelgeving of aard waardoor een vergelijking met niet-beursgenoteerde commerciële of industriële ondernemingen wordt bemoeilijkt. Financiële instellingen betreffen alle ondernemingen die financiële dienstverlening, of verzekeringen, herverzekeringen en pensioenfondsen, of ondersteunende activiteiten voor verzekeringen en pensioenfondsen, als hoofdactiviteit hebben (NACE-bel codes 64, 65 en 66).

55. Voor deze dataset werd een beroep gedaan op het onderzoeksbureau GRAYDON

- ⁽⁴⁾ Ook de Belgische regelgever specificeert dat
- “*ingeval uit de balans een overgedragen verlies blijkt of uit de resultatenrekening gedurende twee opeenvolgende boekjaren een verlies van het boekjaar blijkt, een verantwoording [door het bestuursorgaan in het jaarverslag dient verstrekt te worden] van de toepassing van de waarderingsregels in de veronderstelling van continuïteit.*” (art. 95 en 96, § 1, 6° W. Venn.);
 - “*Wanneer ten gevolge van geleden verlies het netto actief gedaald is tot minder dan de helft van het maatschappelijk kapitaal, moet de algemene vergadering, behoudens strengere bepalingen in de statuten, bijeenkomen binnen een termijn van ten hoogste twee maanden nadat het verlies is vastgesteld [...] om [...] te beraadslagen en te besluiten over de ontbinding van de vennootschap [...]. Op dezelfde wijze wordt gehandeld wanneer het netto actief ten gevolge van geleden verlies gedaald is tot minder dan een vierde van het maatschappelijk kapitaal, [...]*” (art. 633 W. Venn.);
 - “*wanneer het nettoactief gedaald is tot beneden [het minimumkapitaal], kan iedere belanghebbende de ontbinding van de vennootschap voor de rechtbank vorderen [...]*” (art. 634 W. Venn.).

BELGIUM nv, dat via specifieke zoekopdrachten voor elke gecontroleerde onderneming *financiële informatie* aanleverde op basis van de neergelegde jaarrekeningen ⁽⁵⁾ (d.i. alle informatie uit balans en resultatenrekening, de belangrijkste informatie uit de toelichting waaronder ook het honorarium van de commissaris en het honorarium voor andere controleopdrachten en de FiTo[®]-score), informatie met betrekking tot de *commissaris* (identificatie van het auditkantoor, de natuurlijke persoon vertegenwoordiger (M/V) en de auditverklaring) en *industriegegevens* (NACE-bel code). Via het openbaar register werden de overige karakteristieken die betrekking hebben op de individuele natuurlijke persoon vertegenwoordiger (auditpartner) verzameld.

1.2.2. Beschrijvende statistieken

56. Tabel 8 geeft een overzicht van de beschrijvende statistieken voor alle gedefinieerde variabelen. De resultaten worden weergegeven voor de volledige steekproef van 7.105 ondernemingen en vervolgens verder opgesplitst tussen de ondernemingen met en zonder GCO.

57. In lijn met vorig onderzoek met Belgische data blijkt dat 22 % van de ondernemingen in onze steekproef een GCO verkreeg (GAEREMYNCK en WILLEKENS, 2003; KNECHEL en VANSTRAELEN, 2007). Daarnaast wordt vastgesteld dat het gemiddelde (de mediaan) voor de FiTo[®]-score (*PROBF*) in onze steekproef 0,527 (0,539) bedraagt. Het optimale afkappunt van de FiTo[®]-score dat discrimineert tussen falende en lopende ondernemingen bedraagt 0,531 (OOGHE en SPAENJERS, 2005). Dit wijst erop dat onze steekproefselectie inderdaad die ondernemingen heeft geïdentificeerd die de grootste kans hebben op het verkrijgen van een GCO.

58. Zoals verwacht was de financiële toestand van ondernemingen die een GCO verkregen gemiddeld slechter dan deze van ondernemingen die geen GCO kregen. Ondernemingen in de deelgroep met GCO waren financieel ongezonder (*PROBF*: 0,467 versus 0,544) en leden frequenter een verlies (*LOSS*: 86 % versus 45 %). Ondernemingen met een GCO waren gemiddeld ook kleiner (*LNSALES*: 12,17 versus 13,68) en jonger (*AGE*: 16,78 versus 21,25 jaar). Ondernemingen met een GCO hadden bovendien ook meer een B4-auditor (*BIG4*: 59 % versus 44 %), een auditkantoor-industriespecialist (*SPECFIRM*: 18 % versus 15 %), een auditpartner-industriespecialist (*SPECAP*: 9 % versus 5 %), een minder ervaren auditpartner (*EXPERIENCE*: 15,5 jaar versus 16,8 jaar), een auditpartner behorend tot de Nederlandse taalrol (*LANG*: 74 % versus 71 %), een auditpartner met een significante klantenportefeuille (*PORTFOLIO*: 21,65 versus 21,24) en een auditpartner met meer klanten (*BUSY*: 68 % versus 57 %). Deze resultaten zijn grotendeels zoals verwacht en in lijn met vorig onderzoek.

59. De testvariabelen (*FEE* en *LNFEED*) vertonen geen opvallende verschillen tussen beide groepen. Met andere woorden, de ondernemingen die van hun auditor geen GCO ontvingen, betaalden, gemiddeld genomen, geen hogere audithonoraria aan hun auditor in vergelijking met ondernemingen die wel een GCO ontvingen van hun auditor.

⁽⁵⁾ In deze empirische studie worden enkel data uit de *statutaire of enkelvoudige* jaarrekeningen beschouwd.

Tabel 8 – Beschrijvende statistieken voor variabelen in vergelijking (1) (n = 7.105)

Variabele	Volledige steekproef			Verschil in gemiddelden tussen deelsteekproeven		
	Gemiddelde	Standaard-afwijking	Mediaan	(A) Geen GCO (n = 5.542)	(B) GCO (n = 1.563)	t test (A) – (B)
GCO	0,22	0,414	0			
FEE	14.466	31.189	6.400	14.780	13.511	1.270
LNFFEE	8,85	1,12	8,76	8,86	8,81	0,05*
LNSALES	13,35	5,68	15,35	13,68	12,17	1,52***
AGE	20,27	16,99	17	21,25	16,78	4,469***
PROBF	0,527	0,073	0,539	0,544	0,467	0,076***
LOSS	0,54	0,499	1	0,45	0,86	-0,411***
BIG4	0,47	0,499	0	0,44	0,59	-0,149***
SPECFIRM	0,16	0,362	0	0,15	0,18	-0,029**
SPECAP	0,06	0,232	0	0,05	0,09	-0,040***
EXPERIENCE	16,5	6,92	16	16,8	15,5	1,3***
LANG	0,28	0,450	0	0,29	0,26	0,033**
SEX	0,09	0,286	0	0,09	0,09	0,001
PORTFOLIO	21,33	1,81	21,53	21,24	21,65	-0,41***
BUSY	0,59	0,49	1	0,57	0,68	-0,11***
*	= statistisch significant verschil bij $p < 0,10$					
**	= statistisch significant verschil bij $p < 0,05$					
***	= statistisch significant verschil bij $p < 0,01$					
GCO	= dummy-variable: GCO = 1 indien continuïteitsverklaring					
FEE	= audithonorarium in €					
LNFFEE	= natuurlijk logaritme van het audithonorarium					
LNSALES	= natuurlijk logaritme van de totale omzet van de gecontroleerde onderneming					
AGE	= leeftijd van de gecontroleerde onderneming in jaren					
PROBF	= FiTo®-score van de gecontroleerde onderneming					
LOSS	= dummy-variable: LOSS = 1 indien de gecontroleerde onderneming verlies lijdt					
BIG4	= dummy-variable: BIG4 = 1 indien gecontroleerd door B4-auditor					
SPECFIRM	= dummy-variable: SPECFIRM = 1 indien het auditkantoor een industriespecialist is (d.i. grootste marktaandeel, gebaseerd op audithonoraria, in een bedrijfstak)					
SPECAP	= dummy-variable: SPECAP = 1 indien de auditpartner een industriespecialist is (d.i. grootste en tweede grootste marktaandeel, gebaseerd op audithonoraria, in een bedrijfstak)					
EXPERIENCE	= ervaring van de auditpartner in jaren					
LANG	= dummy-variable: LANG = 1 indien de auditpartner behoort tot de Franse taalrol					
SEX	= dummy-variable: SEX = 1 indien vrouwelijke auditpartner					
PORTFOLIO	= natuurlijk logaritme van de totale activa die de auditpartner controleert binnen zijn portefeuille					
BUSY	= dummy-variable: BUSY = 1 indien de auditpartner behoort tot de top 20 % in functie van het aantal gecontroleerde ondernemingen in zijn portefeuille					

42

1.3. RESULTATEN VAN DE REGRESSIEANALYSE

1.3.1. Volledige steekproef

60. Gelet op het feit dat de verklaarde variabele (*GCO*) binair (1 versus 0) is, wordt gewerkt met een logistisch regressiemodel. De resultaten van deze logistische regressie worden voorgesteld in Tabel 9. Model (1) schat vergelijking (1) op basis van de testvariabele *FEE*. Model (2) schat vergelijking (1) op basis van de testvariabele *LNFE*.

Tabel 9 – Impact van het niveau van audithonoraria op de kans dat de commissaris een continuïteitsverklaring aflevert (verklaarde variabele = *GCO*) ($n = 7.105$)

Variabele	Verwacht teken	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)
<i>CONSTANT</i>		-4,907*** (0,686)	-5,124*** (0,723)
<i>FEE</i>	?	0,000 (0,000)	
<i>LNFE</i>	?		0,000 (0,040)
<i>LNSALES</i>	-	-0,038*** (0,007)	-0,037*** (0,008)
<i>AGE</i>	-	-0,010*** (0,002)	-0,010*** (0,002)
<i>PROBF</i>	-	-14,233*** (0,648)	-14,227** (0,648)
<i>LOSS</i>	+	1,211*** (0,087)	1,202*** (0,087)
<i>BIG4</i>	+	0,210*** (0,109)	0,211*** (0,111)
<i>SPECFIRM</i>	+	-0,223*** (0,094)	-0,269*** (0,095)
<i>SPECAP</i>	+	0,309*** (0,112)	0,287*** (0,111)
<i>EXPERIENCE</i>	-	-0,014*** (0,006)	-0,014*** (0,006)
<i>LANG</i>	-	-0,082 (0,084)	-0,080 (0,082)
<i>SEX</i>	+	0,258*** (0,095)	0,290*** (0,102)
<i>PORTFOLIO</i>	+	0,300*** (0,131)	0,300*** (0,105)
<i>BUSY</i>	-	-0,763*** (0,160)	-0,658*** (0,169)

Model tests			
LR statistic		1.635,838 ($p = 0,000$)	1.535,904 ($p = 0,000$)
Pseudo R^2		0,356	0,356
*	= statistisch significant bij $p < 0,10$		
**	= statistisch significant bij $p < 0,05$		
***	= statistisch significant bij $p < 0,01$		
Alle gerapporteerde p-waarden zijn 'two-tailed'. Alle variabelen zijn gedefinieerd zoals in Tabel 8. Pearson correlatiematrix in Appendix A (VIF factor < 5, geen multicollineariteit).			

61. Onze modellen verklaren vrij goed de kans dat een GCO wordt afgeleverd. De kwaliteit van de schatting wordt getest op basis van *Pseudo R²* en deze bedraagt 35,6 % voor beide modellen, hetgeen vergelijkbaar is met vorig onderzoek op basis van gegevens uit de Verenigde Staten (DEFOND *et al.*, 2002; REICHELTE en WANG, 2010) en hoger dan vorig onderzoek dat gebruik maakt van Belgische data (CARCELLO *et al.*, 2009; GAEREMYNCK en WILLEKENS, 2003; VANSTRAELEN, 2002). Beide modellen zijn bovendien significant ($p = 0,000$) en werden getest op multicollineariteit (zie PEARSON correlatiematrix in Appendix A) ⁽⁶⁾. Ondanks het feit dat alle variabelen vrij sterk gecorreleerd zijn met elkaar, met als hoogste correlaties 0,483 tussen *LNSALES* en *LNFEED* en 0,674 tussen *BIG4* en *PORTFOLIO*, blijven alle 'Variance Inflation Factors (VIF)' lager dan 5, zodat er zich geen probleem voordoet inzake multicollineariteit (BELSELY, 1991).

62. Ook de controlevariabelen blijken alle statistisch significant te zijn, met uitzondering van de taalrol waartoe de auditor behoort (*LANG*). Bovendien vertonen alle controlevariabelen het verwachte verband, met uitzondering van de mate waarin het auditkantoor een industriespecialist is (*SPECFIRM*). Daar waar verwacht werd dat auditkantoren die industriespecialist zijn, *ceteris paribus*, een grotere neiging vertonen tot het uitvoeren van een GCO, wordt in de resultaten een negatief verband vastgesteld. In lijn met vorig onderzoek vinden we evenwel dat kleinere (*LNSALES*) en jongere (*AGE*) ondernemingen alsook ondernemingen die financieel ongezonder zijn (*PROBF*) en verliezen lijden (*LOSS*), *ceteris paribus*, een grotere kans hebben op het verkrijgen van een GCO. Ondernemingen hebben ook een grotere kans op het verkrijgen van een GCO indien ze worden gecontroleerd door een B4-auditkantoor (*BIG4*), een auditpartner die industriespecialist is (*SPECAP*), een minder ervaren auditpartner (*EXPERIENCE*), een vrouwelijke auditpartner (*SEX*), een auditpartner met een meer significante auditportefeuille (*PORTFOLIO*) en een minder 'drukke' auditpartner (*BUSY*).

⁽⁶⁾ Een te hoge multicollineariteit tussen de verschillende verklarende variabelen betekent dat de waarde van één verklarende variabele in belangrijke mate verklaard wordt door de waarde van een andere verklarende variabele. Het effect op de verklaarde variabele wordt dan arbitrair. Immers, beide verklarende variabelen verklaren vrijwel dezelfde variantie van de verklaarde variabele (MCCLAVE *et al.*, 2011).

63. Noch Model (1), noch Model (2) ondersteunen evenwel de veronderstelling dat de hoogte van het audithonorarium een impact heeft op de kans dat de auditor een GCO aflevert. Noch *FEE*, noch *LNFEED* vertonen een statistisch significant verband met de verklaarde variabele GCO. Met andere woorden, ondernemingen die hun auditor hogere audithonoraria betalen, hebben, *ceteris paribus*, eenzelfde kans om een aangepast oordeel te krijgen dan ondernemingen die lagere audithonoraria betalen.

1.3.2. *Piecewise regression*

64. Vergelijking (1) wordt opnieuw geschat, maar de steekproef wordt nu opgesplitst in deelverzamelingen op basis van het niveau van de audithonoraria ('*piecewise regression*') (McGEE en WILLARD, 1970). Hierbij worden afkappunten gerealiseerd op het 25^{ste}, 50^{ste} en 75^{ste} percentiel van de audithonoraria. *Piecewise regression* is een regressievorm die toelaat om verschillende lineaire modellen op de data toe te passen voor verschillende kwartielen van de audithonoraria. Anders gezegd: met dit model testen we of de relatie tussen het audithonorarium en de kans op een GCO verschilt voor verschillende hoogtes van het audithonorarium. De relatie tussen audithonorarium en GCO is immers mogelijk niet dezelfde voor, bijvoorbeeld, de verzameling van audithonoraria die tot het 1^{ste} kwartiel behoren als voor de verzameling van audithonoraria die tot het 4^{de} kwartiel behoren. In technische termen: *piecewise regression*-modellen laten een verandering van de richtingscoëfficiënt (hellingsgraad) toe.

65. Meer in het bijzonder wordt de vergelijking opnieuw geschat op basis van volgende kwartielen:

- 1^{ste} kwartiel: $FEE (LNFEED) \leq \text{€ } 3.297 (8,10)$
 2^{de} kwartiel: $\text{€ } 3.297 (8,10) < FEE (LNFEED) \leq \text{€ } 6.312 (8,75)$
 3^{de} kwartiel: $\text{€ } 6.312 (8,75) < FEE (LNFEED) \leq \text{€ } 13.088 (9,48)$
 4^{de} kwartiel: $\text{€ } 13.088 (9,48) < FEE (LNFEED)$

66. De resultaten van deze *piecewise regression* worden voorgesteld in Tabel 10. Zoals in de logistische regressie voor de volledige steekproef, schat Model (1) vergelijking (1) op basis van de testvariabele *FEE*. Model (2) schat vergelijking (1) op basis van de testvariabele *LNFEED*.

Tabel 10 – Impact van het niveau van audithonoraria op de kans dat de commissaris een aangepast oordeel aflevert voor verschillende kwartielen van het audithonorarium (verklaarde variabele = GCO) (n = 7.105)

Variabele	Kwartiel 1		Kwartiel 2		Kwartiel 3		Kwartiel 4	
	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)
<i>CONSTANT</i>	β (stand.fout) -2,845*** (1,128)	β (stand.fout) -3,525*** (1,303)	β (stand.fout) -2,133** (1,004)	β (stand.fout) -3,426*** (1,247)	β (stand.fout) -8,260*** (1,482)	β (stand.fout) -8,971*** (3,312)	β (stand.fout) -7,413*** (1,555)	β (stand.fout) -9,373*** (1,808)
<i>FEE</i>	0,000*** (0,000)		0,000 (0,000)		0,000 (0,000)		0,000 (0,000)	
<i>LN FEE</i>	0,654*** (0,163)		0,205 (0,376)		0,090 (0,342)		-0,244** (0,115)	
<i>LNSALES</i>	-0,014 (0,013)	-0,014 (0,013)	-0,014 (0,013)	-0,014 (0,014)	-0,061*** (0,020)	-0,060*** (0,020)	-0,065*** (0,023)	-0,079*** (0,025)
<i>AGE</i>	-0,011** (0,005)	-0,011** (0,005)	-0,010** (0,005)	-0,009* (0,005)	-0,012*** (0,004)	-0,018*** (0,004)	-0,012*** (0,004)	-0,012*** (0,004)
<i>PROBF</i>	-13,128*** (1,107)	-13,181*** (1,110)	-12,241*** (1,244)	-12,240*** (1,244)	-17,569*** (1,513)	-17,566*** (1,545)	-16,278*** (1,551)	-16,376*** (1,551)
<i>LOSS</i>	0,961*** (0,177)	0,950*** (0,177)	1,533*** (0,177)	1,534*** (0,177)	1,154*** (0,173)	1,154*** (0,173)	1,146*** (0,180)	1,147*** (0,180)
<i>BIG4</i>	0,180** (0,089)	0,178* (0,093)	0,194* (0,100)	0,228** (0,113)	0,247** (0,107)	0,246** (0,109)	0,239** (0,104)	0,242** (0,105)
<i>SPEC FIRM</i>	-0,244 (0,218)	-0,235 (0,217)	-0,238 (0,202)	-0,238 (0,204)	-0,284** (0,135)	-0,289** (0,127)	-0,320** (0,149)	-0,348** (0,153)
<i>SPEC AP</i>	0,207 (0,190)	0,196* (0,113)	0,664*** (0,206)	0,663*** (0,206)	0,356** (0,167)	0,356** (0,174)	0,222*** (0,080)	0,257*** (0,093)
<i>EXPERIENCE</i>	-0,010 (0,008)	-0,012** (0,006)	-0,030*** (0,011)	-0,030*** (0,011)	-0,018** (0,009)	-0,018** (0,009)	-0,011*** (0,003)	-0,011*** (0,003)
<i>LANG</i>	-0,227 (0,152)	-0,227 (0,152)	-0,161 (0,157)	-0,172 (0,157)	-0,255 (0,157)	-0,255 (0,157)	-0,129 (0,154)	-0,133 (0,154)
<i>SEX</i>	0,128** (0,065)	0,127** (0,059)	0,320*** (0,111)	0,321*** (0,099)	0,232*** (0,084)	0,228*** (0,077)	0,309*** (0,117)	0,306*** (0,108)
<i>PORTFOLIO</i>	0,240** (0,119)	0,285** (0,142)	0,335** (0,161)	0,343** (0,142)	0,365*** (0,134)	0,364*** (0,130)	0,255** (0,128)	0,263** (0,130)
<i>BUSY</i>	-0,451*** (0,185)	-0,399** (0,193)	-0,560*** (0,180)	-0,561*** (0,183)	-0,902*** (0,194)	-0,888*** (0,193)	-0,964*** (0,288)	-0,973*** (0,295)
Model tests								
LR statistic	1,289,652 (p = 0,000)	1,288,663 (p = 0,000)	1,330,451 (p = 0,000)	1,330,589 (p = 0,000)	1,297,163 (p = 0,000)	1,297,203 (p = 0,000)	1,345,694 (p = 0,000)	1,341,120 (p = 0,000)
Pseudo R ²	0,399	0,400	0,370	0,370	0,421	0,482	0,318	0,322

* = statistisch significant bij p < 0,10 ** = statistisch significant bij p < 0,05 *** = statistisch significant bij p < 0,01
 Alle gerapporteerde p-waarden zijn 'two-tailed'. Alle variabelen zijn gedefinieerd zoals in Tabel 8.

68. De resultaten van de *piecewise regression* zijn grotendeels in overeenstemming met deze van de logistische regressie die werd uitgevoerd op de gehele steekproef. Een onderneming heeft een kleinere kans om een GCO te krijgen wanneer zij ouder is (*AGE*), financieel gezonder (*PROBF*), een auditpartner met meer ervaring heeft (*EXPERIENCE*), en een ‘drukkere’ auditpartner met veel opdrachten (*BUSY*) heeft. Een onderneming heeft een grotere kans op een GCO wanneer zij verlies heeft gemaakt tijdens het boekjaar (*LOSS*), de auditor een B4-auditkantoor betreft (*BIG4*), een auditpartner heeft die een industriespecialist is (*SPECAP*), de auditpartner een vrouw is (*SEX*) en wanneer de auditpartner een significante auditportefeuille heeft (*PORTFOLIO*).

69. Er zijn echter ook enkele opvallende verschillen.

70. Het verband tussen ondernemingsgrootte (*LNSALES*) en de kans op een GCO is enkel aanwezig in het 3^{de} en 4^{de} kwartiel. Dit resultaat is mogelijk het gevolg van het feit dat er gesegmenteerd werd op basis van audithonoraria en dat de belangrijkste determinant van het audithonorarium de grootte van de gecontroleerde onderneming is. De ondernemingen in het 1^{ste} en 2^{de} kwartiel zijn dus eerder kleine ondernemingen en het verschil tussen “heel klein” en “heel heel klein” maakt dan blijkbaar geen verschil voor de kans op een GCO; het verschil tussen “heel groot” en “heel heel groot” blijkbaar wel.

71. Ook het effect van industriespecialisatie van het auditkantoor (*SPECFIRM*) is enkel waarneembaar in het 3^{de} en 4^{de} kwartiel. Logischerwijze opteren immers vooral grotere ondernemingen voor een industriespecialist. In het 1^{ste} kwartiel wordt slechts 13 % van de ondernemingen door een industriespecialist gecontroleerd, terwijl dit in het 4^{de} kwartiel oploopt tot 27 %.

72. De belangrijkste vaststelling in het kader van deze studie is echter dat er afhankelijk van het beschouwde segment ook een verschil wordt geobserveerd van de impact van het audithonorarium op de kans dat een GCO wordt gegeven. De hoogte van het audithonorarium blijkt geen impact te hebben op de kans dat een onderneming een GCO krijgt wanneer dat audithonorarium dicht rond het gemiddelde schommelt (2^{de} en 3^{de} kwartiel). Dit is in lijn met het feit dat gemiddeld over de gehele steekproef geen verband werd vastgesteld (*cf.* Tabel 9).

73. In het 1^{ste} kwartiel (ondernemingen waarvan de commissarissen een audithonorarium ontvingen dat lager was dan € 3.297) stellen we echter vast dat er een *positief verband* bestaat tussen de hoogte van het audithonorarium (*LNFEED*) en de kans op een GCO. In het 4^{de} kwartiel (ondernemingen waarvan de commissarissen een honorarium ontvingen dat hoger was dan € 13.088) stellen we daarentegen vast dat er een *negatief verband* bestaat tussen de hoogte van het audithonorarium (*LNFEED*) en de kans op een GCO. Deze resultaten wijzen erop dat ondernemingen die zeer lage of zeer hoge audithonoraria betalen, *ceteris paribus*, een kleinere kans hebben om een GCO te krijgen. Het verband is evenwel niet altijd lineair (enkel het natuurlijk logaritme van het audithonorarium [*LNFEED*] blijkt een impact te hebben in het 4^{de} kwartiel en niet het absoluut audithonorarium [*FEE*]). Een toename van de audithonoraria blijkt de auditkwaliteit dus niet steeds in dezelfde mate verhogen.

74. Deze resultaten bieden bijgevolg voorzichtig te interpreteren empirisch bewijs dat er een verband bestaat tussen het niveau van de audithonoraria en de auditkwaliteit: zowel zeer lage audithonoraria (1^{ste} kwartiel) als zeer hoge audithonoraria (4^{de} kwartiel) lijken een potentiële bedreiging te vormen voor de auditkwaliteit. Mogelijk wijst dit op een tendens dat de auditor bij zeer lage audithonoraria onvoldoende auditwerk kan verrichten, terwijl de auditor bij zeer hoge audithonoraria (en de mogelijke hierin verweven overprijzing) de klant niet wenst te verliezen en er een onafhankelijkheidsrisico rijst.

75. Het effect is evenwel sterker aanwezig in het 1^{ste} kwartiel dan in het 4^{de} kwartiel. Zeer lage audithonoraria lijken dus een grotere bedreiging te vormen voor auditkwaliteit dan zeer hoge audithonoraria. Of zeer hoge audithonoraria überhaupt een bedreiging vormen voor auditkwaliteit is voor interpretatie vatbaar, zeker gelet op het feit dat de auditkwaliteit in dit model werd gemeten door de kans op een GCO. De kans op voortbestaan is immers niet lineair verdeeld over de ondernemingen in de steekproef: zeer grote ondernemingen hebben een veel kleinere kans om op te houden te bestaan (CARSON *et al.*, 2012), zodat een GCO bijgevolg ook veel minder noodzakelijk is.

HOOFDSTUK 2

IMPACT VAN HET NIVEAU VAN HET AUDITHONORARIUM OP DE KANS DAT DE COMMISSARIS EEN JUISTE AUDITVERKLARING AFLEVERT

CHAPITRE 2

IMPACT DU NIVEAU DES HONORAIRES SUR LA POSSIBILITE QUE LE COMMISSAIRE REMETTE UNE DECLARATION D'AUDIT CORRECTE

2.1. REGRESSIEMODEL EN DATAVERZAMELING

76. Hoewel het voorspellen van een faillissement niet de primaire doelstelling uitmaakt van een financiële audit, worden auditverklaringen zonder enig voorbehoud met betrekking tot de continuïteit over het algemeen toch erkend als *audit failures* in het geval de auditklant toch failliet gaat. Om die reden worden vervolgens in deze empirische studie extra analyses uitgevoerd om na te gaan in welke mate het niveau van het audithonorarium gelinkt is aan de kans dat de auditor fouten maakt. Type I-fouten betreffen continuïteitsverklaringen terwijl de onderneming niet failliet gaat binnen de twaalf maanden na balansdatum (*over-qualifying*); type II-fouten betreffen verklaringen zonder enig voorbehoud met betrekking tot continuïteit waarbij de klant wel failliet gaat binnen de twaalf maanden na balansdatum (*under-qualifying*). Meer type I- of type II-fouten wijzen op een *lagere auditkwaliteit* (cf. *supra*, nrs. 8 en 9).

50

77. Teneinde deze *ex post* juistheid van de auditverklaring na te gaan, onderzoeken we welke ondernemingen in de steekproef ($n = 7.105$, cf. *supra*, nr. 54 – Tabel 7) hun activiteit hebben stopgezet ⁽¹⁾ binnen de twaalf maanden na balansdatum. Voor deze informatie werd opnieuw een beroep gedaan op GRAYDON BELGIUM NV. In lijn met KNECHEL en VANSTRAELEN (2007) definiëren we *ERROR* als een categoriale variabele die de waarde 0 aanneemt als de auditor een GCO aflevert en de onderneming haar activiteiten stopzet, of als de auditor geen GCO aflevert en de onderneming blijft voortbestaan (dit is, geen *audit failure*). *ERROR* neemt de waarde 1 aan indien de auditor een GCO aflevert en de onderneming blijft voortbestaan (type I-fout). *ERROR* neemt ten slotte de waarde 2 aan indien de auditor geen GCO aflevert, terwijl de onderneming haar activiteiten stopzet (type II-fout).

Vervolgens schatten we volgende multinomiale logistische regressie, waarbij alle variabelen gedefinieerd worden zoals in hoofdstuk 1:

$$(1) \text{ERROR}_i = \alpha_0 + \beta_1 \text{FEE}_i + \beta_2 \text{LNSALES}_i + \beta_3 \text{AGE}_i + \beta_4 \text{PROBF}_i + \beta_5 \text{LOSS}_i + \beta_6 \text{BIG4}_i + \beta_7 \text{SPECFIRM}_i + \beta_8 \text{SPECAP}_i + \beta_9 \text{EXPERIENCE}_i + \beta_{10} \text{LANG}_i + \beta_{11} \text{SEX}_i + \beta_{12} \text{PORTFOLIO}_i + \beta_{13} \text{BUSY}_i + \beta_{17} \text{INDUSTRY_DUMMIES}_i + \varepsilon_i$$

⁽¹⁾ Om het aantal datapunten te verhogen, beschouwen we hierbij zowel faillissementen, ontbindingen, splitsingen en fusies, vereffeningen als gerechtelijke akkoorden.

2.2. BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN

78. Op de totale steekproef van ondernemingen die in 2008 in financiële moeilijkheden verkeerden ($n = 7.105$), bleken slechts 69 ondernemingen (of minder dan 1 %) hun activiteiten te hebben stopgezet in de 12 maanden na afsluiting van het boekjaar (Tabel 11). In totaal identificeerden we 1.540 type I-fouten en 46 type II-fouten. De overgrote meerderheid ($n = 5.519$) betrof evenwel geen ‘*audit failure*’. Zoals hoger aangehaald betreffen type I-fouten niet noodzakelijkerwijze een ‘*auditfout*’, maar geldt het zogenaamde *self-defeating prophecy* (cf. *supra*, nr. 9). Mogelijk speelt ook een conservatieve houding van de auditor een rol in het grote aantal type I-fouten.

Tabel 11 – Type I- en type II-fouten

	GCO	Geen GCO	
Stopzetting	23	46 (type II-fout)	69
Geen stopzetting	1.540 (type I-fout)	5.496	7.036
	1.563	5.542	7.105

2.3. RESULTATEN VAN DE MULTINOMIALE LOGISTISCHE REGRESSIE

79. De resultaten van de multinomiale logistische regressie om de invloed van het audithonorarium op de juistheid van de auditverklaring na te gaan, zijn weergegeven in Tabel 12. De resultaten bieden geen ondersteuning voor een relatie tussen de hoogte van het audithonorarium en de auditkwaliteit (hogere audithonoraria verkleinen, *ceteris paribus*, de kans op een type I- of type II-fout niet).

De enige uitzondering is een negatieve relatie tussen *LNFE* en *ERROR* (Model (2)) voor de coëfficiënt van de type II-fout (indien de auditor geen GCO aflevert, terwijl de onderneming wel haar activiteiten stopzet). Dit betekent dat de kans op een type II-fout kleiner is wanneer de commissaris een hoger audithonorarium ontvangt. Dit resultaat biedt enige ondersteuning voor de idee dat hogere audithonoraria garant staan voor hogere auditkwaliteit. Het verband is evenwel wederom niet lineair. Bovendien moet er rekening mee gehouden worden dat deze analyses op zeer kleine aantallen gebaseerd zijn waardoor de resultaten met grote omzichtigheid dienen geïnterpreteerd te worden. Om deze reden kan er ook geen univariate betrouwbaarheidstoets worden uitgevoerd. Het aantal observaties voor de combinaties [GCO en stopzetting] en [geen GCO maar wel stopzetting] is immers zeer beperkt (minder dan 5 % van de totale observaties, zie Tabel 11).

80. Als gevolg van deze zeer kleine aantallen is het uitvoeren van een *piecewise regression* met type I- en type II-fouten niet zinvol/mogelijk wegens gebrek aan observaties. De verdeling van alle fouten (1.540 type I-fouten en 46 type II-fouten) is ongeveer dezelfde in alle kwartielen. Dit zou resulteren in slechts een tiental type II-fouten en slechts een 300- à 400-tal type I-fouten per kwartiel.

Tabel 12 – Multinomiale regressie: Invloed audithonoraria op de juistheid van de auditverklaring (type I- en type II-fouten)
(verklaarde variabele = ERROR) ($n = 7.105$)

Variabele	Verwacht teken	Model (1)		Model (2)	
		Type I-fout β (stand.fout)	Type II-fout β (stand.fout)	Type I-fout β (stand.fout)	Type II-fout β (stand.fout)
CONSTANT		-6,377*** (0,775)	-10,687*** (3,514)	-6,456*** (0,818)	-7,542** (3,661)
FEE	?	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)		
LNFFEE	?			-0,006 (0,040)	-0,449*** (0,159)
LNSALES	-	-0,042*** (0,007)	-0,025*** (0,027)	-0,040*** (0,008)	-0,001 (0,029)
AGE	-	-0,010*** (0,002)	-0,000 (0,009)	-0,011*** (0,002)	-0,001 (0,009)
PROBF	-	-14,050*** (0,647)	-3,212 (2,780)	-14,007*** (0,646)	-3,344 (2,747)
LOSS	+	1,219*** (0,088)	0,014 (0,351)	1,222*** (0,088)	0,028 (0,352)
BIG4	+	0,208*** (0,100)	0,052 (0,508)	0,214*** (0,103)	0,067 (0,513)
SPECFIRM	+	-0,254*** (0,096)	-0,550 (0,372)	-0,266*** (0,095)	-0,551 (0,373)
SPECAP	+	0,309*** (0,112)	1,810* (1,021)	0,298*** (0,111)	1,835* (1,021)
EXPERIENCE	-	-0,017*** (0,006)	-0,018 (0,026)	-0,017*** (0,006)	-0,018 (0,026)
LANG	-	0,142* (0,079)	0,007 (0,353)	0,141* (0,079)	0,020 (0,353)
SEX	+	0,268*** (0,099)	0,260 (0,542)	0,234*** (0,093)	0,288 (0,542)
PORTFOLIO	+	0,298*** (0,130)	0,339** (0,136)	0,356*** (0,148)	0,355*** (0,135)
BUSY	-	-0,613*** (0,151)	-0,073 (0,398)	-0,712*** (0,188)	-0,051 (0,398)
Model tests					
LR statistic		2.790,477 ($p = 0,000$)		2.791,126 ($p = 0,000$)	
Pseudo R2		0,345		0,345	
<p>* = statistisch significant bij $p < 0,10$ ** = statistisch significant bij $p < 0,05$ *** = statistisch significant bij $p < 0,01$ Alle gerapporteerde p-waarden zijn 'two-tailed'. Alle variabelen zijn gedefinieerd zoals in Tabel 8.</p>					

52

HOOFDSTUK 3

IMPACT VAN HET NIVEAU VAN HET AUDITHONORARIUM OP RESULTAATMANAGEMENT

CHAPITRE 3

IMPACT DU NIVEAU DES HONORAIRES D'AUDIT SUR LA GESTION DES RESULTATS

3.1. REGRESSIEMODEL

81. Zoals in WILLEKENS (2008) (en vele andere studies) wordt in dit empirisch onderzoek de methode van DEFOND en PARK (2001) gebruikt. DEFOND en PARK (2001) specificerden de onverwachte of abnormale bedrijfskapitaalaccruals (ABKA), die een benadering zijn voor het resultaatmanagement, als het verschil tussen het gerapporteerde nettobedrijfskapitaal (NBK)⁽¹⁾ en het nettobedrijfskapitaal dat nodig is om de huidige omzet⁽²⁾ te ondersteunen:

$$ABKA_i = NBK_t - E[NBK_t] = NBK_t - \frac{Omzet_t * NBK_{t-1}}{Omzet_{t-1}}$$

82. Om cijfers van ondernemingen van verschillende grootte vergelijkbaar te maken, delen we ze door het beginsaldo van de totale activa⁽³⁾. Merk op dat uit vorige formule volgt dat ABKA zowel positief (resultaatverhogend resultaatmanagement) als negatief (resultaatverlagend resultaatmanagement) kan zijn.

83. De specifieke hypothese die in dit deel van het onderzoek getoetst wordt, is of er een verband bestaat tussen het niveau van het audithonorarium en resultaatmanagement. Hierbij wordt verondersteld dat er een positief verband bestaat tussen de kwaliteit van de audit en de afwezigheid van resultaatmanagement. We verwachten dat het door de gecontroleerde onderneming uitgevoerde resultaatmanagement aan banden gelegd wordt door een kwaliteitsvolle audit.

84. Vergelijking (2) wordt geschat om na te gaan of er een verband bestaat tussen het niveau van het audithonorarium en resultaatmanagement:

$$(2) ERM_i = \alpha_0 + \beta_1 FEE_i + \beta_2 LNSALES_i + \beta_3 LEVERAGE_i + \beta_4 TAX_i + \beta_5 AGE_i + \beta_6 BIG4_i + \beta_7 SPECFIRM_i + \beta_8 SPECAP_i + \beta_9 EXPERIENCE_i + \beta_{10} LANG_i + \beta_{11} SEX_i + \beta_{12} INDUSTRY_DUMMIES_i + \epsilon_i$$

85. ERM, de verklaarde variabele in vergelijking (2), is een continue variabele die de onverwachte of abnormale bedrijfskapitaalaccruals weerspiegelt.

86. FEE is wederom de testvariabele die we gebruiken om na te gaan wat de impact van het niveau van audithonoraria is op resultaatmanagement. In lijn met de vorige modellen wordt FEE geoperationaliseerd als ofwel de nominale waarde van het audithonorarium (FEE), ofwel het natuurlijk logaritme van het audithonorarium (LN FEE).

87. In vorige studies (VANDER BAUWHEDE en WILLEKENS, 2004; WILLEKENS, 2008) werd aangetoond dat resultaatmanagement in België beïnvloed wordt door de

⁽¹⁾ Het nettobedrijfskapitaal wordt berekend als het verschil van de beperkte vlottende activa en het vreemd vermogen op korte termijn. De beperkte vlottende activa zijn gelijk aan het verschil tussen de vlottende activa (code 29/58) en de vorderingen op meer dan één jaar (code 29). Het vreemd vermogen op korte termijn is gelijk aan de schulden op ten hoogste één jaar (code 42/48). Samengevat wordt het nettobedrijfskapitaal dan: $NBK = \text{beperkt vlottend actief} - \text{vreemd vermogen op korte termijn} = [(29/58) - (29)] - (42/48)$. Optimaal is het nettobedrijfskapitaal dus voldoende positief.

⁽²⁾ Voor de omzet wordt gebruik gemaakt van code 70 in de jaarrekening.

⁽³⁾ Voor de totale activa wordt gebruik gemaakt van code 20/58 in de jaarrekening. Het beginsaldo voor het jaar 2008 is gelijk aan het eindsaldo voor het jaar 2007.

ondernemingsgrootte (*LNSALES*), de schuldgraad (*LEVERAGE*) en het feit of het bedrijf al dan niet belastingen betaalt (*TAX*). Naast deze variabelen nemen we nog een aantal controlevariabelen op in ons model waarvan voorgaand internationaal onderzoek heeft aangetoond dat ze een invloed hebben op resultaatmanagement (o.a. *BURGSTAHLER et al.*, 2006; *VAN TENDELOO en VANSTRAELEN*, 2008). We verwachten minder resultaatmanagement voor oudere bedrijven (*AGE*), voor bedrijven die een B4-auditkantoor hebben aangesteld (*BIG4*) of een auditkantoor dat een industriespecialist is (*SPECFIRM*). Verder nemen we ook nog een reeks karakteristieken op die betrekking hebben op de auditpartner en die mogelijk een invloed kunnen hebben op de kwaliteit van de audit (en dus op het voorkomen van resultaatmanagement) (*cf. supra*, nr. 53): *EXPERIENCE* meet hoe lang de commissaris reeds bedrijfsrevisor is, *SPECAP* geeft aan of de auditpartner een specialist is in de industrie van de klant, *LANG* geeft de gekozen taalrol van de auditor aan, *SEX* geeft aan of de auditor een man of een vrouw is, *PORTFOLIO* geeft aan in welke mate de auditor over een significante klantenportefeuille beschikt en *BUSY* geeft aan dat de auditor mogelijk teveel klanten heeft waardoor de kwaliteit van het auditwerk mogelijk negatief beïnvloed wordt. Ten slotte controleren we ook voor de industrie waarin ondernemingen actief zijn omdat de (gemiddelde) mate van resultaatmanagement industriespecifiek is (*INDUSTRY_DUMMIES*).

3.2. STEEKPROEFBEPALING EN BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN

3.2.1. Steekproefbepaling

88. Voor onze analyse wordt gebruik gemaakt van een steekproef van 12.733 Belgische ondernemingen (Tabel 13). De steekproef werd samengesteld op basis van de volledige populatie Belgische ondernemingen (geen vzw's) die in 2008 een commissaris hebben aangesteld (ongeacht of dit vrijwillig was dan wel voortvloeide uit de wettelijke bepalingen – Tabel 13). Beursgenoteerde ondernemingen, ondernemingen met een college van commissarissen, financiële instellingen en openbare instellingen werden uit de steekproef verwijderd, alsook ondernemingen waarvoor niet alle gegevens beschikbaar waren.

Tabel 13 – Steekproefbepaling
Resultaatmanagement

Beschrijving	Steekproefgrootte
Aantal gecontroleerde ondernemingen (geen vzw's) in 2008	17.066
– beursgenoteerde ondernemingen ^(a)	(132)
– ondernemingen met een college van commissarissen	(448)
– financiële instellingen ^(a)	(683)
– openbare instellingen ^(a)	(8)
– ondernemingen waarvoor niet alle gegevens beschikbaar waren	(3.062)
Aantal ondernemingen in de uiteindelijke steekproef	12.733

^(a) Beursgenoteerde ondernemingen, financiële instellingen en openbare instellingen worden traditioneel uitgesloten uit onderzoek naar resultaatmanagement omwille van hun specifieke verplichtingen, regelgeving of aard waardoor een vergelijking met niet-beursgenoteerde commerciële of industriële ondernemingen wordt bemoeilijkt. Financiële instellingen betreffen alle ondernemingen die financiële dienstverlening, of verzekeringen, herverzekeringen en pensioenfondsen, of ondersteunende activiteiten voor verzekeringen en pensioenfondsen, als hoofdactiviteit hebben (NACE-bel codes 64, 65 en 66).

3.2.2. Beschrijvende statistieken

89. Tabel 14 geeft een overzicht van de beschrijvende statistieken voor alle gedefinieerde variabelen. De resultaten worden weergegeven voor de volledige steekproef van 12.733 ondernemingen.

Tabel 14 – Beschrijvende statistieken voor variabelen in vergelijking (2) (n = 12.733)

Variabele	Gemiddelde	Standaardafwijking	Mediaan
FEE	13.887	30.530	6.250
LNFEED	8,84	1,07	8,74
LNSALES	15,69	2,12	16,00
LEVERAGE	2,68	38,13	0,63
TAX	0,64	0,48	1,00
AGE	23,78	17,78	18,5
BIG4	0,50	0,50	1,00
SPECFIRM	0,14	0,35	0,00
SPECAP	0,15	0,36	0,00
EXPERIENCE	16,49	6,84	17,00
LANG	0,28	0,45	0,00
SEX	0,09	0,29	0,00
<i>ERM</i>	= continue variabele: verschil tussen het gerapporteerde nettobedrijfskapitaal (NBK) en het nettobedrijfskapitaal nodig om de huidige omzet te ondersteunen		
<i>FEE</i>	= audithonorarium in €		
<i>LNFEED</i>	= natuurlijk logaritme van het audithonorarium		
<i>LNSALES</i>	= natuurlijk logaritme van de totale omzet van de gecontroleerde onderneming		
<i>LEVERAGE</i>	= schuldgraad van de gecontroleerde onderneming (d.i., totale schulden gedeeld door totale activa)		
<i>TAX</i>	= dummy-variabele: TAX = 1 indien de gecontroleerde onderneming belastingen diende te betalen		
<i>AGE</i>	= leeftijd van de gecontroleerde onderneming in jaren		
<i>BIG4</i>	= dummy-variabele: BIG4 = 1 indien gecontroleerd door B4-auditor		
<i>SPECFIRM</i>	= dummy-variabele: SPECFIRM = 1 indien het auditkantoor een industriespecialist is (d.i., grootste marktaandeel, gebaseerd op de audithonoraria, in een bedrijfstak)		
<i>SPECAP</i>	= dummy-variabele: SPECAP = 1 indien auditpartner een industriespecialist is (grootste en tweede grootste marktaandeel, gebaseerd op de audithonoraria, in een bedrijfstak)		
<i>EXPERIENCE</i>	= ervaring van auditpartner in jaren (sinds eedaflegging)		
<i>LANG</i>	= dummy-variabele: LANG = 1 indien de auditpartner behoort tot de Franse taalrol		
<i>SEX</i>	= dummy-variabele: SEX = 1 indien de auditpartner een vrouw is		

90. Voor de variabelen die reeds gebruikt werden in de GCO-analyses (hoofdstuk 1) zijn de resultaten hoogst vergelijkbaar. Betreffende de variabele *LEVERAGE* kan worden opgemerkt dat het gemiddelde buitensporig is (268 % van de totale activa). De mediaanobservatie is echter normaal (63 %). Na verwijdering van de *outliers* (op vlak van schuldgraad) bedraagt de gemiddelde schuldgraad nog slechts 75 %. Betreffende de variabele *TAX* kan worden opgemerkt dat de meerderheid (64 %) van de ondernemingen in onze steekproef belastingen heeft betaald.

3.3. RESULTATEN VAN DE REGRESSIEANALYSE

3.3.1. Volledige steekproef

91. De resultaten van de lineaire regressies worden voorgesteld in Tabellen 15, 16 en 17. In elke tabel is de verklaarde variabele een maatstaf voor resultaatmanagement (*ERM*). In elk van de drie analyses wordt echter een andere specificatie gebruikt van *ERM*. In Tabel 15 is *ERM* gespecificeerd als de absolute waarde van abnormale *accruals* ($|ABKA|$). Er wordt bijgevolg geen onderscheid gemaakt tussen winstverhogend en winstverlagend resultaatmanagement. Gelet op het feit dat de verklaarde variabele *ERM* een continue variabele is dat het verschil weergeeft tussen het gerapporteerde nettobedrijfskapitaal (NBK) en het nettobedrijfskapitaal dat nodig is om de huidige omzet te ondersteunen, wordt een lineaire regressie toegepast.

92. In Tabellen 16 en 17 wordt wel een onderscheid gemaakt tussen winstverhogend (positief) en winstverlagend (negatief) resultaatmanagement. In Tabel 16 worden enkel de positieve abnormale *accruals* ($ABKA \geq 0$) opgenomen in de steekproef (*ERM* wordt dus gedefinieerd als positief resultaatmanagement). In Tabel 17 worden enkel de negatieve abnormale *accruals* ($ABKA \leq 0$) opgenomen in de steekproef (*ERM* wordt dus gedefinieerd als negatief resultaatmanagement). Model (1) schat vergelijking (2) op basis van de testvariabele *FEE*. Model (2) schat vergelijking (2) op basis van de testvariabele *LNFE*.

Tabel 15 – Impact van het niveau van audithonoraria op resultaatmanagement
(verklaarde variabele = $ERM = |ABKA|$) ($n = 12.733$)

Variabele	Verwacht teken	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)
<i>CONSTANT</i>		0,524*** (0,128)	0,735*** (0,165)
<i>FEE</i>	?	-0,226 (0,245)	
<i>LNFE</i>	?		-0,204 (0,293)
<i>LNSALES</i>	-	-0,133*** (0,044)	-0,196*** (0,068)
<i>LEVERAGE</i>	+	0,200*** (0,077)	0,286** (0,115)
<i>TAX</i>	-	-0,239** (0,107)	-0,254** (0,112)
<i>AGE</i>	-	0,141 (0,183)	0,102 (0,182)
<i>BIG4</i>	-	-0,015*** (0,002)	-0,017*** (0,003)
<i>SPECFIRM</i>	-	-0,020** (0,008)	-0,025*** (0,007)
<i>SPECAP</i>	-	0,039 (0,028)	0,046 (0,032)
<i>EXPERIENCE</i>	-	0,017 (0,022)	0,011 (0,021)
<i>LANG</i>	?	0,100 (0,068)	0,099 (0,068)
<i>SEX</i>	-	-0,106** (0,051)	-0,107** (0,051)
Model tests			
R^2		0,184	0,185
p -waarde model		< 0,001	< 0,001
*	= statistisch significant bij $p < 0,10$		
**	= statistisch significant bij $p < 0,05$		
***	= statistisch significant bij $p < 0,01$		
Alle gerapporteerde p -waarden zijn 'two-tailed'.			
Alle variabelen zijn gedefinieerd zoals in Tabel 14.			
Pearson correlatiematrix Appendix B (VIF-factor < 5: geen multicollineariteit).			

93. De resultaten van beide modellen zijn in lijn met voorgaand onderzoek. Ondernemen voeren significant minder resultaatmanagement uit als ze groter zijn (*LNSALES*), belastingen betalen (*TAX*) en gecontroleerd worden door een B4-auditkantoor of een auditkantoor die een industriespecialist is (*SPECFIRM*). Een hogere schuldgraad (*LEVERAGE*) verhoogt het resultaatmanagement.

94. Uit deze analyses blijkt evenwel dat het niveau van de audithonoraria geen invloed heeft op het algemeen resultaatmanagement.

95. In Tabellen 16 en 17 wordt nagegaan of er een verband bestaat tussen het niveau van de audithonoraria en respectievelijk positief en negatief resultaatmanagement.

Tabel 16 – Impact van het niveau van audithonoraria op **positief** resultaatmanagement (verklaarde variabele = $ERM = ABKA \geq 0$) ($n = 12.733$)

Variabele	Verwacht teken	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)
CONSTANT		0,354** (0,143)	0,488*** (0,148)
FEE	?	-0,113 (0,111)	
LNFEES	?	-0,163 (0,111)	
LNSALES	-	-0,059*** (0,008)	-0,062*** (0,008)
LEVERAGE	+	0,076*** (0,021)	0,089*** (0,024)
TAX	-	-0,282** (0,113)	-0,314*** (0,121)
AGE	-	-0,001 (-0,521)	-0,002 (-0,024)
BIG4	-	-0,059*** (0,012)	-0,099*** (0,018)
SPECFIRM	-	-0,013** (0,006)	-0,014** (0,007)
SPECAP	-	0,012 (0,010)	0,012 (0,010)
EXPERIENCE	-	0,027 (0,024)	0,033 (0,023)
LANG	?	0,124 (0,089)	0,120 (0,087)
SEX	-	-0,088** (0,042)	-0,090** (0,044)
Model tests			
R ²		0,079	0,079
p-waarde model		< 0,001	< 0,001
*	= statistisch significant bij $p < 0,10$		
**	= statistisch significant bij $p < 0,05$		
***	= statistisch significant bij $p < 0,01$		
Alle gerapporteerde p-waarden zijn 'two-tailed'.			
Alle variabelen zijn gedefinieerd zoals in Tabel 14.			

Tabel 17 – Impact van het niveau van audithonoraria op **negatief** resultaatmanagement (verklaarde variabele = $ERM = ABKA \leq 0$) ($n = 12.733$)

Variabele	Verwacht teken	Model (1)	Model (2)
		β (stand.fout)	β (stand.fout)
CONSTANT		1,462*** (0,406)	1,113*** (0,377)
FEE	?	-0,128 (0,124)	
LNFEES	?		-0,165 (0,122)
LNSALES	-	-0,125** (0,055)	-0,124** (0,052)
LEVERAGE	+	0,199** (0,091)	0,200** (0,091)
TAX	-	-0,027** (0,013)	-0,030** (0,014)
AGE	-	0,151 (0,194)	0,107 (0,194)
BIG4	-	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)
SPECFIRM	-	-0,007** (0,003)	-0,006** (0,003)
SPECAP	-	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
EXPERIENCE	-	0,048 (0,038)	0,049 (0,042)
LANG	?	0,155 (,127)	0,154 (0,120)
SEX	-	-0,104** (0,047)	-0,108** (0,043)
Model tests			
R ²		0,262	0,263
p-waarde model		< 0,001	< 0,001
*	= statistisch significant bij $p < 0,10$		
**	= statistisch significant bij $p < 0,05$		
***	= statistisch significant bij $p < 0,01$		
Alle gerapporteerde p-waarden zijn 'two-tailed'.			
Alle variabelen zijn gedefinieerd zoals in Tabel 14.			

De resultaten in Tabel 16 (positief resultaatmanagement) en Tabel 17 (negatief resultaatmanagement) zijn zeer gelijkaardig en in lijn met deze van het algemeen resultaatmanagement (Tabel 15). In beide gevallen wordt bovendien *geen* enkele relatie teruggevonden tussen het niveau van de audithonoraria en resultaatmanagement.

3.3.2. Piecewise regression

96. Analoog aan de analyse die werd uitgevoerd voor de kans dat een auditor een GCO geeft (hoofdstuk 1), schatten we vergelijking (2) voor volgende deelverzamelingen:

Tabel 18 – Impact van het niveau van audithonoraria op resultaatmanagement voor verschillende kwartielen van het audithonorarium (verklaarde variabele = ERM = |ABKA|) (n = 12.733)

Variabele	Kwartiel 1		Kwartiel 2		Kwartiel 3		Kwartiel 4	
	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)
CONSTANT	0,624*** (0,158)	0,603*** (0,148)	0,737*** (0,202)	0,688*** (0,164)	0,467** (0,194)	0,488** (0,188)	0,564*** (0,117)	0,602*** (0,156)
FEE	-0,249* (0,148)	-0,239 (0,199)	-0,200 (0,199)	-0,202 (0,192)	-0,239 (0,228)	-0,236 (0,230)	-0,218 (0,209)	-0,223 (0,217)
LNFEES	-0,127** (0,064)	-0,126** (0,065)	-0,148** (0,065)	-0,148** (0,066)	-0,138*** (0,048)	-0,142*** (0,047)	-0,138*** (0,048)	-0,139*** (0,049)
LEVERAGE	0,202** (0,084)	0,208** (0,085)	0,234** (0,097)	0,238** (0,098)	0,244*** (0,079)	0,250*** (0,082)	0,212*** (0,077)	0,210** (0,080)
TAX	-0,206** (0,101)	-0,226** (0,100)	-0,269*** (0,085)	-0,268*** (0,085)	-0,168* (0,099)	-0,169* (0,098)	-0,255** (0,110)	-0,254** (0,107)
AGE	0,203 (0,271)	0,204 (0,271)	0,273 (0,797)	0,273 (0,797)	0,279 (0,189)	0,279 (0,189)	0,699 (0,915)	0,698 (0,915)
BIG4	-0,037*** (0,011)	-0,038*** (0,011)	-0,045*** (0,009)	-0,046*** (0,010)	-0,005** (0,002)	-0,005** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,006*** (0,002)
SPECFIRM	-0,004 (0,003)	-0,004 (0,003)	-0,006 (0,005)	-0,006 (0,005)	-0,043*** (0,013)	-0,045*** (0,012)	-0,016** (0,008)	-0,016** (0,008)
SPECAP	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,009 (0,006)	0,009 (0,006)	0,047* (0,028)	0,046* (0,032)	0,040 (0,031)	0,039 (0,031)
EXPERIENCE	0,035 (0,028)	0,036 (0,028)	0,024 (0,018)	0,024 (0,017)	0,012 (0,011)	0,011 (0,011)	0,009 (0,007)	0,009 (0,006)
LANG	0,099 (0,070)	0,100 (0,070)	0,125 (0,088)	0,125 (0,088)	0,068 (0,059)	0,068 (0,059)	0,088 (0,058)	0,087 (0,058)
SEX	-0,087* (0,051)	-0,087* (0,050)	-0,062* (0,037)	-0,063* (0,037)	-0,126** (0,060)	-0,127** (0,060)	-0,111** (0,054)	-0,112** (0,054)
Model tests								
R ²	0,178	0,178	0,182	0,182	0,185	0,185	0,189	0,189
p-waarde model	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

* = statistisch significant bij p < 0,10 ** = statistisch significant bij p < 0,05 *** = statistisch significant bij p < 0,01
 Alle gerapporteerde p-waarden zijn 'two-tailed'. Alle variabelen zijn gedefinieerd zoals in Tabel 14.

Tabel 19 – Impact van het niveau van audithonoraria op positief resultaatmanagement voor verschillende kwartielen van het audithonorarium (verklaarde variabele = $ERM = ABKA \geq 0$) ($n = 12.733$)

Variabele	Kwartiel 1		Kwartiel 2		Kwartiel 3		Kwartiel 4	
	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)
CONSTANT	0,408*** (0,148)	0,512*** (0,152)	0,332*** (0,117)	0,368*** (0,121)	0,388*** (0,149)	0,412*** (0,140)	0,298*** (0,104)	0,488*** (0,148)
FEE	-0,106 (0,097)		-0,148 (0,132)				-0,124 (0,122)	
LN FEE		-0,243 (0,163)		-0,165 (0,144)		-0,123 (0,112)		-0,128 (0,123)
LNSALES	-0,049*** (0,010)	-0,046*** (0,009)	-0,060*** (0,011)	-0,062*** (0,011)	-0,054*** (0,012)	-0,055*** (0,012)	-0,074*** (0,014)	-0,075*** (0,014)
LEVERAGE	0,088** (0,038)	0,088** (0,038)	0,089*** (0,024)	0,088*** (0,020)	0,071*** (0,016)	0,071*** (0,015)	0,070** (0,028)	0,069*** (0,026)
TAX	-0,303** (0,116)	-0,309** (0,135)	-0,310** (0,117)	-0,309*** (0,116)	-0,230** (0,116)	-0,232*** (0,116)	-0,299** (0,128)	-0,300*** (0,128)
AGE	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	-0,006 (0,002)**	-0,006 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,003 (0,002)	0,002 (0,002)
BIG4	-0,069*** (0,014)	-0,069*** (0,015)	-0,061*** (0,012)	-0,062*** (0,013)	-0,047** (0,021)	-0,048*** (0,021)	-0,060*** (0,014)	-0,062*** (0,014)
SPECFIRM	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,018*** (0,005)	-0,017*** (0,005)	-0,021*** (0,008)	-0,021** (0,008)
SPECAP	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,008 (0,008)	0,008 (0,008)	0,015 (0,011)	0,015 (0,011)	0,014 (0,012)	0,014 (0,012)
EXPERIENCE	0,058 (0,049)	0,058 (0,049)	0,095 (0,066)	0,094 (0,066)	0,038 (0,028)	0,038 (0,028)	0,009 (0,006)	0,008 (0,006)
LANG	0,166 (0,124)	0,167 (0,124)	0,177 (0,108)	0,176 (0,108)	0,068 (0,053)	0,068 (0,053)	0,112 (0,093)	0,111 (0,093)
SEX	-0,099* (0,051)	-0,098* (0,051)	-0,107 (0,087)	-0,109 (0,086)	-0,086** (0,043)	-0,086** (0,043)	-0,080** (0,040)	-0,080** (0,040)
Model tests								
R ²	0,072	0,072	0,073	0,073	0,080	0,080	0,082	0,082
p-waarde model	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

* = statistisch significant bij $p < 0,10$ ** = statistisch significant bij $p < 0,05$ *** = statistisch significant bij $p < 0,01$
Alle gerapporteerde p-waarden zijn 'two-tailed'. Alle variabelen zijn gedefinieerd zoals in Tabel 14.

Tabel 20 – Impact van het niveau van audithonoraria op negatief resultaatmanagement voor verschillende kwartielen van het audithonorarium (verklaarde variabele = $ERM = ABKA \leq 0$) ($n = 12.733$)

Variabele	Kwartiel 1		Kwartiel 2		Kwartiel 3		Kwartiel 4	
	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)	Model (1) β (stand.fout)	Model (2) β (stand.fout)
CONSTANT	1,118** (0,512)	1,003*** (0,324)	1,869*** (0,437)	10,724*** (0,312)	1,408*** (0,425)	1,453*** (0,385)	1,270*** (0,409)	1,305*** (0,424)
FEE	-0,094 (0,083)		-0,192 (0,161)		-0,132 (0,122)		-0,103 (0,091)	
LN FEE		-0,101 (0,087)		-0,178 (0,152)		-0,144 (0,114)		-0,106 (0,092)
LN SALES		-0,106** (0,048)		-0,119** (0,057)		-0,125** (0,052)		-0,129** (0,055)
LEVERAGE		0,224** (0,112)		0,203** (0,101)		0,203** (0,101)		0,200** (0,094)
TAX		-0,017* (0,010)		-0,018** (0,010)		-0,035 (0,023)		-0,024** (0,011)
AGE		0,215 (0,293)		0,674 (0,886)		0,291 (0,197)		0,686 (0,950)
BIG4		-0,001 (0,001)		-0,002 (0,002)		-0,014** (0,006)		-0,002** (0,001)
SPECFIRM		-0,004 (0,003)		-0,005* (0,003)		-0,006** (0,003)		-0,008*** (0,003)
SPECAP		0,002 (0,002)		0,000 (0,001)		0,000 (0,001)		0,001 (0,001)
EXPERIENCE		0,089 (0,066)		0,039 (0,036)		0,049 (0,039)		0,040 (0,038)
LANG		0,205** (0,102)		0,124 (0,081)		0,166* (0,092)		0,151 (0,129)
SEX		-0,168** (0,077)		-0,086** (0,039)		-0,101** (0,043)		-0,093** (0,049)
Model tests								
R ²	0,244	0,244	0,298	0,298	0,256	0,256	0,291	0,291
p-waarde model	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

* = statistisch significant bij $p < 0,10$ ** = statistisch significant bij $p < 0,05$ *** = statistisch significant bij $p < 0,01$
 Alle gerapporteerde p-waarden zijn 'two-tailed'. Alle variabelen zijn gedefinieerd zoals in label 14.

98. De resultaten van de *piecewise regression*, voor zowel het algemeen, positief als negatief resultaatmanagement, zijn grotendeels in overeenstemming met deze van de lineaire regressie die werd uitgevoerd op de gehele steekproef. Ondernemingen voeren significant minder resultaatmanagement uit als ze groter zijn (*LNSALES*), belastingen betalen (*TAX*) en gecontroleerd worden door een auditor die tot een B4-auditkantoor behoort (*BIG4*). Ondernemingen met een hogere schuldgraad (*LEVERAGE*) voeren significant meer resultaatmanagement uit.

99. Ook het audithonorarium blijkt nagenoeg over de gehele lijn *geen* impact te hebben op het resultaatmanagement van een onderneming. Enkel in het geval van algemeen resultaatmanagement (Tabel 18) stellen we in het 1^{ste} kwartiel (ondernemingen waarvan de commissaris een honorarium ontving dat lager was dan € 3.297) een beperkt significant *negatief* verband vast tussen de hoogte van het audithonorarium (*FEE*) en resultaatmanagement. Dit resultaat wijst er enigszins op dat ondernemingen die *zeer lage* audithonoraria betalen, *ceteris paribus*, een hogere kans op resultaatmanagement hebben. Opnieuw verstrekt dit resultaat zeer voorzichtig te interpreteren ⁽⁴⁾ empirisch bewijs dat er een verband bestaat tussen het niveau van de audithonoraria en de auditkwaliteit. In tegenstelling tot de kans op een GCO wordt er evenwel geen effect waargenomen in het 4^{de} kwartiel met de hoogste audithonoraria en wordt er ook enkel een effect waargenomen ten aanzien van het algemeen resultaatmanagement en niet bij het positief of negatief resultaatmanagement.

100. In lijn met de kans op een GCO (hoofdstuk 1) is het effect van industriespecialisatie van het auditkantoor (*SPECFIRM*) ook bijna enkel waarneembaar in het 3^{de} en 4^{de} kwartiel (*cf. supra*, nr. 70).

⁽⁴⁾ In totaliteit werden immers 24 regressieanalyses uitgevoerd. Hierdoor kan er normaliter gemiddeld zuiver door toeval een statistisch significante coëfficiënt verwacht worden in onze analyses. De resultaten van alle verschillende regressies in beschouwing genomen, is het verkregen resultaat mogelijk eerder een toevalstreffer zonder meer, waardoor het resultaat zeer voorzichtig dient geïnterpreteerd te worden.

ALGEMENE CONCLUSIE

Door de vermeende prijsconcurrentie ontstaat bij regelgevers de vrees dat auditors onvoldoende audithonoraria zouden verkrijgen (zogenaamde “abnormale lage erelonen”) om hun werkzaamheden nog kwaliteitsvol uit te voeren.

Onze resultaten tonen alvast aan dat voor de Belgische auditmarkt over de periode 2008-2010 er zich geen noemenswaardige prijschommelingen hebben voorgedaan. Uitgaand van de “absolute” prijszetting blijkt enkel het *gemiddelde* honorarium voor auditdiensten (audithonoraria) alsook het gemiddeld honorarium voor auditdiensten en niet-auditdiensten samen (totale honoraria) significant te dalen. De *mediaan* van beide blijft evenwel constant. Ook de analyse van de “*relatieve*” prijszetting, waarbij de evolutie van de audithonoraria wordt vergeleken in verhouding tot de grootte van de gecontroleerde onderneming om rekening te houden met de verandering in de samenstelling van de auditmarkt, levert geen significante prijschommelingen op. Deze resultaten nuanceren enigszins de algemene veronderstelling dat de prijszetting in de Belgische auditmarkt alsmear concurrentiëler is geworden.

Daarnaast blijkt ook dat onderprijzing minder frequent (25 %) voorkomt dan overprijzing (75 %), waarbij onderprijzing bovendien kleinere proporties aanneemt. De resultaten inzake onder- en overprijzing dienen evenwel met de nodige voorzichtigheid te worden geïnterpreteerd. De aanpak ter bepaling van de “abnormaal” lage en hoge erelonen veronderstelt immers dat elke *variatie* die we niet kunnen verklaren middels een *audit fee*-model toe te schrijven is als zijnde “abnormaal”. Het volledig (vereenvoudigd) *audit fee*-model in onze studie verklaart evenwel slechts 68 % (44,2 %) van de variatie in het audithonorarium; deels en vooral omdat niet alle factoren die een invloed hebben op het audithonorarium kunnen worden waargenomen of op een betrouwbare manier worden gemeten. Om na te gaan of er daadwerkelijk een verband bestaat tussen de audithonoraria en de auditkwaliteit op de Belgische auditmarkt, evalueerden we voor elk van de gebruikte maatstaven voor auditkwaliteit (auditverklaring, zowel continu als dichotoom, en resultaatmanagement) de relatie tussen enerzijds auditkwaliteit en anderzijds het “absolute” audithonorarium, en dit desgevallend op basis van *piecewise regression* met afkappunten op het 25^{ste}, 50^{ste} en 75^{ste} percentiel van de audithonoraria.

Onze resultaten bieden voorzichtig te interpreteren empirisch bewijs dat er een *positief* verband bestaat tussen het niveau van de audithonoraria en de auditkwaliteit. Zowel zeer lage audithonoraria (1^{ste} kwartiel = ondernemingen waarvan de auditor een ereloon van minder dan € 3.297 ontvangt) als zeer hoge audithonoraria (4^{de} kwartiel = ondernemingen waarvan de auditor een ereloon van meer dan € 13.088 ontvangt) lijken een potentiële bedreiging te vormen voor de auditkwaliteit, gemeten via de kans dat de auditor een continuïteitsverklaring aflevert. Mogelijk wijst dit erop dat de auditor bij zeer lage audithonoraria onvoldoende auditwerk kan verrichten, terwijl de auditor bij zeer hoge audithonoraria de klant niet wenst te verliezen, met een onafhankelijkheidsrisico als gevolg. Het effect is evenwel sterker aanwezig in het 1^{ste} kwartiel dan in het 4^{de} kwartiel. Zeer lage audithonoraria lijken dus een grotere bedreiging te vormen voor auditkwaliteit dan zeer hoge audithonoraria.

Ook de kans op een type II-fout (*under-qualifying*) is kleiner wanneer de auditor een hoger audithonorarium ontvangt. Tot slot blijkt ook dat ondernemingen die zeer lage erelonen betalen (1^{ste} kwartiel), *ceteris paribus*, een hogere kans op resultaatmanagement hebben.

Het verband blijkt evenwel niet altijd lineair, hetgeen er op wijst dat een toename van de audithonoraria de auditkwaliteit niet steeds in dezelfde mate blijft verhogen.

CONCLUSION GENERALE

La présumée concurrence tarifaire suscite auprès des législateurs la crainte que les auditeurs perçoivent des honoraires d'audit insuffisants (également appelés « honoraires anormalement bas ») pour pouvoir assurer des travaux d'audit de qualité.

Nos résultats démontrent déjà que le marché belge d'audit n'a pas connu de fluctuations de prix considérables au cours de la période 2008-2010. Sur la base de la fixation « absolue » des prix, il ressort que seulement les honoraires *moyens* pour les services d'audit (honoraires d'audit) ainsi que les honoraires moyens pour les services d'audit et les services non-audit ensemble (honoraires totaux) ont subi une baisse importante. Leur *médiane* demeure toutefois constante. L'analyse de la fixation « relative » des prix, où l'évolution des honoraires d'audit est comparée par rapport à la taille de l'entreprise contrôlée afin de prendre en compte la modification de la structure du marché de l'audit, n'aboutit pas non plus à des fluctuations de prix significatives. Ces résultats nuancent quelque peu l'hypothèse selon laquelle la fixation des prix sur le marché belge d'audit fait de plus en plus l'objet de concurrence.

En outre, il s'avère également que la sous-évaluation des prix est moins fréquente (25 %) que la surévaluation (75 %) et qu'elle prend par ailleurs des proportions moins importantes. Les résultats liés à la sous-évaluation et à la surévaluation des prix doivent cependant être interprétés avec prudence. En effet, l'approche utilisée pour déterminer les honoraires « anormalement » bas et hauts implique que toute *variation* que nous ne sommes pas en mesure d'expliquer à l'aide d'un modèle d'honoraires d'audit, est qualifiée d'« anormale ». Le modèle d'honoraires d'audit (simplifié) complet de notre étude n'explique toutefois que 68 % (44,2 %) de la variation dans les honoraires d'audit, et ce partiellement et particulièrement parce qu'il est impossible d'observer l'ensemble des facteurs qui influencent les honoraires d'audit, ou de les mesurer de manière fiable. Afin de vérifier s'il existe réellement un lien entre les honoraires d'audit et la qualité d'audit sur le marché belge d'audit, nous avons évalué pour chacun des critères de mesure utilisés pour la qualité d'audit (opinion d'audit, tant continue que dichotomique, et gestion du résultat) le lien entre, d'une part, la qualité de l'audit et, d'autre part, les honoraires d'audit « *absolus* », et ce, le cas échéant, sur la base d'une *piecewise regression* avec des seuils fixés aux 25^e, 50^e et 75^e percentiles des honoraires d'audit.

Nos résultats offrent des preuves empiriques dont l'interprétation requiert une grande prudence et selon lesquelles il existe un lien *positif* entre le niveau des honoraires d'audit et la qualité de l'audit. Tant les honoraires d'audit extrêmement bas (1^{er} quartile = entreprises dont l'auditeur perçoit des honoraires d'audit inférieurs à € 3.297) que les honoraires d'audit extrêmement élevés (4^e quartile = entreprises dont l'auditeur perçoit des honoraires d'audit supérieurs à € 13.088) semblent constituer une menace potentielle pour la qualité de l'audit, mesurée par la probabilité que l'auditeur formule une déclaration de continuité. Cela peut signifier qu'en cas d'honoraires d'audit extrêmement bas, l'auditeur n'est pas en mesure d'effectuer des travaux d'audit suffisants, alors qu'en cas d'honoraires d'audit extrêmement élevés, l'auditeur ne souhaite pas perdre le client et s'expose donc à des risques d'atteinte à l'indépendance. Ces effets sont cependant plus prononcés dans le 1^{er} quartile que dans le 4^e quartile. Les honoraires d'audit extrêmement bas semblent donc constituer une menace plus importante pour la qualité de l'audit que les honoraires d'audit extrêmement élevés.

Le risque d'une erreur de type II (*under-qualifying*) est également plus faible lorsque l'auditeur perçoit des honoraires d'audit élevés. Pour finir, il s'avère également que les entreprises qui s'acquittent d'honoraires extrêmement bas (1^{er} quartile) sont, *ceteris paribus*, davantage susceptibles d'avoir recours à la gestion du résultat.

Il s'avère cependant que le lien n'est pas toujours linéaire, ce qui indique qu'une augmentation des honoraires d'audit n'entraîne pas une hausse équivalente de la qualité d'audit.

REFERENTIES

REFERENCES

ABBOTT, L.J., PARKER, S., PETERS, G.F., en RAGHUNANDAN, K. (2003). The association between audit committee characteristics and audit fees. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 22(2): 17-32.

ABDOLMAHAMMADI, M. en WRIGHT, A. (1987). An examination of the effects of experience and task complexity on audit judgments. *The Accounting Review*, 62(1): 1-13.

ADDAMS, H. en DAVIS, B. (1994). Privately held companies report reasons for selecting and switching auditors. *CPA Journal*, 64: 38-41.

ADDAMS, H., DAVIS, B., en MANO, R. (1996). Publicly and privately held companies report reasons for selecting and switching auditors. *CPA Journal*, 66: 74-75.

ALDHIZER, G.R.I., MILLER, J.R., en MORAGLIO, J.F. (1995). Common attributes of quality audits. *Journal of Accountancy*, 179(1): 61-68.

American Institute of Certified Public Accountants (AICPA). (1987). *Report of the National Commission on Fraudulent Financial Reporting*. New York (NY): AICPA.

ANTLE, R. en NALEBUFF, B. (1991). Conservatism and auditor-client negotiations. *Journal of Accounting Research*, 29(3): 31-54.

ASHBAUGH, H., LAFOND, R., en MAYHEW, B.W. (2003). Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review*, 78(3): 611-639.

ASHTANA, S. en BOONE, J.P. (2012). Abnormal audit fee and audit quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 31(3): 1-22.

BARTON, J. (2005). Who cares about auditor reputation? *Contemporary Accounting Research*, 22(3): 549-586.

BEATTIE, V. en FEARNLEY, S. (1995). The importance of audit firm characteristics and the drivers of auditor change in UK listed companies. *Accounting & Business Research*, 25(100): 227-239.

BEATTY, R.P. (1989). Auditor reputation and the pricing of initial public offerings. *The Accounting Review*, 64(4): 693-709.

BECK, P.J., FRECKA, T.J., en SOLOMON, I. (1988). A model of the market for MAS and audit services: Knowledge spillovers and auditor-auditee bonding. *Journal of Accounting Literature*, 7: 50-64.

BECKER, C.L., DEFOND, M.L., JIAMBALVO, J., en SUBRAMANYAM, K.R. (1998). The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 15(1): 1-24.

BEDARD, J.C., JOHNSTONE, K.M., en SMITH, E.F. (2010). Audit quality indicators: A status update on possible public disclosures and insights from audit practice. *Current Issues in Auditing*, 4(1): C12-C19.

BEDINGFIELD, J. en LOEB, S. (1974). Auditor changes - An examination. *Journal of Accountancy*, 137: 66-69.

BEHN, B.K., CARCELLO, J.V., HERMANSON, D.R., en HERMANSON, R.H. (1999). Client satisfaction and Big 6 audit fees. *Contemporary Accounting Research*, 16(4): 587-608.

- BELL, T.B., LANDSMAN, W.R., en SHACKELFORD, D.A. (2001). Auditors' perceived business risk and audit fees: Analysis and evidence. *Journal of Accounting Research*, 39(1): 35-43.
- BELSELY, D.A. (1991). *Conditioning diagnostics: Collinearity and weak data in regression*. New York: Wiley.
- BLOKDIJK, H., DRIENHUIZEN, F., SIMUNIC, D.A., en STEIN, M.T. (2006). An analysis of cross-sectional differences in Big and non-Big public accounting firms' audit programs. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 25(1): 27-48.
- BONNER, S.E. (1994). A model of the effects of audit task complexity. *Accounting, Organizations and Society*, 19(3): 213-234.
- BONNER, S.E. (2008). *Judgment and decision making in accounting*. Upper Saddle River (NJ): Prentice Hall.
- BOWLIN, K.O., HALES, J., en KACHELMEIER, S.J. (2009). Experimental evidence on how prior experience as an auditor influences managers' strategic reporting decisions. *Review of Accounting Studies*, 14(1): 63-87.
- BRANSON, J. en BREESCH, D. (2004). Referral as a determining factor for changing auditors in the Belgian auditing market: An empirical study. *International Journal of Accounting*, 39(3): 307-326.
- BREESCH, D., DE MUYLDER, J., en HARDIES, K. (2012). Concentration in the Belgian audit market. *Tax, Audit & Accountancy*, 35: 5-14.
- BULOW, J. en KLEMPERER, P. (1996). Auctions versus negotiations. *American Economic Review*, 86(1): 180-194.
- BURGSTAHLER, D.C., HAIL, L., en LEUZ, C. (2006). The importance of reporting incentives: Earnings management in European private and public firms. *The Accounting Review*, 81(5): 983-1016.
- BUTLER, M., LEONE, A.J., en WILLENBORG, M. (2004). An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 37(2): 139-165.
- CAHAN, S.F., JETER, D.C., en NAIKER, V. (2011). Are all industry specialist auditors the same? *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 30(4): 191-222.
- CARAMANIS, C. en LENNOX, C. (2008). Audit effort and earnings management. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1): 116-138.
- CARCELLO, J.V., HERMANSON, D.R., NEAL, T.L., en RILEY Jr, R.A. (2002). Board characteristics and audit fees. *Contemporary Accounting Research*, 19(3): 365-384.
- CARCELLO, J.V., VANSTRAELEN, A., en WILLENBORG, M. (2009). Rules rather than discretion in audit standards: going-concern opinions in Belgium. *The Accounting Review*, 84(5): 1395-1428.
- CARSON, E., FARGHER, N.L., GEIGER, M.A., LENNOX, C., RAGHUNANDAN, K., en WILLEKENS, M. (2012). Audit reporting for going-concern uncertainty: A research synthesis. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, forthcoming.

- CAUSHOLLI, M. (2009). Audits as credence goods: What do auditors know and how do they use their information. Unpublished doctoral dissertation. University of Florida.
- CAUSHOLLI, M., DE MARTINIS, M., HAY, D., en KNECHEL, W.R. (2010). Audit markets, fees and production: Towards an integrated view of empirical audit research. *Journal of Accounting Literature*, 29: 167-215.
- CHAN, P., EZZAMEL, M., en GWILLIAM, D. (1993). Determinants of audit fees for quoted UK companies. *Journal of Business Finance & Accounting*, 20(6): 765-786.
- CHANEY, P.K. en PHILIPICH, K.L. (2002). Shredded reputation: The cost of audit failure. *Journal of Accounting Research*, 40(4): 1221-1245.
- CHI, H.-Y. en CHIN, C.-L. (2011). Firm versus partner measures of auditor industry expertise and effects on auditor quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 30(2): 201-229.
- CHOI, J.-H., KIM, J.-B., en ZANG, Y. (2010). Do abnormally high audit fees impair audit quality? *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 29(2): 115-140.
- CHUNG, H. en KALLAPUR, S. (2003). Client importance, nonaudit services, and abnormal accruals. *The Accounting Review*, 78(4): 931-955.
- COPLEY, P.A. en DOUCET, M.S. (1993). The impact of competition on the quality of governmental audits. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 12(Spring): 88-98.
- COPLEY, P.A., DOUCET, M.S., en GAVER, K.M. (1994). A simultaneous equations analysis of quality control review outcomes and engagement fees for audits of recipients of federal financial assistance. *The Accounting Review*, 69(1): 244-256.
- DARBY, M.R. en KARNI, E. (1973). Free competition and the optimal amount of fraud. *Journal of Law and Economics*, 16(1): 67-88.
- DE BEELDE, I. en VERLEYEN, I. (2011). International consistency of auditor specialization. *International Journal on Auditing*, 15(3): 275-287.
- DE MUYLDER, J. en BRESCH, D. (2011). *Opinion-shopping: illusie of realiteit? Een case voor de Belgische auditmarkt*. Antwerpen: Maklu.
- DEANGELO, L.E. (1981). Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics*, 3(3): 183-199.
- DECHOW, P.M., GE, W., LARSON, C.R., en SLOAN, R.G. (2011). Predicting material accounting misstatements. *Contemporary Accounting Research*, 28(1): 17-82.
- DEFOND, M.L. en PARK, C. (2001). The reversal of abnormal accruals and the market valuation of earnings surprises. *The Accounting Review*, 76(3): 375-404.
- DEFOND, M.L., RAGHUNANDAN, K., en SUBRAMANYAM, K.R. (2002). Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions. *Journal of Accounting Research*, 40(4): 1247-1274.
- DEIS, D.R. en HILL, R.C. (1998). An application of the bootstrap method to the simultaneous equations model of the demand and supply of audit services. *Contemporary Accounting Research*, 15(1): 83-99.

- DESENDER, K.A., GARCÍA-CESTONA, M.A., CRESPI, R., en AGUILERA, R.V. (2010). Board characteristics and audit fees: Why the ownership structure matters? Unpublished working paper. Universitat Autònoma de Barcelona.
- DEZOORT, F.T. en LORD, A.T. (1997). A review and synthesis of pressure effects research in accounting. *Journal of Accounting Literature*, 16: 28-85.
- DOPUCH, N., HOLTHAUSEN, R.W., en LEFTWICH, R.W. (1987). Predicting audit qualifications with financial and market variables. *The Accounting Review*, 62(3): 431-454.
- DOPUCH, N. en SIMUNIC, D.A. (1980). The nature of competition in the auditing profession: A descriptive and nonnative view. In J. W. Buckley & J. F. Weston (Eds.), *Regulation and the accounting profession*. Belmont (CA): Lifetime Learning Publications.
- DOPUCH, N. en SIMUNIC, D.A. (1982). Competition in auditing: An assessment. In University of Illinois (Ed.), *Symposium on auditing research IV* (403-450). Urbana-Champaign: University of Illinois.
- DULLECK, U. en KERSCHBAMER, R. (2006). On doctors, mechanics, and computer specialists: The economics of credence goods. *Journal of Economic Literature*, 44(1): 5-42.
- DYE, R.A. (1993). Auditing standards, legal liability, and auditor wealth. *Journal of Political Economy*, 101(5): 887-914.
- EICHENSEHER, J.W. en SHIELDS, D. (1983). The correlates of CPA-firm change for publicly-held companies. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2: 23-37.
- FELDMANN, D.A. en READ, W.J. (2010). Auditor conservatism after Enron. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 29(1): 267-278.
- FELLINGHAM, J.C. en NEWMAN, D.P. (1985). Strategic considerations in auditing. *The Accounting Review*, 60(4): 634-650.
- FERGUSON, A., FRANCIS, J.R., en STOKES, D.J. (2003). The effects of firm-wide and office-level industry expertise on audit pricing. *The Accounting Review*, 78(2): 429-448.
- Financial Reporting Council (FRC). (2006). *Promoting audit quality*. London: FRC.
- Financial Reporting Council (FRC). (2012). *Audit quality inspections. Annual report 2011/12*. London: FRC.
- FISCHBACHER, U. en STEFANI, U. (2007). Strategic errors and audit quality: An experimental investigation. *The Accounting Review*, 82(3): 679-704.
- FRANCIS, J.R. (2004). What do we know about audit quality? *The British Accounting Review*, 36(4): 345-368.
- FRANCIS, J.R. (2011). A framework for understanding and researching audit quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 30(2): 125-152.
- FRANCIS, J.R. en KRISHNAN, J. (1999). Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research*, 16(1): 135-165.

- FRANCIS, J.R., REICHEL, K., en WANG, D. (2005). The pricing of national and city-specific reputations for industry expertise in the U.S. audit market. *Accounting Review*, 80(1): 113-136.
- FRANKEL, R.M., JOHNSON, M.F., en NELSON, K.K. (2002). The relation between auditors' fees for nonaudit services and earnings management. *The Accounting Review*, 77(4): 71-105.
- GAEREMYNCK, A. en WILLEKENS, M. (2003). The endogenous relationship between audit-report type and business termination: Evidence on private firms in a non-litigious environment. *Accounting & Business Research*, 33(1): 65-79.
- GEIGER, M.A. en RAMA, D.V. (2003). Audit fees, nonaudit fees, and auditor reporting on stressed companies. *Auditing*, 22(2): 53-69.
- GEIGER, M.A. en RAMA, D.V. (2006). Audit firm size and going-concern reporting accuracy. *Accounting Horizons*, 20(1): 1-17.
- GIBBINS, M., MCCracken, S.A., en Salterio, S.E. (2010). The auditor's strategy selection for negotiation with management: Flexibility of initial accounting position and nature of the relationship. *Accounting, Organizations and Society*, 35(6): 579-596.
- GOODWIN, J. (2011). Audit partner busyness and audit quality. Unpublished working paper.
- Government Accountability Office (GAO). (2008). *Public accounting firms: Continued concentration in audit market for large public companies does not call for immediate action*. Washington, D.C.: GAO.
- GRAMLING, A.A. (1999). External auditors' reliance on work performed by internal auditors: The influence of fee pressure on this reliance decision. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 18(2): 117-135.
- GRAYDON. (2008). *Studie met betrekking tot de controle van jaarrekeningen door commissarissen*.
- GUNNY, K. en ZHANG, T. (2009). PCAOB inspection reports and audit quality. Unpublished working paper. University of Colorado Boulder.
- HARDIES, K. (2011). *The gendered production of audit quality*. Unpublished doctoral dissertation, Vrije Universiteit Brussel.
- HAY, D. en KNECHEL, W.R. (2010). The effects of advertising and solicitation on audit fees. *Journal of Accounting and Public Policy*, 29(1): 60-81.
- HAY, D.C., KNECHEL, W.R., en WONG, N. (2006). Audit fees: A meta-analysis of the effect of supply and demand attributes. *Contemporary Accounting Research*, 23(1): 141-191.
- HEALY, P.M. en PALEPU, K.G. (2003). How the quest for efficiency corroded the market. *Harvard Business Review*, 81(7): 76-85.
- HIGGS, J.L. en SKANTZ, T.R. (2006). Audit and nonaudit fees and the market's reaction to earnings announcements. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 25(1): 1-26.

- HOPE, O.-K. en LANGLI, J.C. (2010). Auditor independence in a private firm and low litigation risk setting. *The Accounting Review*, 85(2): 573-605.
- HOPWOOD, W., McKEOWN, J.C., en MUTCHLER, J.F. (1994). A reexamination of auditor versus model accuracy within the context of the going-concern opinion decision. *Contemporary Accounting Research*, 10(2): 409-431.
- HOUGHTON, K.A. en JUBB, C.A. (2005). Auditor independence: regulation, oversight and inspection. In K. A. Houghton & T. Campbell (Eds.), *Ethics and auditing* (221-238). Canberra: ANU E Press.
- HOUSTON, R.W. (1999). The effects of fee pressure and client risk on audit seniors' time budget decisions. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 18(2): 70-86.
- HUMPHREY, C. (2008). Auditing research: A review across the disciplinary divide. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 21(2): 170-203.
- IMHOFF Jr, E.A. (2003). Accounting quality, auditing, and corporate governance. *Accounting Horizons*, 17(Supplement): 117-128.
- International Auditing and Assurance Standards Board (IAASB). (2011). *Audit quality: An IAASB perspective*. New York: IAASB.
- International Federation of Accountants (IFAC). (2011). *Audit quality: An IAASB perspective*. New York (NY): IFAC.
- JENSEN, K.L. en PAYNE, J.L. (2005). Audit procurement: managing audit quality and audit fees in response to agency costs. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 24(2): 27-48.
- JOHNSTONE, K.M., BEDARD, J.C., en ETTREDGE, M.L. (2004). The effect of competitive bidding on engagement planning and pricing. *Contemporary Accounting Research*, 21(1): 25-53.
- KAI-UWE, M. (1995). Empirische Analyse des Prüferwechsels im Kontext der Agency- und Signalling-Theorie. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 65: 703-727.
- KINNEY, W.R. (2005). Twenty-five years of audit deregulation and re-regulation: What does it mean for 2005 and beyond? *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 24(Supplement): 89-109.
- KNECHEL, W.R. (2009). Audit lessons from the economic crisis: Rethinking audit quality. *Inaugural lecture, delivered on accepting the position of Professor of auditing at Maastricht University* (arno.unimaas.nl/show.cgi?fid=17203). September 11, 2009.
- KNECHEL, W.R. (2012). Plenary session on the International Association for Accounting Education and Research Conference. June, 21.
- KNECHEL, W.R., KRISHNAN, G.V., PEVZNER, M.B., STEFCHIK, L., en VELURY, U. (2013). Audit quality: Insights from the academic literature. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, forthcoming.
- KNECHEL, W.R., SALTERIO, S.E., en BALLOU, B. (2007). *Auditing: Assurance & Risk*. Mason (OH): Thomson.

- KNECHEL, W.R. en VANSTRAELEN, A. (2007). The relationship between auditor tenure and audit quality implied by going concern opinions. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 26(1): 113-131.
- KOCH, C., VAN BUUREN, J., en WRIGHT, A. (2012a). The effects of price competition and entity-level control strength on substantive audit testing and audit adjustments. Unpublished working paper. University of Mannheim.
- KOCH, C., WEBER, M., en WÜSTEMANN, J. (2012b). Can auditors be independent? Experimental evidence on the effects of client type. *European Accounting Review*, 21(4): 797-823.
- KRISHNAN, J. en KRISHNAN, J. (1996). The role of economic trade-offs in the audit opinion decision: An empirical analysis. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 11(4): 565-586.
- KRISHNAN, J. en SCHAUER, P.C. (2001). Differences in quality among audit firms. *Journal of Accountancy*, 192(1): 85.
- LARCKER, D.F. en RICHARDSON, S.A. (2004). Fees paid to audit firms, accrual choices, and corporate governance. *Journal of Accounting Research*, 42(3): 625-658.
- LELAND, H.E. (1977). Quality choice and competition. *American Economic Review*, 67(2): 127-137.
- LENNOX, C.S. (1999). Audit quality and auditor size: An evaluation of reputation and deep pockets hypotheses. *Journal of Business Finance & Accounting*, 26(7-8): 779-805.
- LIM, C.-Y. en TAN, H.-T. (2008). Non-audit service fees and audit quality: The impact of auditor specialization. *Journal of Accounting Research*, 46(1): 199-246.
- MAGEE, R.P. en TSENG, M.-C. (1990). Audit pricing and independence. *The Accounting Review*, 65(2): 316-336.
- MCCLAIVE, J.T., BENSON, P.G., en SINCICH, T. (2011). *Statistics for business and economics*. Boston (MA): Prentice Hall.
- MCCONNELL, D.K. (1984). Auditor changes and related disagreements. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 3(2): 44-56.
- MCGEE, V.E. en WILLARD, T.C. (1970). Piecewise regression. *Journal of the American Statistical Association*, 65(331): 1109-1124.
- MUTCHLER, J.F., HOPWOOD, W., en MCKEOWN, J.C. (1997). The influence of contrary information and mitigating factors on audit opinion decisions on bankrupt companies. *Journal of Accounting Research*, 35(2): 295-310.
- NELSON, M.W., ELLIOTT, J.A., en TARPIEY, R.L. (2002). Evidence from auditors about managers' and auditors' earnings management decisions. *The Accounting Review*, 77(4): 175-202.
- NIEMI, L. (2002). Do firms pay for audit risk? Evidence on risk premiums in audit fees after direct control for audit effort. *International Journal of Auditing*, 6(1): 37-51.

- NIEMI, L. (2004). Auditor size and audit pricing: Evidence from small audit firms. *European Accounting Review*, 13(3): 541-560.
- OOGHE, H. en SPAENJERS, C. (2005). De FiTo-meter: Een nieuwe, eenvoudige en geïntegreerde maatstaf voor de financiële toestand van een onderneming. *Accountancy & Bedrijfskunde*, 25(3): 5-14.
- PALMROSE, Z.-V. (1988). An analysis of auditor litigation and audit service quality. *The Accounting Review*, 63(1): 55-73.
- POWER, M.K. (2003). Auditing and the production of legitimacy. *Accounting, Organizations and Society*, 28(4): 379-394.
- REICHELDT, K.J. en WANG, D. (2010). National and office-specific measures of auditor industry expertise and effects on audit quality. *Journal of Accounting Research*, 48(3): 647-686.
- REYNOLDS, J.K., DEIS, J.D.R., en FRANCIS, J.R. (2004). Professional service fees and auditor objectivity. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 23(1): 29-52.
- REYNOLDS, J.K. en FRANCIS, J.R. (2000). Does size matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decisions. *Journal of Accounting & Economics*, 30(3): 375-400.
- RODGERS, W., GUIRAL, A., en GONZALO, J.A. (2009). Different pathways that suggest whether auditors' going concern opinions are ethically based. *Journal of Business Ethics*, 86(3): 347-361.
- RUIZ-BARBADILLO, E., GÓMEZ-AGUILAR, N., DE FUENTES-BARBERÁ, C., en GARCÍ-BENAU, M.A. (2004). Audit quality and the going-concern decision-making process: Spanish evidence. *European Accounting Review*, 13(4): 597-620.
- SCHNEIDER, A. (2010). Do client dependence and amount of audit fees affect lending decisions? *Managerial Auditing Journal*, 25(5): 444-457.
- SHELTON, S.W. (1999). The effects of experience on the use of irrelevant evidence in auditor judgment. *The Accounting Review*, 74(2): 217-224.
- SHOCKLEY, R.A. en HOLT, R.N. (1983). A behavioral investigation of supplier differentiation in the market for audit services. *Journal of Accounting Research*, 21(2): 545-564.
- SIKKA, P., FILLING, S., en LIEW, P. (2009). The audit crunch: Reforming auditing. *Managerial Auditing Journal*, 24(2): 135-155.
- SIMUNIC, D.A. (1980). The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of Accounting Research*, 18(1): 161-190.
- SPENCE, A.M. (1975). Monopoly, quality, and regulation. *Bell Journal of Economics*, 6(2): 417-429.
- STIGLER, G.J. (1961). The economics of information. *Journal of Political Economy*, 69(3): 213-225.

SUNDGREN, S. en SVANSTRÖM, T. (2010). Auditor-in-charge characteristics and the likelihood of going-concern opinions before bankruptcy: Evidence from Swedish small and medium-sized companies. Unpublished working paper.

TEOH, S.H. en WONG, T.J. (1993). Perceived auditor quality and the earnings response coefficient. *The Accounting Review*, 68(2): 346-367.

TIE, R. (1999). Concerns over auditing quality complicate the future of accounting. *Journal of Accountancy*, 188(6): 14-15.

TIROLE, J. (1988). *The theory of industrial organization*. Cambridge (MA): The MIT Press.

VAN TENDELOO, B. en VANSTRAELEN, A. (2008). Earnings management and audit quality in Europe: Evidence from the private client segment market. *European Accounting Review*, 17(3): 447-469.

VANDER BAUWHEDE, H. en WILLEKENS, M. (2004). Evidence on (the lack of) audit-quality differentiation in the private client segment of the Belgian audit market. *European Accounting Review*, 13(3): 501-522.

VANDER BAUWHEDE, H., WILLEKENS, M., en GAEREMYNCK, A. (2003). Audit firm size, public ownership, and firms' discretionary accruals management. *International Journal of Accounting*, 38(1): 1-22.

VANSTRAELEN, A. (2002). Auditor economic incentives and going-concern opinions in a limited litigious Continental European business environment: Empirical evidence from Belgium. *Accounting & Business Research*, 32(3): 171-186.

WATKINS, A.L., HILLISON, W., en MORECROFT, S.E. (2004). Audit quality: A synthesis of theory and empirical evidence. *Journal of Accounting Literature*, 23: 153-193.

WEBER, J. en WILLENBORG, M. (2003). Do expert informational intermediaries add value? Evidence from auditors in microcap initial public offerings. *Journal of Accounting Research*, 41(4): 681-720.

WILLEKENS, M. (2008). *De toegevoegde waarde van de audit*. Brugge: die Keure.

WILLEKENS, M. en ACHMADI, C. (2003). Pricing and supplier concentration in the private client segment of the audit market: Market power or competition? *The International Journal of Accounting*, 38(4): 431-455.

WILLEKENS, M. en GAEREMYNCK, A. (2005). *Prijzetting in de Belgische auditmarkt*. Brugge: die Keure.

ZERNI, M. (2012). Audit partner specialization and audit fees: Some evidence from Sweden. *Contemporary Accounting Research*, 29(1): 312-340.

BIJLAGEN

ANNEXES

APPENDIX A Pearson correlatiematrix GCO														
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
GCO (1)	1													
FEE (2)	-0,018 (0,162)	1												
LNFEEL (3)	-0,021 (0,097)	0,658 (0,000)	1											
LNSALES (4)	-0,111 (0,000)	0,253 (0,000)	0,483 (0,000)	1										
AGE (5)	-0,109 (0,000)	0,159 (0,000)	0,200 (0,000)	0,149 (0,000)	1									
PROBF (6)	-0,431 (0,000)	0,031 (0,015)	0,096 (0,000)	0,370 (0,000)	0,122 (0,000)	1								
LOSS (7)	0,342 (0,000)	-0,05 (0,708)	-0,003 (0,828)	-0,088 (0,000)	-0,056 (0,000)	-0,505 (0,000)	1							
BIG4 (8)	0,124 (0,000)	0,224 (0,000)	0,308 (0,000)	-0,096 (0,000)	-0,036 (0,002)	-0,109 (0,000)	0,028 (0,019)	1						
SPECFIRM (9)	0,034 (0,005)	0,168 (0,000)	0,180 (0,000)	-0,030 (0,013)	0,001 (0,914)	-0,054 (0,000)	0,025 (0,037)	0,428 (0,000)	1					
SPECAP (10)	0,074 (0,000)	0,065 (0,000)	0,053 (0,000)	-0,040 (0,001)	-0,009 (0,470)	-0,062 (0,000)	0,052 (0,000)	0,224 (0,000)	0,194 (0,000)	1				
EXPERIENCE (11)	-0,080 (0,000)	-0,055 (0,000)	-0,068 (0,000)	0,050 (0,000)	0,075 (0,000)	0,065 (0,000)	-0,016 (0,190)	-0,308 (0,000)	-0,136 (0,000)	-0,037 (0,002)	1			
LANG (12)	-0,031 (0,010)	-0,022 (0,074)	-0,019 (0,134)	-0,004 (0,753)	0,020 (0,100)	0,011 (0,338)	-0,015 (0,193)	-0,080 (0,000)	-0,068 (0,000)	-0,042 (0,001)	0,033 (0,006)	1		
SEX (13)	-0,001 (0,937)	-0,008 (0,124)	0,017 (0,055)	0,010 (0,417)	0,005 (0,681)	0,010 (0,376)	0,004 (0,766)	-0,022 (0,059)	-0,011 (0,342)	-0,041 (0,001)	-0,136 (0,000)	0,057 (0,000)	1	
PORTFOLIO (14)	0,100 (0,000)	0,198 (0,000)	0,243 (0,000)	-0,106 (0,000)	-0,015 (0,227)	-0,076 (0,000)	0,025 (0,047)	0,674 (0,000)	0,270 (0,000)	0,220 (0,000)	-0,055 (0,000)	-0,085 (0,000)	-0,114 (0,000)	1
BUSY (15)	0,091 (0,000)	0,059 (0,000)	0,071 (0,000)	-0,095 (0,000)	-0,039 (0,002)	-0,061 (0,000)	0,037 (0,003)	0,485 (0,000)	0,165 (0,000)	0,159 (0,000)	-0,069 (0,000)	-0,176 (0,000)	-0,070 (0,000)	0,634 (0,000)

APPENDIX B Pearson correlatiematrix Resultaatmanagement											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
<i>ERM</i> (1)	1										
<i>FEE</i> (2)	0,006 (0,494)	1									
<i>LNFEES</i> (3)	0,013 (0,160)	0,653 (0,000)	1								
<i>LNSALES</i> (4)	-0,005 (0,609)	0,397 (0,000)	0,613 (0,000)	1							
<i>LEVERAGE</i> (5)	0,025 (0,348)	-0,016 (0,207)	-0,045 (0,000)	-0,096 (0,000)	1						
<i>BIG4</i> (6)	0,007 (0,407)	0,231 (0,000)	0,316 (0,000)	0,046 (0,000)	0,029 (0,014)	1					
<i>SPECFIRM</i> (7)	0,002 (0,791)	0,170 (0,000)	0,183 (0,000)	0,047 (0,000)	0,006 (0,617)	0,423 (0,000)	1				
<i>SPECAP</i> (8)	-0,012 (0,158)	0,052 (0,000)	0,032 (0,000)	-0,020 (0,022)	-0,009 (0,484)	0,211 (0,000)	0,192 (0,000)	1			
<i>EXPERIENCE</i> (9)	-0,006 (0,464)	-0,072 (0,000)	-0,103 (0,000)	0,006 (0,459)	0,006 (0,631)	-0,303 (0,000)	-0,128 (0,000)	-0,031 (0,000)	1		
<i>LANG</i> (10)	-0,013 (0,113)	-0,003 (0,712)	0,000 (0,990)	-0,052 (0,000)	0,008 (0,509)	-0,053 (0,000)	-0,048 (0,000)	-0,033 (0,000)	0,031 (0,000)	1	
<i>SEX</i> (11)	0,005 (0,543)	-0,003 (0,737)	0,017 (0,047)	-0,006 (0,466)	-0,010 (0,404)	-0,011 (0,173)	-0,006 (0,500)	-0,040 (0,000)	-0,140 (0,000)	0,047 (0,000)	1