



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

2022년 8월  
석사학위 논문

# IPO 기업의 이익조정이 상장폐지에 미치는 영향

- K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간의 차별적 효과 -

조선대학교 대학원

경영학과

김 홍 렬

# IPO 기업의 이익조정이 상장폐지에 미치는 영향

- K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간의 차별적 효과 -

The effect of IPO firm's earning management on delisting:  
Differential effects between K-GAAP and IFRS adoption  
period

2022년 8월 26일

조선대학교 대학원

경영학과

김 홍 렬

# IPO 기업의 이익조정이 상장폐지에 미치는 영향

- K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간의 차별적 효과 -

지도교수      김 경 순

이 논문을 경영학 석사학위신청 논문으로 제출함

2022년 04월

조선대학교 대학원

경영학과

김   홍   렬

## 김홍렬의 석사학위 논문을 인준함

위원장 조선대학교 교수 최성호 (인)

위 원 조선대학교 교수 최보람 (인)

위 원 조선대학교 교수 김경순 (인)

2022년 05월

조선대학교 대학원

## 목 차

제1장 서론 .....	1
제2장 이론적 배경 및 가설 .....	5
제1절 이론적 배경 .....	5
1. IPO 기업의 이익조정 .....	5
2. IFRS 도입이 경영자 재량권에 미치는 영향 .....	6
3. 규제와 감시의 강도가 IFRS의 도입 효과에 미치는 영향 .....	9
4. IPO 기업에 대한 감사인 지정제도 .....	11
제2절 가설 설정 .....	12
제3장 연구설계 .....	16
제1절 변수측정 : IPO 연도의 재량적발생액 .....	16
제2절 연구모형 .....	17
제4장 실증분석결과 .....	21
제1절 표본선정, 기술통계 및 상관관계분석 .....	21
제2절 회귀분석 : IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간의 관계 .....	25
1. 가설 1 검증결과 .....	25
2. 가설 2 검증결과 .....	27
제3절 추가분석 .....	30
1. IPO 직전연도와 IPO 직후연도의 재량적발생액과 조기상장폐지 간의 관련성 .....	30
2. 코스닥 IPO 표본만을 대상으로 분석한 결과 .....	33
3. 감사인지정제도 시행 이후 기간을 대상으로 한 분석 .....	35
제5장 결론 .....	38
REFERENCES .....	42

## 표 목 차

<Table 1> 변수정의 .....	19
<Table 2> 기술통계 .....	21
<Table 3> 피어슨 상관분석표 .....	24
<Table 4> IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간에 미치는 효과 .....	26
<Table 5> IFRS 도입이 IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간에 미치는 효과 : K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간에 시계 열 비교 .....	28
<Table 6> 추가분석 (1): IPO 직전연도와 IPO 후속연도의 재량적발 생액이 상장폐지 가능성에 미치는 효과 .....	31
<Table 7> 추가분석 (2):코스닥 시장에서 IPO한 표본을 대상으 로 분석한 결과 .....	34
<Table 8> 추가분석 (3):감사인지정제도 시행 이후 기간을 대상으 로 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 재량적발생액과 상장 폐지 가능성 간의 관계에 대한 시계열 비교 .....	36

## ABSTRACT

The effect of IPO firm's earnings management on delisting :  
Differential effects between K-GAAP and IFRS adoption  
period

Hong-Ryeol, Kim

Advisor : Prof. Kyung-Soon, Kim

Department of Business Administration,

Graduate School of Chosun University

According to the previous literature, it is argued that the conceptual effect of reducing the discretion of managers with the introduction of principle-based accounting standards mainly occurs in the information environment where regulations and market monitoring are strict. From a similar point of view, this study confirms whether upward earnings management in the year of IPO increases the probability of delisting, and examines whether the relationship between earnings management and delisting of IPO firms differs between the K-GAAP and IFRS adoption periods. On average, the IPO year is characterized by stricter regulations and market monitoring than other periods as pre-listing examinations, institutional demand forecasting, and lock-up period are applied. If the effect of reducing managerial discretion due to the introduction of principle-based IFRS occurs under strict regulations and market monitoring, the probability that upward earnings management in the year of IPO will result in delisting will be relatively reduced in the period of adoption of IFRS than in K-GAAP. In order to verify this prediction, we select IPO firms newly listed on the KOSPI and KOSDAQ markets from 2001 to 2015 as a sample and empirically analyze the hypothesis. The

analysis results are summarized as follows. First, we confirm that the probability of being delisted within 5 years after IPO increases as discretionary accrual in the year of IPO increases. Second, in the K-GAAP application period, we find a positive relationship between discretionary accrual in the year of IPO and delisting. However, the increase in discretionary accrual in the IFRS period do not increase the probability of delisting. These results imply that upward earnings management does not reflect agency risk when IFRS are applied in IPO years with strict regulatory and market monitoring. Overall, our results suggest that the introduction of principle-based accounting standards in an information environment with strict regulations and market monitoring is having a conceptual effect of reducing managerial discretion.

## 제1장 서론

한국은 2011년에 규칙중심 자국 회계기준(K-GAAP)에서 원칙중심 국제회계기준(IFRS)으로 회계기준을 변경하였다. 과거 K-GAAP은 모든 거래에 대한 회계처리 방법을 규정으로 제정하기 어렵다는 실무적 이유로 인해 회계기준에 선택 가능한 대안적 회계처리 방법을 부분적으로 규정하였고, 이 범위 내에서 경영자가 적합한 회계처리 방법을 선택하도록 허용하였다. 따라서 회계기준에서 허용하는 범위 내에서 경영자가 회계선택을 통해 이익을 조정하더라도 이를 규칙 위반으로 보지 않는 경향을 보여왔고, 이러한 경향에 기초하여 경영자는 공격적 이익보고와 보수적 이익보고 정책을 제한적 범위 내에서 선택해 왔다.

반면에 원칙중심 IFRS는 기업의 경제적 실질을 투명하게 보고하기 위해, 회계기준에서 선택 가능한 대체적 회계처리를 제거하고 기업의 경제적 실질을 가장 잘 반영하는 회계처리를 최우선으로 적용하여 재무제표를 작성할 것을 강제하고 있다(Barth et al. 2008). 이러한 이유로 IFRS의 개념적 원칙을 엄격하게 적용한다면 경영자의 회계선택 범위가 제약되어 경영자의 의도적인 이익조정은 감소하게 된다. 하지만 원칙중심 회계기준은 개념적 원칙만 제공하고 구체적인 이행지침을 별도로 제공하지 않기 때문에, 이를 실무에 적용하는 과정에서 거래의 복잡성이 높은 경우 원칙적 회계처리 방법이 무엇인지 실무적인 모호성이 발생할 수 있다. 이러한 원칙의 모호성은 경영자의 실무적 판단을 증가시킬 수 있으며, 기회주의적 경영자는 주어진 상황에서 자신의 실무적 재량권을 사적 목적으로 행사하여 더 큰 범위의 이익조정을 초래할 위험성도 내재하고 있다. 이러한 이유로 원칙중심 IFRS는 개념적 유용성(경영자의 재량권 감소)과 실무적 한계점(실무적 재량권의 남용)이라는 양면성을 가지고 있다.

이처럼 IFRS의 양면성으로 인해 IFRS를 의무채택한 국가에서는 IFRS의 긍정적 측면과 부정적 측면 중에서 실제로 어떤 결과가 더 크게 나타나는지를 실증적으로 연구해 왔다. 하지만 국가별로 IFRS의 도입 효과는 일치된 견해를 보이지 않았다. IFRS 도입 효과가 국가별로 차이가 발생하는 원인을 분석한 선행연구는 법 집행이 엄격하고 투자자보호제도가 잘 갖춰지며 외부감시시스템이 잘 정착된 정보환경을 가진 국가에서는 IFRS의 도입으로 이후 실무적 한계점보다 개념적 유용성이 더 크게 발생하는 경향이 있음을 보고하고 있다(Soderstrom and Sun 2007; Houge et

al. 2012; Moscariello et al. 2014; 김경순 등 2021).

선행연구와 유사한 관점에서, 본 연구도 강한 규제와 시장감시를 받는 정보환경에 놓인 기업은 원칙중심 IFRS가 도입될 때 경영자의 기회주의적 이익조정이 억제되는지를 IPO 기업을 이용하여 검증하는 것에 초점을 맞추고 있다. 선행연구는 IPO 주변의 상향이익조정은 경영자의 대리인 위험을 나타냄으로, 이러한 IPO 기업은 미래 지속가능성이 상대적으로 감소할 수 있음을 지적하고 있다(최종서 등 2010; 광영민과 최종서 2011). 본 연구는 IPO 연도의 상향이익조정이 기업의 지속가능성을 저해하는지를 상장폐지와 연계하여 분석한다는 점에서 선행연구와 유사하지만, IPO 기업의 이익조정과 상장폐지 간에 관계가 규칙중심 K-GAAP과 원칙중심 IFRS 채택 기간 간에 차이를 분석하는 것에 초점을 맞추고 있다는 점에서 차별성을 갖는다.

특히 이 연구는 IFRS 도입의 긍정적 효과(경영자 재량권의 제약)와 부정적 효과(실무적 재량권의 남용)가 규제와 감시가 강한 상황과 그렇지 않은 상황 간에 차이가 있는지를 IPO 사건을 이용하여 검증한 실증적 연구에 기초하고 있다. 김경순 등(2021)은 IPO 연도는 상장예비심사, 주간사에 의한 공모가 결정 및 보호예수기간 등의 적용으로 인해 규제와 시장감시를 강하게 받지만, 그 후속연도는 규제와 시장감시가 상대적으로 감소하는 특성을 고려하여, IPO 연도(IPO 후속연도)를 규제와 시장감시가 강한 기간(강하지 않은 기간)으로 정의하였다. 그들은 IPO 연도와 그 후속연도의 이익조정의 시계열적 크기가 K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간에 차이가 있는지를 분석하였고, 그 결과 IPO 연도의 재량적발생액은 IFRS 도입 이후에 상대적으로 축소되지만 IPO 후속연도의 재량적발생액은 증가 또는 통계적 차이를 보이지 않음을 발견하였다. 김경순 등(2021)은 이러한 결과가 IFRS 도입으로 인한 긍정적 효과는 규제와 시장감시가 엄격한 정보환경에서 주로 발생한다는 선행연구 결과를 지지하는 증거로 해석하였다.

만약 선행연구와 같이 IFRS 도입이 규제와 시장감시가 비교적 강한 IPO 연도의 기회주의적 이익조정을 억제하는 효과가 있다면, IPO 연도의 재량적발생액과 IPO 이후 조기상장폐지 간의 양의 관계는 K-GAAP 기간과 달리 IFRS 기간에서는 감소될 수 있다. 규칙중심 K-GAAP 기간에서는 경영자가 선택 가능한 범위 내에서 회계선택을 통해 이익조정을 하더라도 이를 규칙위반으로 보지 않기 때문에, 이 시기에 IPO를 시도하는 경영자는 상장가능성과 공모가를 높일 목적으로 가능한 공격적 이익보고 정책을 선택하려는 기회주의적 행태가 증가할 수 있다. 따라서

K-GAAP 기간에서는 경영자의 기회주의적 IPO가 증가할 수 있으며, 기회주의적 경영자는 기업의 장기적 가치를 향상시키려는 의사결정보다는 상장 이후 지분매각을 통한 단기적 차익을 극대화하는 방향으로 의사결정을 추구하여 대리인 문제가 더 크게 발생할 수 있다. 그 결과 IPO 기업의 지속가능성이 약화되어 상장폐지 확률도 증가할 가능성이 있다. 이러한 이유로 본 연구는 K-GAAP 기간에서는 IPO 연도의 재량적발생액과 IPO 이후 조기 상장폐지 간에 유의한 양(+의) 관계가 관측될 것으로 예측한다.

반면에 원칙중심 IFRS는 선택가능한 대안적 회계처리를 기준에서 배제하고 원칙에 부합하는 방법을 최우선으로 적용할 것을 강제하기 때문에, IPO 경영자가 원칙적 회계처리 방법과 다른 방법을 선택 적용하는 것은 회계기준위반에 해당한다. 특히 IPO 연도는 엄격한 규제와 시장감시를 받아 부당한 회계선택에 대한 적발가능성이 높으며, 신규상장기업은 비교적 거래의 복잡성이 낮아 원칙적 회계처리에 대한 모호성도 크지 않아 경영자가 실무적 재량권을 행사할 범위도 제약될 수 있다. 따라서 IFRS가 도입된 기간에서 규제와 시장감시가 강한 IPO 연도는 경영자의 기회주의적 이익조정이 억제되고 대리인 위험도 축소될 수 있다. 따라서 IPO 기업의 대리인 문제로 인한 조기상장폐지 가능성도 IFRS 적용기간에서는 상대적으로 약화될 것이며, 결과적으로 IPO 연도의 재량적발생액과 조기상장폐지 간의 양의 관계는 관측되지 않을 수 있다.

위와 같은 예측에 기초하여, 본 연구는 (i) IPO 연도의 상향이익조정이 상장폐지로 이어질 가능성이 있는지를 먼저 확인하고, 그다음으로 (ii) IPO 연도의 상향이익조정과 상장폐지 간의 관계가 K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간에 차별적인지를 검증한다. 실증분석을 위해 본 연구는 2001년부터 2015년까지 유가증권 및 코스닥 시장에 최초상장된 1,114개 IPO 기업을 대상으로 IPO 연도의 재량적발생액과 IPO 이후 5년 이내에 상장폐지된 기업 간의 관계를 조사하고 시계열적 차이를 분석한다. 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전체표본을 대상으로 IPO 연도의 재량적발생액과 IPO 이후 상장폐지된 기업 간의 관련성을 조사하였고, 그 결과 IPO 연도의 재량적발생액과 상장폐지 간에는 양의 관계가 존재함을 확인하였다. 이러한 결과는 IPO 연도의 상향이익조정이 경영자의 대리인 위험을 반영하고 있음을 시사한다. 둘째, IPO 연도의 재량적발생액과 IPO 이후 상장폐지 간의 양의 관련성이 K-GAAP과 IFRS 채택된 기간 간에 차이가 있는지를 분석한 결과, IFRS 기간에서는 IPO 연도의 재량적발생액과 IPO 이후 상장폐지 간의 양의 관련성이 축

소되는 경향이 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 규제와 시장감시가 엄격한 정보 환경에서 원칙중심 IFRS의 도입은 경영자의 기회주의적 재량권 행사를 억제하는 개념적 효과가 나타나고, 그 결과 IPO 경영자의 기회주의적 행태로 인한 상장폐지 가능성도 감소하고 있음을 시사한다.

추가적으로 결과의 강건성을 확인하기 위해 몇 가지 추가분석을 수행하였고, 그 결과를 요약하면 다음과 같다. (i) IPO 직전연도와 IPO 후속연도의 재량적발생액이 상장폐지에 미치는 효과를 각각 시계열 비교한 결과, K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간에 통계적 차이를 발견하지 못했다. 이러한 결과는 IPO 직전연도와 직후연도의 결과와 달리, IPO 연도의 차별적 결과는 규제와 시장감시의 엄격함이 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 차이를 발생시키는 주요한 요인임을 보여주고 있다. (ii) 코스닥 시장에 신규상장한 표본만을 대상으로 분석한 결과, K-GAAP 적용기간에서는 IPO 연도의 상향이익조정이 상장폐지로 이어질 가능성이 크지만, IFRS 채택 기간에서는 상향이익조정과 상장폐지 간의 관련성이 약함을 확인하였다. 이러한 결과는 K-GAAP과 IFRS 기간 간의 차이가 코스닥 시장에서 더 분명하게 나타나고 있음을 의미한다. (iii) IPO 기업에 대한 감사인지정제도가 시행된 2007년 이후 표본을 대상으로 분석한 결과도 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간의 관계가 상이함을 확인하였다. 이러한 결과는 본 연구의 결과가 감사인지정제도의 효과와 다른 IFRS 도입에 따른 증분효과를 가짐을 의미한다.

전반적으로 본 연구의 실증결과는 규제와 시장감시가 엄격한 정보환경에서 원칙중심 IFRS의 도입은 IFRS의 실무적 문제점(실무적 재량권의 남용)보다는 개념적 유용성(경영자 재량권의 제약)이 더 크게 나타나는 경향을 보이며, 이로 인해 비효율적 신규상장과 대리인 비용의 축소로 인해 조기상장폐지 확률이 감소함을 시사하고 있다. 본 연구의 결과는 원칙중심 IFRS를 시장에 정착시키기 위해서는 정보환경을 개선하는 것이 중요함을 제시하고 있으며, 원칙중심 회계기준이 IPO 기업의 투명성과 미래 지속가능성에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 보여주었다는 점에서 학술적·실무적 측면에서 공헌할 것으로 기대한다.

본 연구는 서론에 이어 제2장에서는 관련된 선행연구 동향을 제시하고, 본 연구의 가설을 제안한다. 제3장에서는 변수측정 및 연구설계 방법을 설명하고, 제4장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제5장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 시사점 및 한계점을 제시한다.

## 제2장 이론적 배경 및 가설

### 제1절 이론적 배경

#### 1. IPO 기업의 이익조정

IPO라는 것은 일정 규모의 비상장기업이 상장철자를 밟기 위해 행하는 외부 투자자들에게 대한 첫 주식 공매를 말한다. 법률적인 의미로 기업공개란 상장을 목적으로 50인 이상의 여러 사람을 대상으로 주식을 매도하는 것을 의미한다. 즉, 대주주 개인이나 가족들이 가지고 있던 주식을 일반인들에게 널리 팔아 분산을 시키고 기업경영을 공개하는 것이다. 구체적으로 증권거래법과 기타 법규에 의거하여 주식회사가 발행한 주식을 일반투자자에게 균일한 조건으로 공모하거나, 이미 발행되어 대주주가 소유하고 있는 주식의 일부를 판매하여 주식을 분산시키고 재무내용을 공시함으로써 주식회사의 체제를 갖추는 것을 의미한다. IPO의 과정은 사전준비, 상장예비심사, 공모가선정, 상장 및 매매개시 등의 절차로 진행된다. 더불어 신규투자자를 보호하기 위해 IPO 기업의 기존 주주에게는 일정 기간 주식거래를 의무적으로 제한하는 보호예수제도가 적용된다.

회계학 문헌은 IPO 주변 연도(IPO 직전연도, 당해연도 및 후속연도)에서 경영자가 상향 이익조정할 가능성을 조사하고, IPO 주변 연도에서 이익조정이 IPO 기업의 기업가치에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하는 것에 초점을 맞추어 왔다. 관련된 해외 선행연구를 살펴보면 다음과 같다. Titman and Trueman(1986)은 IPO 기업이 공모가를 높이려고 IPO 직전에 이익을 상향조정 하는 경향이 있다고 보고하였다. Aharony et al.(1993)은 미국 시장에서 신규상장 전에 보고이익을 상향조정하는지를 조사한 결과, 규모 작고, 레버리지가 크며, 감사인과 주간사의 명성도가 낮은 기업에서 상향 이익조정행태가 발생함을 관측하였다 했다. Teoh et al.(1994)은 IPO 기업의 이익조정은 상장 전이 아니라 공모가와 상장이후 주가를 높일 목적으로 상장연도와 그 이후 기간에서 더 크게 발생한다는 결과를 제시했다. 유사하게 Friedlan(1994)은 IPO를 실시한 기업들은 일반적으로 상장 직전연도에 이익을 상향조정하며, 이는 상장연도에도 지속되는 경향을 보였다. Teoh et al.(1998)은 IPO 연도에 높은 비정상발생액을 보이는 신규상장 기업은 상장 이후 3년 동안 낮은 주가

수익률을 경험한다는 증거를 제공하였다. 유사하게 Roosenboom et al.(2003)은 유럽국가에서 상장 첫째 재량적발생액과 상장 이후 3년 장기주가 간에 음의 관계를 발견하였다.

한편, 국내연구 중에서 김권중 등(2004)은 IPO 기업들은 상장연도 및 상장 다음 연도에 유의한 양의 재량적발생액을 보이며, 특히 IPO 기업의 이익조정은 상장 이후 유상증자와 밀접한 관련성을 나타냈다. 최종서 등(2010)은 코스닥 시장의 신규 상장기업은 상장 직전연도와 상장 당해연도에 발생액과 실물활동 조정을 통하여 광범위하게 이익을 증가시킴을 확인하였다. 배지현 등 (2009)에 따르면, 신규상장 기업의 재량적발생액은 감사인지정제도 실행 이후에 감소하는 경향을 보였다. 광영민과 최종서(2011)는 코스닥 시장의 신규상장기업의 상장 전 상향 이익조정이 클수록 상장 이후에 시장에서 퇴출 될 가능성(상장폐지)이 증가한다는 증거를 제공하였다. 전반적으로 선행연구는 신규상장 기업은 IPO 주변 연도에서 상향이익조정 동기를 가지며 그것은 상장 이후 주가수익률의 감소를 초래하는 원인이 될 수 있으며 기업의 지속가능성에 부정적인 영향을 주고 있음을 보여주고 있다.

## 2. IFRS 도입이 경영자 재량권에 미치는 영향

우리나라는 회계투명성을 제고와 회계기준을 단일화시키려는 국제적 추세를 따르기 위하여 2011년부터 모든 상장기업을 대상으로 재무제표 작성에 있어서 국제회계기준(IFRS)을 의무채택하였다. IFRS의 가장 두드러진 특징은 원칙중심 회계기준을 채택하고 있다는 것이다. 원칙중심 회계기준은 경제적 실질에 부합하는 회계처리 방법을 강제하기 때문에 규칙중심 K-GAAP과 달리 회계처리에 대한 선택적 대체안을 허용하지 않는다. 만약 원칙중심 IFRS의 도입이 엄격하게 적용된다면, 경영자의 재량적 선택에 의한 회계처리 제약으로 이익조정이 어려워져 회계품질이 향상될 수 있다(Barth et al. 2008; Chen et al. 2010). 반면에, 일부 학자들은 원칙중심 IFRS는 세부적인 이행지침을 제공하지 않기 때문에 거래의 복잡성이 큰 경우 원칙적 회계처리에 대한 모호성이 증가할 수 있으며, 이 경우 결국 경영자의 실무적 판단에 근거하여 회계정보를 제공하게 된다. 하지만 경영자가 실무적 이유로 얻게 된 재량권을 기회주의적 목적으로 남용하게 된다면 원칙중심 회계기준의 개념적 유용성은 감소하여 이익조정이 확대될 수도 있다(Barth et al. 2008; Ahmed et al. 2013).

이렇듯 IFRS의 양면성으로 인해, 선행연구에서는 IFRS 도입으로 긍정적 측면(경영자 재량권의 제약)과 부정적 측면(실무적 재량권의 남용) 중에서 어떤 측면이 더 강하게 나타나는지를 실증적으로 분석하였다. 먼저 해외선행연구는 IFRS의 자발적 적용한 기업과 그렇지 않은 통제 기업 간의 차이를 다양한 국가를 대상으로 국제적 비교를 수행하였다. 일부 선행연구는 자발적으로 IFRS를 적용한 기업은 그렇지 않은 기업보다 이익조정행태가 더 축소된다는 결과를 제시하고 있다(Barth et al.2008; Chen et al. 2010; Zeghal et al 2012; Cai et al. 2014). 하지만 다른 연구자는 IFRS를 의무적으로 채택한 국가를 대상으로 검증한 선행연구는 IFRS 적용 이후에 경영자 재량권이 더 확대되거나 적어도 차이를 보이지 않는다는 결과를 보고하고 있다(Jeanjean and Stolowy 2008; Callao and Jarne 2010; Ahmed et al. 2013; Doukakis 2014). 이처럼 IFRS 도입의 효과성을 국제적으로 분석한 결과는 일관된 결과가 도출되지 않았다.

한편, IFRS 효과를 개별국가 수준에서 분석한 실증연구도 각 국가별 도입 효과는 통일된 결과를 보고하고 있지 않다. 프랑스 기업을 대상으로 분석한 Zéghal et al.(2011)은 국제회계기준(IAS/IFRS) 의무채택 이후 기업지배구조가 양호하거나 외국 금융시장에 의존하는 기업의 이익조정행태가 감소하였다. 그리스 상장기업을 대상으로 연구한 Iatridis and Rouvolis(2010)는 IFRS 도입 이후에 이익유연화는 감소하였고, 적자회피 이익조정의 빈도도 축소되었다. 더불어 손실인식의 적시성은 향상되어 전반적으로 IFRS 도입 이후 회계품질이 향상되는 결과를 발견하였다. 이탈리아를 대상으로 분석한 Marra et al.(2011)는 IFRS 채택 이후에 이익조정 감소에 이사회와 감사위원회의 독립성이 중요한 역할을 한다는 것을 발견하였다. Iatridis(2010)은 영국 기업을 대상으로 조사한 결과, IFRS 채택으로 이익조정의 규모는 이전보다 감소하였고 손실인식의 적시성은 증가하였다. 포르투갈을 대상으로 연구한 Morais and Curto(2008)는 IFRS 채택 기간에서 이익유연화가 감소하고 경영자의 재량권 행사가 감소하였음을 보고하였다.

대조적으로, 개별국가 수준에서 경영자 재량권이 축소되었다는 연구가 존재한다. Christensen et al.(2015)은 독일에서 IFRS 의무채택 이후 회계품질이 향상된다는 결과를 발견하지 못했다. Jarva and Lantto(2012)는 핀란드 기업대상으로 연구한 결과, 회계정보의 보수성, 적시성과 가치관련성 등이 IFRS 적용으로 증가한다는 증거를 발견하지 못했다. 이집트를 대상으로 분석한 Elbannan(2011)도 IFRS 도입이

이익조정을 축소한다는 결과를 발견하지 못하였다. DeFond et al.(2019)은 IFRS 채택 이후에 외국인 기관투자자들을 대상으로 한 수익률이 감소하는 것으로 보고되었다. 인도를 대상으로 연구한 Rudra and Bhattacharjee(2012)는 IFRS를 도입한 기업들이 IFRS를 도입하지 않는 기업들보다 이익을 더 유연하게 관리한다는 결과를 제시하였다.

유럽 및 영연방 국가들은 대부분 2005년에 IFRS를 의무채택했지만, 한국은 2011년에 독자적으로 IFRS를 채택하였기 때문에, 다른 국가와의 국제적 비교보다는 주로 자국회계기준(K-GAAP) 적용기간과 국제회계기준(K-IFRS) 적용기간 간에 시계열 비교에 초점을 맞추어 연구가 진행되었다. IFRS 의무도입 초기를 대상으로 한국의 IFRS 도입 효과를 비교한 국내선행연구는 K-IFRS 도입 전과 후 기간 간에 재량적발생액의 절댓값의 크기를 비교하는 것에 초점을 맞추었다. 분석결과 최국현과 손여진(2012), 박현영 등(2012), 이장희 등 (2014), 차승민 등 (2014), 유해석 등(2015)은 IFRS 채택 이후 재량적 발생액은 IFRS 직전 기간보다 유의하게 감소한다는 연구 결과를 제시하였다. 하지만, 김종일과 손호철(2013), 김용식과 박상훈(2017)은 IFRS 적용 이후에도 이익조정은 IFRS 도입 직전보다 감소하지 않으며 재량적발생액이 여전히 이익조정의 주요 수단으로 이용되고 있다는 결과를 보고하였다. 정태범(2013)은 개별채무제표 기준 비교에서는 IFRS 도입 이후에 이익조정이 감소하지만, 연결채무제표 기준 비교에서는 이익조정이 반대로 증가한다는 결과를 제시하였다.

최근 국내연구는 중장기 기간을 대상으로 K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간에 회계품질을 비교하였고, K-GAAP 채택 기간보다 IFRS 채택 기간에서 경영자의 이익조정행태와 이익유연화가 증가하였다는 실증적인 결과를 보고하였다. 김경순 등(2020)은 발생액 결정모형의 표준오차의 크기를 시계열 비교하고, 발생액에 영향을 미치는 결정요인(정상 발생액 결정요인, 기업특성요인, 거시경제적요인 등)을 통제한 뒤 패널회귀분석을 실시해서 IFRS 더미변수와 발생액의 크기를 비교하였다. 그 결과 IFRS 적용 이후 기간에서 이익조정행태가 확대되는 경향이 있음을 관측했다. 또한 김경순과 이경진(2020a)은 원칙중심 IFRS가 엄격하게 적용된다면 경영자 재량권이 제약되어 이익유연화가 어려워진다는 개념적 논리에 기초하여, K-GAAP과 IFRS 기간 간에 이익유연화의 크기를 비교하였다. 분석 결과, IFRS 기간에서 이익유연화가 적어도 감소한다는 증거는 발견하지 못했다. 더불어 김경순과 이경진(2020b)은 IFRS 기간은 K-GAAP 기간보다 적자회피 이익조정은 증가하고, 손실인

식의 적시성은 감소하는 경향을 보인다는 증거를 제공하고 있다. 한편, 김경순과 장유정(2021)은 이익조정 동기가 높은 상황(상장폐지 이전 연도)에서 상향이익조정의 크기가 K-GAAP과 IFRS 기간에 상장폐지된 기업 간에 차이가 있는지를 비교하였고, 그 결과 IFRS 도입 기간에서 상장폐지 전 상향이익조정이 유의하게 큼을 보여주었다. 전반적으로 최근 선행연구는 IFRS 도입 이후에 원칙중심 회계기준의 모호성에 기초하여 경영자가 실무적 재량권을 남용하는 경향이 있다는 증거를 제공하고 있다.

### 3. 규제와 감시의 강도가 IFRS 도입효과에 미치는 영향

많은 선행연구는 다양한 국가를 대상으로 원칙중심 IFRS의 도입으로 경영자의 재량권이 억제 또는 확대되는지를 실증적으로 조사하였지만, 그 결과는 국가별로 상이하여 일관된 결과를 도출하지 못하였다. 따라서 일부 연구는 IFRS의 도입 효과가 국가별로 차이가 발생하는 원인을 조사하였다(Soderstrom and Sun 2007; Houque et al. 2012 Moscardiello et al. 2014). Soderstorm and Sun(2007)은 IFRS를 채택한 국가의 법적제도, 자본시장의 발전 정도 및 기업의 지배구조 등과 같은 다양한 환경요인에 따라 IFRS 채택이 회계품질에 미치는 효과는 달라질 가능성을 제기하였다. 이러한 주장을 실증적으로 규명한 Houque et al(2012)은 전 세계 46개국을 대상으로 투자자 보호 환경에 따라 IFRS 의무도입이 재량적 발생액으로 측정된 이익의 질에 미치는 영향이 차별적인지를 연구했다. 그 결과, 투자자 보호가 강한 국가에서는 이익의 질이 향상되지만 그렇지 않은 국가에서는 향상되지 않는다는 결과를 보고했다. 또한 Moscardiello et al(2014)는 강한 강제시행능력과 IFRS와 동등한 자국 GAAP을 가지고 있으며 관습법이 적용되는 국가의 대표적인 예시인 영국에서는 IFRS 기간 이후 회계품질의 개선 효과가 보이지 않지만, 강제시행능력이 강하지 않고 성문법 체계를 갖는 이탈리아에서는 IFRS 도입 이후에 발생액의 품질 향상을 관측하지 못했다. 이상의 결과들은 원칙중심 IFRS의 부정적 효과(실무적 모호성으로 얻게 된 경영자의 실무적 재량권의 남용)는 투자자 보호에 유리한 법률적 체계(관습법), 투자자 보호제도가 잘 구비된 자본시장이 발전된 국가 및 좋은 지배구조를 가지고 있어 내부통제가 강한 국가 등에서 크게 제약되지만, 그렇지 않은 국가는 IFRS 도입에 따른 부정적 효과를 제약하지 못하고 있음을 시사한다. 즉, 경영자에 대한 규제와 시장감시가 강하게 적용되는 국가에서 원칙중심 IFRS의 도

입 이후에 개념적 유용성이 증가할 가능성을 암시하고 있다.

2005년에 동시에 IFRS를 도입한 유럽과 영연방 국가 표본과 달리, 한국은 2011년도에 독립적으로 IFRS를 채택했기 때문에 다른 국가표본들을 이용하여 이중차분법을 적용한 분석이 어렵다는 한계점을 가지고 있다. 따라서 규제와 시장감시가 IFRS의 도입 효과에 미치는 효과를 분석한 국내 선행연구는 한국표본만을 대상으로 기업 수준에서 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 시계열 비교하는 것에 초점을 맞추고 있다. 먼저 김경순 등(2021)은 IPO 사건을 이용하여 규제와 시장감시가 강한 상황과 그렇지 않은 상황에서 원칙중심 IFRS의 도입 효과가 상이한지를 조사하였다. 한국은 IPO 주변 기간에 금융당국의 규제가 상대적으로 강하게 적용된다(곽노결과 전상경 2015). IPO를 시도하는 기업들은 약 6개월 전부터 주간 증권사를 선정하고 기업실사와 상장예비심사를 받는다. 다음으로 주간사는 최초공모가를 책정하기 위해 기관투자자로부터 수요예측을 실시하고 이 과정을 통해 최초 공모가를 결정하고 상장절차를 수행한다. 상장 이후에도 일반투자자들을 보호하기 위해 IPO 이전 최대주주와 특수관계자 주식을 상장 이후 6개월 동안 예탁결제원과 예탁계약을 맺어 주식거래를 제한하는 의무보호예수제도를 적용받는다. 따라서 IPO 연도는 IPO 주변의 다른 연도와 비교할 때, 평균적으로 더 강한 규제와 시장감시를 적용받는다. 김경순 등(2021)은 이러한 점에 착안하여, IPO 연도는 규제와 시장감시를 강하게 적용받는 상황으로 정의하고, IPO 후속연도는 강하지 않은 상황으로 정의하였다. 이러한 조작적 정의를 바탕으로 그들은 K-GAAP과 IFRS 채택기간 간에 IPO 연도와 그 후속연도의 상하이익조정 크기가 다른지를 조사하였다. 분석 결과, 비교적 강한 규제와 시장감시를 받는 IPO 연도에서는 IFRS 채택기간의 재량적발생액이 K-GAAP 기간보다 유의하게 작은 값을 보였다. 하지만 IPO 이후연도에서는 재량적발생액의 크기는 두 기간 간에 시계열적인 차이를 보이지 않았다. 또한 IPO 연도와 그 후속연도 간에 시차이익조정 크기를 조사하였고 마찬가지로 K-GAAP보다 IFRS 기간에서 더 작은 값을 보였다. 이러한 IPO 사건을 이용한 표본조사 결과는 규제와 감시가 강한 환경에서 원칙중심 IFRS의 도입은 IFRS의 부정적 측면(경영자의 실무적 재량권의 남용)보다는 긍정적 측면(경영자 재량권의 제약)이 더 크게 나타남을 시사한다. 전반적으로 IPO를 이용한 국내선행연구(김경순 등 2021)는 규제와 시장감시가 강한 상황에서 IFRS의 도입은 경영자의 재량권을 제약하는 긍정적인 효과가 발생한다는 해외선행연구(Soderstrom and Sun 2007; Houque et al. 2012; Moscarriello et al. 2014)와 질적으로 일치하는 결과를 보고하고 있다.

본 연구는 김경순 등(2021)의 연구를 확장하여, 규제와 시장감시가 강한 IPO 시점에서 이익조정이 상장폐지에 미치는 효과가 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 차이가 발생하는지를 조사한다. 만약 규제와 시장감시가 강한 상황에서 IFRS의 도입이 경영자의 기회주의적 이익조정을 감소시킨다면, K-GAAP 기간보다 IFRS 채택기간에서 IPO 연도에 상향이익조정이 상장폐지에 미치는 양(+)의 관련성은 축소될 것이다. 즉, 본 연구는 김경순 등(2021)의 연구와 같이 IPO 사건을 이용하여 IFRS 도입 효과를 분석한다는 점에서는 유사점이 있지만, 자본시장에서 상장폐지 사건과 연계성을 이용하여 IFRS가 강한 규제와 시장감시를 받는 상황에서 기회주의적 IPO를 제한하는지를 더 구체적으로 분석한다는 측면에서 차별성을 갖는다.

#### 4. IPO 기업에 대한 감사인 지정제도

상장기업은 많은 이해관계자를 보유하고 있고 경제 전반에 큰 영향을 미치므로 비상장기업보다 높은 수준의 회계투명성이 요구된다. 특히 정보비대칭성이 큰 IPO 기업의 회계투명성은 상장심사, 최초공모가 및 상장 이후 추가수익률에 큰 영향을 미칠 수 있으므로 상대적으로 더 중요할 수 있다. 한국에서는 IPO 기업의 회계투명성을 강화하기 위해 1990년에 IPO 기업에 대해 감사인 지정제도를 실시하였고, 이 제도에 따르면 상장예정기업은 반드시 증권선물위원회에서 지정한 감사인으로 부터 회계감사를 받아야 한다. 그러나 2001년부터는 기업의 상장을 활성화하기 위한 규제개선의 일환으로 외감법 시행령에 규정된 적격요건을 갖춘 회계법인 중 하나의 법인과 자율적으로 감사계약을 체결하고 감사를 받으면 지정 감사인에게 감사받은 것으로 간주하도록 제도가 변경되었다(김진회와 정재욱 2009). 그러다가 코스닥 IPO 기업에 대한 회계부정사건이 다수 발생하자 규제기관은 IPO 기업에 대한 감사인 지정제도를 2006년도에 다시 부활시켰다.

다수의 연구자는 IPO 기업에 대한 감사인 지정제도의 효과를 검증하였다. 초기 연구는 감사인 지정제도 제시행 후 IPO 기업에 대한 유의한 이익조정 감소를 관측하지 못하였다. 김진회와 정재욱(2009)의 연구에 따르면, 감사인 지정제도하의 상장예정기업의 재량발생이 지정받지 않은 상장예정기업의 재량발생보다 큰 것으로 나타났다. 최성호 등(2015)은 코스닥시장에 2001년부터 2010년까지 신규상장한 기업 중에서 표본선정기준을 만족한 452개 기업을 대상으로 분석한 결과, 감사인 자유

수입제를 시행하던 기간에 비해 감사인 지정제도를 시행하는 기간에 신규상장기업의 상장 전 이익조정이 유의하게 증가함을 관측하였다. 김명철 등(2011)도 지정제 시행 전과 후 기간 간에 이익조정의 차이를 발견하지 못했다. 반면에 배지현 등(2009)은 변경된 감사인 지정제도 실시 이후에 신규 상장된 기업의 재량적 발생액이 뚜렷이 감소함을 관측하였고, 이는 상장예정기업에 대해 강화된 감사인 지정제도가 감사품질 제고에 부분적으로 기여하고 있다고 주장한다.

이처럼 감사인 지정제도의 변경은 IPO 기업의 이익조정에 영향을 미칠 수 있기 때문에, 본 연구는 IPO 기업의 이익조정과 상장폐지 간의 관계가 감사인 지정제도에 의해 영향을 받는지를 추가적으로 검증한다.

## 제2절 가설 설정

선행연구는 코스닥 시장에 신규상장한 기업은 IPO 직전과 당해연도에 이익을 상향조정할 동기가 있으며, 이러한 상향이익조정 IPO 기업은 상장 이후 재무적 곤경으로 인해 상장폐지 될 가능성이 있다는 결과를 보고하고 있다(최종서 등 2010; 광영민과 최종서 2011). 이러한 결과는 중요한 시사점을 제공한다. 정보비대칭이 비교적 높은 IPO 기업에서 이익을 상향 조정하는 것은 경영자가 사적이익을 추구하는 성향이 큼을 암시한다는 것이다. 즉, 높은 대리인 비용은 경영자의 비효율적인 경영의사결정을 증가시켜 미래 영업위험 및 재무위험의 확대로 인해 상장폐지 가능성이 증가할 수 있다는 것이다. 그러나 선행연구의 결과는 2000년대 초반의 경제환경에 기초한 IPO 표본을 대상으로 분석한 결과임으로 최근 경제환경을 반영하고 있지 않다. 더불어 2006년에는 감사인지정제도의 도입되었고, 2011년도에는 IFRS가 의무도입되는 등 IPO 기업에 대한 회계감사 및 회계기준에 대한 큰 변화도 있었다. 따라서 새로운 정보환경에서도 IPO 기업의 이익조정과 상장폐지 간의 관계가 이전 선행연구와 동일한 결과가 나타나는지를 재확인할 필요가 있다.

이러한 관점에서 본 연구는 최근 자료를 사용하여 IPO 연도의 이익조정이 증가할수록 상장 이후 5년 이내 상장폐지 가능성이 증가하는지를 재조사한다. 특히, 이 연구에서는 이익조정에 대한 측정치로 세 가지 방식(각각 수정Jones 모형, 성과조정모형, 비대칭적 적시성 모형)으로 측정된 재량적발생액을 사용하여 강건성을 높이고 있다. 더불어 IPO 연도의 재량적발생액이 상장폐지에 미치는 효과를 분석할

뿐만 아니라, 상장직전연도와 상장직후연도의 재량적발생액이 조기상장폐지에 미치는 영향도 함께 분석하고 있다. 특히 IPO 연도는 상장심사 통과목적, 공모가를 높일 목적 및 보호예수기간 동안에 주가를 유지할 목적 등과 같은 사유로 인해 상장직전연도 또는 상장직후연도보다 기회주의적 이익조정이 더 크게 나타날 것으로 예측하였다. 따라서 IPO 당해연도의 이익조정과 상장폐지 간의 양(+)의 관계는 IPO 연도에서 가장 강하게 관측될 것으로 예측한다. 본 연구는 선행연구(최종서 등 2010; 광영민과 최종서 2011)와 같이 IPO 연도에서 높은 재량적발생액을 보이는 신규상장기업은 정보비대칭성과 경영자의 기회주의가 증가하여 IPO 이후 재무적 곤경이 증가하여 상장폐지 될 가능성이 증가할 것으로 예측하고 다음과 같은 첫 번째 연구가설을 설정한다.

*가설 1. IPO 연도에 상향이익조정이 큰 기업은 IPO 이후 상장폐지 될 확률이 더 증가할 것이다.*

한편, 한국은 2011년부터 원칙중심 회계기준을 적용하는 IFRS를 의무채택하고 있다. 원칙중심 회계기준은 경제적 실질을 반영하는 회계처리를 최우선으로 적용하는 것을 원칙으로 하는 회계기준으로, 회계기준에서 경영자의 선택적 회계처리를 배제하고 있다. 따라서 IFRS가 엄격하게 적용된다면 IPO 기업이 기회주의적 목적으로 이익을 조정하는 것은 어렵게 될 것이다. 반면에 IFRS는 구체적인 이행지침을 제공하지 않고 있으며, 거래가 복잡한 경우 원칙적 회계처리방법에 대한 모호성도 존재하기 때문에 경영자는 이러한 IFRS의 모호성으로 인해 실무적으로 재량권을 행사하는 경우가 증가할 수 있다. 만약 경영자의 실무적 재량권 행사가 사적이익을 추구를 위해 남용된다면 오히려 IPO 기업의 이익조정은 더 증가할 위험성도 있다. 따라서 IFRS의 적용은 긍정적 및 부정적 효과가 나타날 가능성이 상존하고 있으며, 많은 실증연구는 도입국가별로 상이한 결과가 도출됨을 보고하고 있다.

하지만 IFRS 도입이 IPO 기업의 이익조정에 미치는 효과를 분석한 연구는 희소하기 때문에, IPO 기업의 이익조정의 효과가 IFRS 도입 이후에 어떻게 달라지는지를 분석할 필요성이 있다. 이러한 관점에서 김경순 등(2021)은 IPO 연도의 이익조정의 크기를 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 시계열적 차이가 존재하는지를 분석하였다. 그들은 IPO 연도는 상대적으로 강한 규제와 시장감시를 적용받는 특성이 있으므로, IPO 연도와 그 후속연도에 대한 재량적발생액의 크기가 K-GAAP과 IFRS

적용기간 간에 차이가 있는지를 비교하여 규제와 감시의 강도가 IFRS 도입효과에 미치는 효과를 분석하고 있다. 분석결과, IPO 연도의 재량적발생액은 IFRS 기간이 K-GAAP 기간보다 유의하게 작은 결과를 보였다. 반면에 IPO 후속연도의 재량적 발생액은 IFRS 기간이 K-GAAP 기간보다 더 큰 경향을 보였다. 이러한 결과는 규제와 시장감시가 엄격한 상황에서 원칙중심 회계기준의 개념적 유용성(경영자 재량권의 감소)이 실무적 문제점(경영자의 실무적 재량권 남용)보다 더 크게 작용함을 시사하고 있다.

본 연구도 김경순 등(2021)과 유사한 관점에서 IFRS의 긍정적 도입 효과(경영자 재량권의 제약)가 규제 및 시장감시의 강도 등에 따라 상이하게 발생하는지를 IPO 사건을 이용하여 검증한다는 점에서 유사성이 있다. 그러나 선행연구는 IPO 연도의 이익조정은 경영자의 기회주의라는 기본가정에 기초하여 IFRS의 효과를 분석하였지만, 일부 선행연구에 따르면 정보비대칭 상황에서 상향이익조정은 경영자가 미래 긍정적 성과에 대한 신호를 제공하는 것이라는 주장도 있다. 따라서 이익조정이 경영자의 기회주의라는 가정에 기초하기보다는 IPO 연도의 상향이익조정이 기업의 지속가능성에 부정적인 영향을 미친 실제 사건을 이용하여 분석하는 것이 더 정교한 분석일 것이다. 이러한 이유로 본 연구는 선행연구와 달리, IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간의 관계가 K-GAAP과 IFRS 적용기간 간에 차이가 있는지를 분석하는 것에 초점을 맞추고 있다는 점에서 차별성을 갖는다.

만약 IFRS가 규제와 시장감시가 엄격한 상황에서 개념적 유용성이 증가하는 경향이 보인다면, 규제와 감시가 비교적 엄격한 IPO 연도에서는 기회주의적 목적의 이익조정이 감소하고 정보비대칭이 완화될 것이다. 이는 IPO 기업의 투명성을 제고하여 외부감시를 강화하고 경영자의 비효율적 의사결정은 감소할 가능성이 있다. 따라서 IFRS 기간에서는 IPO 연도의 이익조정과 IPO 이후 조기상장폐지 간에 양의 관계는 관측되지 않을 것이다. 반면에 규칙중심 K-GAAP이 적용되는 기간은 선택적 대체안을 적용하는 것이 부분적으로 허용되었기 때문에, 경영자는 재량권을 사용하여 자신에게 유리한 회계보고를 제공하더라도 이를 회계기준 위반으로 보지 않는 경향을 보여왔다. 따라서 과거 K-GAAP 기간에서 IPO 연도의 이익조정은 정보비대칭성을 확대하고 외부감시를 약화시킬 수 있고, 결과적으로 경영자의 비효율적 의사결정을 증가시켜 이익조정과 조기상장폐지 간에 유의한 양의 관계를 초래할 가능성이 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간의 양의 관계는 K-GAAP보다 IFRS 기간에서 더 작을 것으로 예측하고 다음과

같은 두 번째 연구가설을 설정한다.

가설 2. IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 가능성 간의 양의 관계는 K-GAAP보다 IFRS 적용기간에서 그 강도가 더 작을 것이다.

## 제3장 연구설계

### 제1절 변수측정: IPO 연도의 재량적 발생액

본 연구에서 IPO 주변 연도(직전연도, 당해연도 및 직후연도)의 재량적발생액을 각각 (i) 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995), (ii) Kothari et al.(2005)의 성과조정모형 및 (iii) Ball and Shivakumar(2006)의 비대칭적 적시성 모형을 적용하여 각각 산출한다.<sup>1)</sup> 특히 본 연구는 IPO 사건 주변 연도의 재량적발생액을 구하는 것이 목적임으로 다음과 같은 두 가지 단계를 적용하여 개별 IPO 기업의 재량적발생액을 측정한다. 첫 번째 단계는 유가증권과 코스닥시장에 상장된 전체기업을 대상으로 연도-산업별로 식(1)~(3)의 모형을 각각 적용하여 회귀모형의 잔차를 추정한다. 두 번째 단계는 전체상장기업을 대상으로 추정한 잔차 중에서 IPO 기업의 상장연도에 해당하는 잔차를 수집하여 IPO 기업에 대한 재량적 발생액을 측정한다. 마찬가지로 IPO 직전연도와 직후연도의 재량적발생액도 유사한 방식으로 측정한다.

Dechow et al.(1995)의 수정 Jones 모형:

$$\begin{aligned}
 ACCR_{i,t}/A_{i,t-1} &= \beta_1 [1/A_{i,t-1}] + \beta_2 [(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}] && \text{식 (1)} \\
 &+ \beta_3 [PPE/A_{i,t-1}] + \varepsilon_{i,t} \\
 \therefore DA\_AJ_{i,t} &= \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

1) Dechow et al. (1995)과 Kothari et al.(2005) 모형은 이익조정행태를 측정하기 위해 설계된 측정치이다. 하지만 Ball and Shivakumar(2006) 모형은 비대칭적 보수성을 측정하는 모형이므로 이익조정을 탐지하는 다른 측정치와 차이가 존재한다. 그럼에도 불구하고 Ball and Shivakumar(2006) 모형을 추가적으로 적용한 것은 일부 연구자들은 IPO 시점의 이익조정과 후속 추가수익률 간의 음의 관계가 IPO 기업은 회계보수성 크기 때문에 발생하는 현상이라고 주장하기 때문이다. 따라서 본 연구는 Ball and Shivakumar(2006)을 적용했을 때의 결과를 추가적으로 확인하고 이것이 다른 모형과 어떠한 차이를 보이는지를 추가로 확인할 목적으로 부가적으로 사용하고 있다.

Kothari et al.(2005)의 성과조정모형:

$$\begin{aligned}
 ACCR_{i,t}/A_{i,t-1} = & \beta_1[1/A_{i,t-1}] + \beta_2[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}] & \text{식 (2)} \\
 & + \beta_3[PPE/A_{i,t-1}] + \beta_4ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\
 \therefore DA\_K_{i,t} = & \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

Ball and Shivakumar(2006) 비대칭적 적시성 모형:

$$\begin{aligned}
 ACCR_{i,t}/A_{i,t-1} = & \beta_1[1/A_{i,t-1}] + [(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}] & \text{식 (3)} \\
 & + [PPE_{i,t}/A_{i,t-1}] + [CFO_{i,t}/A_{i,t-1}] + DCFO_{i,t} \\
 & + [(CFO/A_{i,t-1}) \times DCFO_{i,t}] + \varepsilon_{i,t} \\
 \therefore DA\_BS_{i,t} = & \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

식(1), 식(2), 식(3)에서  $ACCR$ 은 기업의  $t$ 년도의 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감한 총발생액이다.  $\Delta REV$ ,  $\Delta REC$  및  $PPE$ 는 기업의  $t$ 년도 순매출액의 변화, 매출채권의 변화 및 유형자산을 각각 표현한 것이다.  $A$ 는  $t-1$ 년도 말의 총자산을 의미한다.  $ROA$ 는 기업의  $t$ 년도 총자산이익률을 의미한다.  $CFO$ 는 기업의  $t$ 년도 영업활동 현금흐름을 의미한다.  $DCFO$ 는 만일  $CFO$ 가 음이면 1 아니면 0과 같은 더미변수이다. 그리고  $\varepsilon$ 는 회귀식의 오차항이다.

## 제2절 연구모형

<MODEL 1>은 IPO 연도의 재량적발생액이 IPO 이후 상장폐지에 미치는 영향을 분석하는 가설1에 대한 검증모형이다. <MODEL 1>의 종속변수는 IPO 이후 5년 이내에 재무적 곤경 사유로 인해 상장이 폐지된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수( $Delisting5Y\_Di$ )이다.<sup>2)</sup> 설명변수  $DA_i$ 는 각각 IPO 연도(또는 IPO 직전연도 및 IPO 직후연도)에 세 가지 방식으로 측정된 재량적발생액을 각각 의미한다. 만약 <MODEL 1>에서 재량적발생액(DA)의 회귀계수( $\beta_1$ )가 통계적으로

2) 본 연구에서는 몇 가지 이유에서 IPO 이후 조기상장폐지 기간을 5년으로 설정하였다. 첫째, 일반적으로 사건연구에서 특정 사건이 후속기간에 미치는 영향은 시간이 지남에 따라 감소하는 경향이 있으며 사건의 효과는 5년 이후에는 소멸되는 경향을 보이기 때문이다. 둘째, IPO 기업은 제도적으로 상장 이후 2차년도까지는 상장폐지가 되지 않으므로, 실제 상장폐지는 IPO 이후 3차년도부터 적용된다. 이러한 이유는 본 연구는 IPO 시점의 이익조정행위로 인해 IPO 이후 3년부터 5년까지 상장폐지된 기업을 대상으로 종속변수를 측정하는 방법을 선택하였다.

유의한 양(+)의 값을 나타낸다면 IPO 연도에 이익을 상향조정하는 기업은 IPO 이후 5년 이내에 상장폐지 될 가능성이 크다는 가설1은 지지 될 것이다.

$$\begin{aligned}
 Delisting5Y\_D_i = & \beta_0 + \beta_1 DA_i + \beta_2 OWNER_i + \beta_3 UWRANK\_D_i + \beta_4 PROCEEDS_i \\
 & + \beta_5 LogSALES_i + \beta_6 BTM_i + \beta_7 LEV_i + \beta_8 CFO_i + \beta_9 AGE_i \\
 & + \beta_{11} Market\_D_i + \Sigma Industry\_D_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \qquad \text{MODEL1}$$

$$\begin{aligned}
 Delisting5Y\_D_i = & \beta_0 + \beta_1 DA_i + \beta_2 DA_i \times IFRS\_D_i + \beta_3 IFRS\_D_i + \beta_4 OWNER_i \\
 & + \beta_5 UWRANK\_D_i + \beta_6 PROCEEDS_i + \beta_7 LogSALES_i \\
 & + \beta_8 BTM_i + \beta_9 LEV_i + \beta_{10} CFO_i + \beta_{11} AGE_i + \beta_{12} Market\_D_i \\
 & + \Sigma Industry\_D_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \qquad \text{MODEL2}$$

<MODEL 2>는 IPO 연도의 이익조정과 IPO 이후 상장폐지 간의 관계가 회계제도변화에 따라 차별적인지를 확인하는 가설2에 대한 검증모형이다. 본 연구는 전체 IPO 표본을 K-GAAP 적용 기간 간에 IPO를 실시한 표본과 IFRS 의무적용 기간에 IPO를 실시한 표본으로 각각 구분하고, K-GAAP과 IFRS 채택 기간을 구분하는 더미변수를 생성한다. <MODEL 2>에서 *IFRS\_D*는 IFRS 의무적용기간에 해당하면 1, K-GAAP 적용기간에 해당하면 0으로 지칭한 더미변수이다. 더불어 IPO 시점의 이익조정과 상장폐지 간의 관계가 회계기준 적용 기간별로 차이가 발생하는지를 비교하기 위해 재량적발생액과 IFRS 기간더미변수 간의 상호작용변수 ( $DA_i \times IFRS\_D_i$ )를 생성하고 그 계수값을 확인한다. 만약 <MODEL 2>에서 상호작용변수( $DA_i \times IFRS\_D_i$ )의 회귀계수( $\beta_2$ )가 유의한 음의 값을 보인다면 IPO 연도의 상향이익조정이 상장폐지 가능성을 높이는 현상이 IFRS 도입 이후에 축소되고 있음을 의미한다. 예상한 결과가 도출된다면, 규제와 감시가 강한 IPO 연도에서 원칙중심 IFRS의 도입은 경영자의 기회주의적 재량권을 부분적으로 억제하는 경향이 있으며, 결과적으로 기회주의의 억제는 상대적으로 재무적 곤궁으로 인한 상장폐지 가능성을 감소시킬 수 있음을 시사할 것이다. 즉, 가설2는 지지 될 것이다.

한편, <MODEL 1>과 <MODEL 2>에서 사용된 통제변수를 설명하면 다음과 같다. *OWNER*는 IPO 연도 말의 최대주주와 특수관계자 지분율의 합으로 측정된 소유권집중도이다(Yeh et al. 2008). *UWRANK*는 IPO 주간사가 전년도 기준 시장점유율(매출액 기준) 상위 5위안에 포함되면 1 아니면 0으로 지칭한 더미변수로서 주간사의 명성효과를 통제하기 위해 삽입한 변수이다(Carter and Manaster 1990).

*PROCEEDS*는 IPO 공모가에 공모주식수를 곱한 값에 자연로그를 취한 값으로 공모규모를 반영하는 변수이다(Masulis and Korwar 1986; Bayless and Chaplinsky 1996). *Log\_Sales*은 IPO 연도의 매출액에 로그를 취한 값으로 기업규모효과를 통제하기 위한 변수이다. *BTM*은 미래 성장성을 반영하는 변수로서 IPO 연도말 장부가치 대 시장가치비율을 의미한다(Denis 1994; Jung et al. 1996). *LEV*는 IPO연도 말 총부채를 평균총자산으로 나눈 비율로서 재무위험을 통제하기 위한 변수이다(Eckbo and Norli 2004). *CFO*는 IPO 연도말 영업활동현금흐름을 기초총자산으로 나눈 비율로서 수익성 차이를 통제하기 위한 변수이다. *AGE*는 설립연도부터 IPO 시점까지의 기업연령에 대한 로그 값으로서 기업연령 효과를 통제하기 위한 변수로이다(Clark 2002). *Industry\_D*는 산업효과를 통제하기 위한 산업구분 더미변수로 금융업을 제외한 12개 산업으로 구분하였다.

한편, <Table 1>은 본 연구에서 사용된 변수들의 정의와 측정 방법을 요약한 것이다.

**<Table 1> 변수정의**

변수명	정의
<i>Delisting5Y_D<sub>i</sub></i>	= 유가증권 및 코스닥 시장에서 IPO에 성공한 기업 중에서 상장 이후 1~5년 이내에 상장폐지된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수
<i>DA<sub>i</sub></i>	= IPO 기업 <i>i</i> 의 IPO 주변연도의 재량적발생액을 의미하며 각각 아래의 변수들을 지칭한다.
( <i>i</i> ) <i>DA_AJ<sub>i</sub></i>	= 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 적용하여 계산한 기업 <i>i</i> 의 IPO 당해연도의 재량적발생액
( <i>ii</i> ) <i>DA_K<sub>i</sub></i>	= Kothari et al.(2005) 모형을 적용하여 계산한 기업 <i>i</i> 의 IPO 당해연도의 재량적발생액
( <i>iii</i> ) <i>DA_BS<sub>i</sub></i>	= Ball and Shivakumar(2006) 모형을 적용하여 계산한 기업 <i>i</i> 의 IPO 당해연도의 재량적발생액
( <i>iv</i> ) <i>Pre DA_AJ<sub>i</sub></i>	= 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 적용하여 계산한 기업 <i>i</i> 의 IPO 직전연도의 재량적발생액
( <i>v</i> ) <i>Pre DA_K<sub>i</sub></i>	= Kothari et al.(2005) 모형을 적용하여 계산한 기업 <i>i</i> 의 IPO 직전연도의 재량적발생액
( <i>vi</i> ) <i>PreDA_BS<sub>i</sub></i>	= Ball and Shivakumar(2006) 모형을 적용하여 계산한 기업 <i>i</i> 의 IPO 직전연도의 재량적발생액
( <i>vii</i> ) <i>Post DA_AJ<sub>i</sub></i>	= 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 적용하여 계산한 기업 <i>i</i> 의 IPO 직후연도의 재량적발생액
( <i>viii</i> ) <i>Post DA_K<sub>i</sub></i>	= Kothari et al.(2005) 모형을 적용하여 계산한 기업 <i>i</i> 의 IPO 직후연도의 재량적발생액
( <i>ix</i> ) <i>Post DA_BS<sub>i</sub></i>	= Ball and Shivakumar(2006) 모형을 적용하여 계산한 기업 <i>i</i> 의 IPO 직후연도

	=	의 재량적발생액
$OWN_i$	=	기업 $i$ 의 IPO 연도말의 내부자지분율(최대주주와 특수관계자 지분율의 합으로 측정)
$UWRANK\_D_i$	=	기업 $i$ 에 대한 IPO 주간사가 IPO 직전년도 시장점유율(매출액 기준)이 상위 5위 안에 포함되면 1, 아니면 0을 부여한 더미변수
$PROCEEDS_i$	=	기업 $i$ 의 IPO 공모금액(공모가×공모주식수)에 대한 자연로그 값
$LogSales_i$	=	기업 $i$ 의 IPO 연도의 매출액(단위 10억원)에 로그를 취한 값
$BTM_i$	=	기업 $i$ 의 IPO 연도말 장부가치 대 시장가치비율
$LEV_i$	=	기업 $i$ 의 IPO 연도말 총부채를 평균총자산으로 나누어 구한 부채비율
$CFO_i$	=	기업 $i$ 의 IPO 연도말 영업활동현금흐름을 기초총자산으로 나누어 구한 현금 보유 비율
$AGE_i$	=	기업 $i$ 의 설립연도부터 IPO 시점까지 계산한 기업연령의 로그값
$AUDITOR\_D_i$	=	기업 $i$ 의 IPO 연도의 감사인이 Big4 회계법인에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수
$Market\_D_i$	=	기업 $i$ 가 코스닥시장에 상장한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수
$\Sigma Industry\_D_i$	=	산업구분 더미변수

## 제4장 실증분석결과

### 제1절 표본선정, 기술통계 및 상관관계분석

본 연구의 표본은 한국거래소 상장공시시스템(KIND)에서 2001년부터 2015년까지 유가증권과 코스닥 시장에서 최초 상장한 기업을 추출하여 이용한다. 최초 추출한 IPO 표본 중에서 다음 요건에 해당하는 기업을 표본에서 배제한다. 먼저 재무제표의 속성이 상이한 금융업을 표본에서 제외한다. 또한 Fnguide 데이터베이스에서 재무자료, 주가자료, 기업특성 자료 등을 수집할 수 없는 기업을 추가로 제거한다. 표본선정 기준에 따라 최종선정된 표본은 1,114개 IPO 표본이며, 이 중에서 K-GAAP 적용기간에 IPO 한 표본은 878개이고, IFRS 의무적용 기간에 IPO 한 표본은 236개이다. 더불어 본 연구는 최종표본 1,114개 IPO 표본 중에서 IPO 5년 이내에 상장폐지된 기업(60개 기업)을 한국거래소 상장공시시스템(KIND)을 이용하여 확인하였다.

<Table 2> 기술통계

	Mean	Std.dev	Min	Q1	Q2	Q3	Max
<i>Delisting_5Y_D<sub>i</sub></i>	0.054	0.226	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>DA_AJ<sub>i</sub></i>	0.272	0.536	-0.989	-0.002	0.146	0.394	2.912
<i>DA_K<sub>i</sub></i>	0.228	0.513	-1.106	-0.030	0.124	0.335	2.767
<i>DA_BS<sub>i</sub></i>	0.239	0.487	-1.047	-0.013	0.141	0.378	2.569
<i>Pre DA_AJ<sub>i</sub></i>	0.051	0.326	-0.842	-0.104	0.035	0.172	1.508
<i>Pre DA_K<sub>i</sub></i>	-0.010	0.292	-1.028	-0.132	-0.018	0.108	1.123
<i>Pre DA_BS<sub>i</sub></i>	0.025	0.285	-0.820	-0.115	0.020	0.139	1.211
<i>Post DA_AJ<sub>i</sub></i>	-0.041	0.201	-0.603	-0.164	-0.039	0.068	0.600
<i>Post DA_K<sub>i</sub></i>	-0.047	0.192	-0.609	-0.159	-0.051	0.053	0.580
<i>Post DA_BS<sub>i</sub></i>	-0.037	0.202	-0.590	-0.152	-0.037	0.066	0.631
<i>OWN<sub>i</sub></i>	0.444	0.154	0.054	0.325	0.424	0.554	1.000
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	0.359	0.480	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	16.203	1.093	13.899	15.436	16.052	16.772	21.144
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	1.595	0.528	0.029	1.246	1.517	1.858	3.907
<i>BTM<sub>i</sub></i>	0.804	0.480	0.123	0.443	0.704	1.053	2.480
<i>LEV<sub>i</sub></i>	0.378	0.200	0.022	0.223	0.355	0.515	1.131
<i>CFO<sub>i</sub></i>	0.082	0.232	-0.678	-0.023	0.079	0.186	0.869
<i>AGE<sub>i</sub></i>	1.027	0.264	0.000	0.845	1.041	1.204	1.763
<i>AUDITOR_D<sub>i</sub></i>	0.490	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Market_D<sub>i</sub></i>	0.897	0.304	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000

변수정의:

<i>Delisting<sub>5Y</sub>_D<sub>i</sub></i>	=	코스닥 시장에서 IPO한 기업 중 상장 이후 1~5년 이내에 상장폐지된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수
<i>DA_AJ<sub>i</sub></i>	=	수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 적용한 기업의 IPO 당해연도의 재량적발생액
<i>DA_K<sub>i</sub></i>	=	Kothari et al.(2005) 모형을 적용한 기업i의 IPO 당해연도의 재량적발생액
<i>DA_BS<sub>i</sub></i>	=	Ball and Shivakumar(2006) 모형을 적용한 기업i의 IPO 당해연도의 재량적발생액
<i>Pre DA_AJ<sub>i</sub></i>	=	수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 적용하여 계산한 기업i의 IPO 직전연도의 재량적발생액
<i>Pre DA_K<sub>i</sub></i>	=	Kothari et al.(2005) 모형을 적용한 기업i의 IPO 직전연도의 재량적발생액
<i>PreDA_BS<sub>i</sub></i>	=	Ball and Shivakumar(2006) 모형을 적용한 계산한 기업i의 IPO 직전연도의 재량적발생액
<i>Post DA_AJ<sub>i</sub></i>	=	수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 적용한 기업i의 IPO 직후연도의 재량적발생액
<i>Post DA_K<sub>i</sub></i>	=	Kothari et al.(2005) 모형을 적용한 기업i의 IPO 직후연도의 재량적발생액
<i>Post DA_BS<sub>i</sub></i>	=	Ball and Shivakumar(2006) 모형을 적용한 기업i의 IPO 직후연도의 재량적발생액
<i>OWN<sub>i</sub></i>	=	IPO연도 말의 내부자지분율(최대주주와 특수관계자 지분율의 합)
<i>UWRANK_D<sub>i</sub></i>	=	IPO 주간사가 직전년도 기준 시장점유율(매출액 기준)이 상위 5위 안에 포함되면 1 아니면 0인 더미변수
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	=	IPO 공모금액(공모가×공모주식수)에 대한 자연로그 값
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	=	IPO 연도의 매출액(단위 10억원)에 로그를 취한 값
<i>BTM<sub>i</sub></i>	=	IPO 연도말 장부가치 대 시장가치비율
<i>LEV<sub>i</sub></i>	=	IPO 연도말 총부채를 평균총자산으로 나눈 부채비율
<i>CFO<sub>i</sub></i>	=	IPO 연도말 영업활동현금흐름을 기초총자산으로 나눈 현금보유 비율
<i>AGE<sub>i</sub></i>	=	설립연도부터 IPO 시점까지 계산한 기업연령의 로그값
<i>AUDITOR_D<sub>i</sub></i>	=	IPO 연도의 감사인이 Big4 회계법인에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수
<i>Market_D<sub>i</sub></i>	=	기업이 코스닥시장에 상장한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수

<Table 2>는 본 연구에서 사용된 주요 변수들에 대한 기술통계량을 제시한 것이다. *Delisting<sub>5Y</sub>\_D<sub>i</sub>*는 IPO 이후 5년 이내에 조기상장폐지된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이며, 평균값은 0.054이다. 이는 전체 표본중에서 5.4%의 IPO 기업이 5년 이내에 상장폐지되었음을 나타낸다. *DA\_AJ<sub>i</sub>*, *DA\_K<sub>i</sub>*, *DA\_BS<sub>i</sub>*는 각각 식(1), (2), (3)에 따라 IPO 연도를 대상으로 측정된 재량적발생액을 의미한다. 세 가지 방식으로 측정된 IPO 연도의 재량적발생액의 평균은 각각 0.272, 0.228, 0.239로 모두 영(0)보다 큰 값을 나타냈다. 이는 IPO 연도에 상향이익조정행태를 보이고 있음을 의미한다. *Pre DA\_AJ<sub>i</sub>*, *Pre DA\_K<sub>i</sub>*, *Pre DA\_BS<sub>i</sub>*는 각각 IPO 직전연도에 대한 재량적발생액을 각각 식(1), (2), (3)에 따라 측정된 것이다. IPO 직전연도의 재량적발생액이 양의 값을 보이거나 0과 근사한 수치를 보였다. 대조적으로 *Post DA\_AJ<sub>i</sub>*, *Post DA\_K<sub>i</sub>*, *Post DA\_BS<sub>i</sub>*는 IPO 후속연도를 대상으로 재량적발생액을 식(1), (2), (3)에 따라 각각 측정된 것이며, 평균값은 각각 -0.041,

-0.047, -0.037로 약한 음의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 IPO 연도의 상향이익조정에 대한 후속연도의 이익반전효과일 가능성을 암시하고 있다. 전반적으로 재량적 발생액을 시계열적으로 비교했을 때, IPO 연도에서 상향이익조정 행태가 가장 크게 발생하고 있음을 시사하고 있다. 이는 IPO 연도는 평균적으로 상장예비심사를 통과할 목적, 공모가를 높일 목적 및 IPO 이후 보호예수기간 동안 높은 주가를 유지할 목적으로 이익을 상향보고할 유인이 다른 기간보다 더 큰 것이 원인일 것으로 추정된다.

통제변수 중에서 최대주주와 특수관계자 지분율( $OWN_i$ )의 평균은 44.4%이며, 대형주간사에 의해 IPO 한 비율( $UWRANK_i$ )은 35.9%이다. 공모금액( $PROCEEDS_i$ )의 평균(16.203)과 중위수(16.052)는 유사하였다. IPO 연도의 매출액( $LogSales_i$ )의 평균은 1.595이며, 장부가치대 시장가치 비율( $BTM_i$ )의 평균은 0.804이다. 총자산에서 총부채가 차지하는 비율( $LEV_i$ )의 평균은 37.8%이며, 총자산에서 영업활동현금흐름이 차지하는 비중( $CFO_i$ )의 평균은 8.2%이다. IPO 시점까지 평균연령은 1.027(년)이며, 외국계 대형 회계법인( $Big4$ )으로부터 회계감사를 받은 기업( $AUDITOR\_D_i$ )은 49%이다. 전체표본 중에서 코스닥 시장에 상장된 비율( $Market\_D_i$ )은 89.7%이다.

<Table 3>은 변수 간에 피어슨 상관관계를 분석한 결과이다. 세 가지 방식으로 측정된 재량적발생액( $DA\_AJ_i$ ,  $DA\_K_i$ ,  $DA\_BS_i$ )은 IPO 이후 5년 이내 상장폐지 더미변수( $Delisting\_5Y\_D_i$ )와 양의 관계를 보이지만  $DA\_K_i$ 만 10% 수준에서 통계적으로 유의하였고 나머지 변수들은 통계적으로 유의한 관련성을 보이지 않았다. 한편,  $Delisting\_5Y\_D_i$ 는  $OWN_i$ ,  $PROCEEDS_i$ ,  $LEV_i$ ,  $CFO_i$ ,  $AGE_i$ ,  $AUDITOR\_D_i$ 와 유의한 상관관계를 보였다. 하지만  $Delisting\_5Y\_D_i$ 는  $UWRANK_i$ ,  $LogSales_i$ ,  $BTM_i$ 과 유의한 상관관계를 보이지 않았다. 상당수의 IPO 통제변수가 조기상장폐지와 상관관계를 보임에 따라, 본 연구는 IPO 기업의 기회주의적 행태에 영향을 미칠 가능성이 있는 변수를 회귀모형에 통제변수로서 삽입한 후 IPO 연도의 재량적발생액이 상장폐지에 영향을 미치는 효과를 다중회귀분석을 통해 검증한다.

<Table 3> 피어슨 상관분석표

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) <i>Delisting_5Y_D<sub>i</sub></i>	1.00	0.04 (0.15)	0.05 (0.09)	0.02 (0.47)	-0.07 (0.03)	-0.03 (0.33)	-0.07 (0.02)	-0.04 (0.24)	0.00 (0.91)	0.10 (0.00)	-0.12 (0.00)	-0.13 (0.00)	-0.07 (0.01)
(2) <i>DA_AJ<sub>i</sub></i>	0.04 (0.15)	1.00	0.99 (0.00)	0.93 (0.00)	-0.05 (0.12)	0.06 (0.04)	0.27 (0.00)	-0.07 (0.03)	-0.17 (0.00)	-0.21 (0.00)	0.08 (0.01)	-0.16 (0.00)	0.00 (0.95)
(3) <i>DA_K<sub>i</sub></i>	0.05 (0.09)	0.99 (0.00)	1.00	0.92 (0.00)	-0.06 (0.06)	0.05 (0.07)	0.25 (0.00)	-0.08 (0.01)	-0.15 (0.00)	-0.18 (0.00)	0.02 (0.57)	-0.15 (0.00)	-0.01 (0.79)
(4) <i>DA_BS<sub>i</sub></i>	0.02 (0.47)	0.93 (0.00)	0.92 (0.00)	1.00	-0.03 (0.27)	0.05 (0.13)	0.22 (0.00)	-0.10 (0.00)	-0.14 (0.00)	-0.23 (0.00)	0.11 (0.00)	-0.14 (0.00)	-0.01 (0.72)
(5) <i>OWN<sub>i</sub></i>	-0.07 (0.03)	-0.05 (0.12)	-0.06 (0.06)	-0.03 (0.27)	1.00	0.02 (0.49)	0.17 (0.00)	0.23 (0.00)	0.14 (0.00)	-0.04 (0.16)	0.05 (0.10)	0.31 (0.00)	-0.01 (0.64)
(6) <i>UWRANK<sub>i</sub></i>	-0.03 (0.33)	0.06 (0.04)	0.05 (0.07)	0.05 (0.13)	0.02 (0.49)	1.00	0.24 (0.00)	0.14 (0.00)	-0.03 (0.30)	0.00 (0.99)	0.01 (0.72)	0.02 (0.61)	0.06 (0.03)
(7) <i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	-0.07 (0.02)	0.27 (0.00)	0.25 (0.00)	0.22 (0.00)	0.17 (0.00)	0.24 (0.00)	1.00	0.65 (0.00)	-0.15 (0.00)	-0.09 (0.00)	0.14 (0.00)	0.13 (0.00)	0.32 (0.00)
(8) <i>LogSales<sub>i</sub></i>	-0.04 (0.24)	-0.07 (0.03)	-0.08 (0.01)	-0.10 (0.00)	0.23 (0.00)	0.14 (0.00)	0.65 (0.00)	1.00	0.07 (0.03)	0.32 (0.00)	0.13 (0.00)	0.26 (0.00)	0.25 (0.00)
(9) <i>BTM<sub>i</sub></i>	0.00 (0.91)	-0.17 (0.00)	-0.15 (0.00)	-0.14 (0.00)	0.14 (0.00)	-0.03 (0.30)	-0.15 (0.00)	0.07 (0.03)	1.00	0.00 (0.91)	-0.14 (0.00)	0.20 (0.00)	-0.12 (0.00)
(10) <i>LEV<sub>i</sub></i>	0.10 (0.00)	-0.21 (0.00)	-0.18 (0.00)	-0.23 (0.00)	-0.04 (0.16)	0.00 (0.99)	-0.09 (0.00)	0.32 (0.00)	0.00 (0.91)	1.00	-0.20 (0.00)	-0.01 (0.84)	-0.08 (0.01)
(11) <i>CFO<sub>i</sub></i>	-0.12 (0.00)	0.08 (0.01)	0.02 (0.57)	0.11 (0.00)	0.05 (0.10)	0.01 (0.72)	0.14 (0.00)	0.13 (0.00)	-0.14 (0.00)	-0.20 (0.00)	1.00	-0.01 (0.70)	0.10 (0.00)
(12) <i>AGE<sub>i</sub></i>	-0.13 (0.00)	-0.16 (0.00)	-0.15 (0.00)	-0.14 (0.00)	0.31 (0.00)	0.02 (0.61)	0.13 (0.00)	0.26 (0.00)	0.20 (0.00)	-0.01 (0.84)	-0.01 (0.70)	1.00	0.01 (0.77)
(13) <i>AUDITOR_D<sub>i</sub></i>	-0.07 (0.01)	0.00 (0.95)	-0.01 (0.79)	-0.01 (0.72)	-0.01 (0.64)	0.06 (0.03)	0.32 (0.00)	0.25 (0.00)	-0.12 (0.00)	-0.08 (0.01)	0.10 (0.00)	0.01 (0.77)	1.00

Note) 변수정의는 <Table 1>을 참조하라. 괄호는 p-value를 의미한다.

## 제2절 회귀분석 : IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간의 관계

### (1) 가설 1 검증결과

<Table 4>는 IPO 연도의 이익조정과 IPO 이후 5년 이내 상장폐지 간의 관계를 분석한 가설 1에 대한 검증 결과이다. Panel A는 로짓회귀분석결과이며, Panel B는 OLS회귀분석 결과이다. 먼저 Panel A에서 모형(1)의 설명변수는 수정 Jones 모형을 적용하여 구한 재량적발생액이며,  $DA\_AJ_i$ 의 회귀계수는 0.423(wald=2.599)로 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 모형(2)의 설명변수는 Kothari et al.(2005) 모형을 적용하여 구한 재량적발생액이며,  $DA\_K_i$ 의 회귀계수는 0.450(wald=2.812)로 10% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈다. 마지막으로 모형(3)의 설명변수는 Ball and Shivakumar(2006) 모형을 적용하여 구한 재량적발생액이며,  $DA\_BS_i$ 의 회귀계수는 0.390(wald=1.673)으로 양의 값을 나타냈으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 로지스틱 회귀분석의 설명력( $R^2$ )은 Cox and Snell의 방식으로 계산된 값을 사용하였다.<sup>3)</sup>

한편, Panel B의 모형(1)에서 수정 Jones 모형을 적용하여 구한 재량적발생액( $DA\_AJ_i$ ) 회귀계수는 0.029(t=2.119)로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈다. 모형(2)에서 Kothari et al.(2005) 모형을 적용하여 구한 재량적발생액( $DA\_K_i$ )의 회귀계수는 0.030(t=2.109)로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈다. 마지막으로 모형(3)에서 Ball and Shivakumar(2006) 모형을 적용하여 구한 재량적발생액( $DA\_BS_i$ )의 회귀계수는 0.022(t=1.472)로 양의 값을 보였지만 통계적으로 유의하지는 않았다.

전반적으로 전체표본을 대상으로 분석한 <Table 4>의 결과는 IPO 연도의 재량적발생액과 IPO 이후 조기상장폐지 간에 부분적인 양(+)의 관련성을 나타냈다. 이러한 결과는 IPO 기업의 이익조정과 상장폐지 간의 양의 관계를 주장한 선행연구 결과와 부분적으로 일치하고 있다. 그러나 <Table 4>의 결과는 K-GAAP과 IFRS

3) 선행회귀분석의  $R^2$ 와 다르게, 로지스틱 회귀분석의  $R^2$ 는 다양한 계산방식이 존재한다. 하지만 로지스틱 회귀분석에서 최적  $R^2$ 에 대한 합의된 측정값은 없다. 본 연구는 SPSS를 이용하여 로지스틱 회귀분석을 실시하였고, SPSS는 Cox and Snell  $R^2$ 와 그것을 수정한 Nagelkerke  $R^2$ 를 제공하고 있다. 본 연구에서는 상대적으로 보수적으로 측정되는 Cox and Snell  $R^2$ 를 모든 표에 일관성 있게 적용하였다.

표본이 혼합되기 때문에 개별효과가 회석되어 있을 가능성이 있다. 따라서 다음 분석에서는 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간의 관계가 차별적인지를 통계적으로 비교한다.

<Table 4> IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간에 미치는 효과

Panel A. 로짓회귀분석

	<i>Dependent Variables = Delisting<sub>D<sub>i</sub></sub></i>					
	(1) 수정 Jones 모형 (DA=DA <sub>AJ</sub> )		(2) Kothari et al.모형 (DA=DA <sub>K</sub> )		(3) Ball and Shivakumar 모형 (DA=DA <sub>BS</sub> )	
	Coeff	Wald	Coeff	Wald	Coeff	Wald
<i>DA<sub>i</sub></i>	0.423	2.599	0.450	2.812*	0.390	1.673
<i>OWN<sub>i</sub></i>	-0.422	0.166	-0.407	0.154	-0.454	0.194
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	-0.310	0.998	-0.310	0.994	-0.310	1.002
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	-0.192	0.771	-0.196	0.799	-0.163	0.568
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	0.162	0.122	0.189	0.166	0.178	0.146
<i>BTM<sub>i</sub></i>	-0.070	0.045	-0.079	0.058	-0.096	0.085
<i>LEV<sub>i</sub></i>	1.475	3.365*	1.423	3.158*	1.435	3.189*
<i>CFO<sub>i</sub></i>	-1.694	7.098***	-1.655	6.681***	-1.867	8.457***
<i>AGE<sub>i</sub></i>	-1.951	9.606***	-1.962	9.722***	-1.977	9.926***
<i>AUDITOR<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	-0.466	2.264	-0.473	2.328	-0.481	2.415
<i>Market<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	-0.171	0.143	-0.180	0.159	-0.183	0.167
<i>Industry<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	Included		Included		Included	
<i>Intercept<sub>i</sub></i>	-16.213	0.000	-16.152	0.000	-16.579	0.000
<i>N</i>	1114		1114		1114	
<i>Cox and Snell R<sup>2</sup></i>	0.066		0.067		0.066	

Panel B. OLS 회귀분석

	<i>Dependent Variables = Delisting<sub>D<sub>i</sub></sub></i>					
	(1) 수정 Jones 모형 (DA=DA <sub>AJ</sub> )		(2) Kothari et al.모형 (DA=DA <sub>K</sub> )		(3) Ball and Shivakumar 모형 (DA=DA <sub>BS</sub> )	
	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat
<i>Intercept<sub>i</sub></i>	0.198	1.237	0.199	1.245	0.165	1.038
<i>DA<sub>i</sub></i>	0.029	2.119**	0.030	2.109**	0.022	1.472
<i>OWN<sub>i</sub></i>	-0.020	-0.430	-0.020	-0.417	-0.022	-0.467
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	-0.012	-0.860	-0.012	-0.850	-0.012	-0.870
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	-0.007	-0.707	-0.007	-0.707	-0.004	-0.440
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	0.016	0.732	0.017	0.763	0.014	0.618
<i>BTM<sub>i</sub></i>	-0.003	-0.229	-0.004	-0.270	-0.005	-0.307
<i>LEV<sub>i</sub></i>	0.093	2.249**	0.091	2.185*	0.092	2.223*
<i>CFO<sub>i</sub></i>	-0.109	-3.521***	-0.105	-3.412***	-0.110	-3.535***

$AGE_i$	-0.089	-3.072***	-0.089	-3.096***	-0.092	-3.187***
$AUDITOR\_D_i$	-0.021	-1.463	-0.021	-1.489	-0.022	-1.550
$Market\_D_i$	-0.010	-0.451	-0.010	-0.463	-0.010	-0.453
$Industry\_D_i$	Included		Included		Included	
$N$	1114		1114		1114	
$Adjusted R^2$	0.045		0.047		0.047	

Note) \*\*, \*\*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

변수정의:

- $DA_i$  = IPO 기업 i의 IPO 연도에서 세 가지 방식으로 측정된 재량적발생액 ( $DA\_AJ$ ,  $DA\_K$ ,  $DA\_BS$ )을 의미함.  $DA\_AJ$ 는 수정 Jones 모형을 적용한 것이고,  $DA\_K$ 는 Kothari et al.(2005)의 성과조정모형을 적용한 것임. 그리고  $DA\_BS$ 는 Ball and Shivakumar(2005)의 비대칭적 적시성 모형을 적용한 것임.
- $OWN_i$  = IPO 연도 말의 내부자지분율(최대주주와 특수관계자 지분율의 합)
- $UWRANK\_D_i$  = IPO 주간사가 직전년도 기준 시장점유율(매출액 기준)이 상위 5위 안에 포함되면 1 아니면 0인 더미변수
- $PROCEEDS_i$  = IPO 공모금액(공모가×공모주식수)에 대한 자연로그 값
- $LogSales_i$  = IPO 연도의 매출액(단위 10억원)에 로그를 취한 값
- $BTM_i$  = IPO 연도말 장부가치 대 시장가치비율
- $LEV_i$  = IPO 연도말 총부채를 평균총자산으로 나눈 부채비율
- $CFO_i$  = IPO 연도말 영업활동현금흐름을 기초총자산으로 나눈 현금보유 비율
- $AGE_i$  = 설립연도부터 IPO 시점까지 계산한 기업연령의 로그값
- $AUDITOR\_D_i$  = IPO 연도의 감사인이 Big4 회계법인에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수
- $Market\_D_i$  = 기업이 코스닥시장에 상장한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수
- $Industry\_D_i$  = 산업구분 더미변수

## (2) 가설 2 검증결과

<Table 5>은 IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간의 양의 관계가 K-GAAP과 IFRS 적용기간 간에 상이한지를 로짓회귀분석으로 시계열 비교한 결과이다. 시계열 비교를 위해, <MODEL 2>와 같이 재량적발생액과 IFRS 기간구분 더미변수 간에 상호작용변수( $DA_i \times IFRS\_D_i$ )를 생성하여 시계열 차이를 비교하였다. <Table 5>의 모형(1)은 재량적발생액을 수정 Jones 모형을 적용하여 측정하고 분석한 결과이며,  $DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 -6.653(wald=2.937)으로 10% 수준에서 유의한 음의 값을 나타냈다. 모형(2)는 재량적발생액을 Kothari et al.(2005) 모형을 적용하여 측정하고 분석한 결과이며,  $DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 -6.349(wald=2.950)으로 10% 수준에서 유의한 음의 값을 보였다. 모형(3)은 재량적발생액을 Ball and

Shivakumar(2005) 모형을 적용하여 측정하고 분석한 결과이며,  $DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 -3.094(wald=1.970)로 유의한 음의 값을 보였지만 통계적으로 유의하지는 않았다.

전반적으로 <Table 5>의 결과는 IPO 연도에서 이익을 상향조정한 기업이 조기 상장폐지 되는 경향은 K-GAAP 적용기간보다 IFRS 적용기간에서 현저하게 감소하고 있음을 나타내고 있다. 선행연구는 원칙중심 IFRS의 개념적 효과(경영자 재량권의 억제)가 규제와 시장감시 등이 강하게 적용받는 상황에서 주로 나타난다는 실증적 결과를 보고하고 있다. 이러한 결과를 본 연구에 적용할 경우, 규제와 시장감시가 강한 IPO 연도에서 경영자의 기회주의적 이익조정행태는 감소할 수 있으며 결과적으로 조기상장폐지 가능성도 낮아질 수 있다. 다시 말하면, IFRS 도입 기간에서 IPO 연도의 상향이익조정이 상장폐지로 이어질 가능성이 K-GAAP 기간보다 더 감소한다는 결과는 규제와 감시의 강도가 비교적 높은 IPO 연도에서 원칙중심 회계기준이 도입이 경영자의 재량권을 제한하는 긍정적 효과를 보인다는 김경순 등(2021)의 연구결과와 부분적으로 일치하고 있다. 전반적으로 본 연구의 결과는 가설2를 지지하고 있다.

**<Table 5> IFRS 도입이 IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간에 미치는 효과:  
K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간에 시계열 비교**

	<i>Dependent Variables = Delisting<sub>D<sub>i</sub></sub></i>					
	(1) 수정 Jones 모형 ( $DA=DA_{AJ}$ )		(2) Kothari et al.모형 ( $DA=DA_K$ )		(3) Ball and Shivakumar 모형 ( $DA=DA_{BS}$ )	
	Coeff	Wald	Coeff	Wald	Coeff	Wald
$DA_i$	0.433	2.612	0.455	2.665	0.397	1.748
$DA_i \times IFRS\_D_i$	-6.653	2.937*	-6.349	2.950*	-3.094	1.970
$IFRS\_D_i$	-0.566	0.721	-0.800	1.305	-0.706	1.172
$OWN_i$	-0.533	0.262	-0.533	0.260	-0.487	0.221
$UWRANK_i$	-0.299	0.923	-0.293	0.886	-0.305	0.962
$PROCEEDS_i$	-0.110	0.240	-0.102	0.205	-0.107	0.235
$LogSales_i$	0.121	0.065	0.131	0.076	0.183	0.148
$BTM_i$	-0.137	0.173	-0.148	0.201	-0.161	0.240
$LEV_i$	1.414	3.028*	1.423	3.090*	1.381	2.912*
$CFO_i$	-1.763	7.613***	-1.718	7.149***	-1.879	8.749***
$AGE_i$	-1.753	7.439***	-1.729	7.301***	-1.787	7.814***
$AUDITOR\_D_i$	-0.348	1.227	-0.360	1.312	-0.376	1.431
$Market\_D_i$	-0.138	0.093	-0.148	0.108	-0.145	0.104

<i>Industry_D<sub>i</sub></i>	Included		Included		Included	
<i>Intercept<sub>i</sub></i>	-17.527	0.000	-17.676	0.000	-17.559	0.000
<i>N</i>	1114		1114		1114	
<i>Cox and Snell R<sup>2</sup></i>	0.073		0.127		0.070	

Note) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

변수정의:

- DA<sub>i</sub>* = IPO 기업 *i*의 IPO 당해연도에서 세 가지 방식으로 측정된 재량적발생액 (*DA\_AJ*, *DA\_K*, *DA\_BS*)을 의미함. *DA\_AJ*는 수정 Jones 모형을 적용한 것이고, *DA\_K*는 Kothari et al.(2005)의 성과조정모형을 적용한 것임. 그리고 *DA\_BS*는 Ball and Shivakumar(2005)의 비대칭적 적시성 모형을 적용한 것임.
  - DA<sub>i</sub> × IFRS<sub>D<sub>i</sub></sub>*
  - IFRS<sub>D<sub>i</sub></sub>*
  - OWN<sub>i</sub>*
  - UWRANK<sub>D<sub>i</sub></sub>*
  - PROCEEDS<sub>i</sub>*
  - LogSales<sub>i</sub>*
  - BTM<sub>i</sub>*
  - LEV<sub>i</sub>*
  - CFO<sub>i</sub>*
  - AGE<sub>i</sub>*
  - AUDITOR<sub>D<sub>i</sub></sub>*
  - Market<sub>D<sub>i</sub></sub>*
  - Industry<sub>D<sub>i</sub></sub>*
- = IPO 연도 재량적 발생액과 IFRS 기간 구분 더미변수 간에 상호작용변수
  - = IFRS 의무적용기간 더미변수
  - = IPO 연도 말의 내부자지분율(최대주주와 특수관계자 지분율의 합)
  - = IPO 주간사가 직전년도 기준 시장점유율(매출액 기준)이 상위 5위 안에 포함되면 1 아니면 0인 더미변수
  - = IPO 공모금액(공모가×공모주식수)에 대한 자연로그 값
  - = IPO 연도의 매출액(단위 10억원)에 로그를 취한 값
  - = IPO 연도말 장부가치 대 시장가치비율
  - = IPO 연도말 총부채를 평균총자산으로 나눈 부채비율
  - = IPO 연도말 영업활동현금흐름을 기초총자산으로 나눈 현금보유 비율
  - = 설립연도부터 IPO 시점까지 계산한 기업연령의 로그값
  - = IPO 연도의 감사인이 Big4 회계법인에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수
  - = 기업이 코스닥시장에 상장한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수
  - = 산업구분 더미변수

### 제3절 추가분석

#### (1) IPO 직전연도와 IPO 직후연도의 재량적 발생액과 조기상장폐지 간의 관련성

추가적으로 본 연구는 IPO 직전연도와 직후연도의 상향이익조정이 조기상장폐지에 미치는 효과가 K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간에 차이가 발생하는지를 각각 분석한다. 선행연구는 IPO 기업의 상향이익조정 동기는 IPO 직전연도와 IPO 당해연도에서 증가할 수 있다는 실증적 결과를 보고하고 있다. 따라서 IPO 당해연도의 상향이익조정의 효과뿐만 아니라 IPO 직전연도의 이익조정의 효과도 추가로 살펴볼 필요가 있다. 더불어 규제와 시장감시가 특별하게 강하다고 볼 수 없는 IPO 후속연도의 이익조정이 조기상장폐지에 미치는 효과도 추가로 분석한다.

<Table 6>의 Panel A는 IPO 직전연도의 재량적발생액을 측정하고, 이것이 IPO 이후 5년 이내 상장폐지와 관계가 있는지를 로짓회귀분석을 통해 분석한 결과이다.  $Pre\ DA_i$ 는 IPO 직전연도의 재량적발생액을 의미한다. 분석결과, Panel A의 모형(1)에서  $Pre\ DA_i$ 의 회귀계수는 0.916(wald=4.482)으로 5% 수준에서 유의한 양의 값을 나타냈고,  $Pre\ DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 -0.432(wald=0.028)로 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 IPO 직전연도의 상향이익조정은 상장폐지 가능성을 증가시키지만, 이러한 관계가 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 유의한 차이는 없음을 의미한다. Kothari et al.(2005) 모형으로 재량적발생액을 측정한 모형(2)에서,  $Pre\ DA_i$ 의 회귀계수와  $Pre\ DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 모두 통계적으로 유의한 값을 나타내지 않았다. Ball and Shivakumar(2006) 모형으로 측정한 재량적발생액을 이용하여 분석한 모형(3)에서도,  $Pre\ DA_i$ 의 회귀계수는 0.989(wald=4.017)로 5% 수준에서 유의한 양의 값을 나타냈지만,  $Pre\ DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 -0.061(wald=0.000)로 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 IPO 직전연도의 이익조정은 IPO 이후 조기상장폐지에 부분적인 영향을 미치지만 회계제도변경 효과는 크지 않음을 의미한다.

한편, <Table 6>의 Panel B는 IPO 후속연도에서 재량적발생액을 측정하고, 이것이 IPO 이후 5년 이내 상장폐지와 관계가 있는지를 로짓회귀분석으로 검증한 결과이다.  $Post\ DA_i$ 는 IPO 후속연도의 재량적발생액을 의미한다. 분석결과 모형(1), (2), (3)에서 모두  $Post\ DA_i$ 의 회귀계수와  $Post\ DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 상장

<Table 6> 추가분석 (1): IPO 직전연도와 IPO 후속연도의 재량적발생액이  
 상장폐지 가능성에 미치는 효과

Panel A. IPO 직전연도의 재량적발생액과 조기상장폐지 간에 관련성

	<i>Dependent Variables = Delisting<sub>D<sub>i</sub></sub></i>					
	(1) 수정 Jones ( <i>Pre DA=Pre DA<sub>AJ</sub></i> )		(2) Kothari et al. ( <i>Pre DA=Pre DA<sub>K</sub></i> )		(3) Ball and Shivakumar ( <i>Pre DA=Pre DA<sub>BS</sub></i> )	
	Coeff	Waldt	Coeff	Wald	Coeff	Waldd
<i>Pre DA<sub>i</sub></i>	0.916	4.482**	0.705	1.931	0.989	4.017**
<i>Pre DA<sub>i</sub> × IFRS<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	-0.432	0.028	0.843	0.073	-0.061	0.000
<i>IFRS<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	-0.884	1.677	-0.996	2.183	-0.950	1.923
<i>OWN<sub>i</sub></i>	-0.311	0.066	-0.311	0.065	-0.259	0.046
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	-0.394	1.058	-0.389	1.031	-0.416	1.175
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	0.097	0.161	0.166	0.475	0.105	0.187
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	-0.534	0.893	-0.610	1.151	-0.446	0.642
<i>BTM<sub>i</sub></i>	0.078	0.045	0.062	0.029	0.031	0.007
<i>LEV<sub>i</sub></i>	1.829	3.430*	1.838	3.430*	1.769	3.281*
<i>CFO<sub>i</sub></i>	-1.406	3.029*	-1.394	2.866*	-1.648	3.970**
<i>AGE<sub>i</sub></i>	-1.472	3.351*	-1.547	3.785*	-1.487	3.460*
<i>AUDITOR<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	-0.184	0.259	-0.220	0.376	-0.169	0.216
<i>Market<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	-0.539	1.037	-0.506	0.924	-0.534	1.016
<i>Industry<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	Included		Included		Included	
<i>Intercept<sub>i</sub></i>	-19.667	0.000	-20.545	0.000	-20.005	0.000
<i>N</i>	1114		1114		1114	
<i>Cox and Snell R<sup>2</sup></i>	0.056		0.054		0.056	

Panel B. IPO 후속연도의 재량적발생액과 조기상장폐지 간에 관련성

	<i>Dependent Variables = Delisting<sub>D<sub>i</sub></sub></i>					
	(1) 수정 Jones ( <i>Post DA=Post DA<sub>AJ</sub></i> )		(2) Kothari et al. ( <i>Post DA=Post DA<sub>K</sub></i> )		(3) Ball and Shivakumar ( <i>Post DA=Post DA<sub>BS</sub></i> )	
	Coeff	Waldt	Coeff	Wald	Coeff	Waldd
<i>Post DA<sub>i</sub></i>	0.025	0.001	0.666	0.863	-0.144	0.044
<i>Post DA<sub>i</sub> × IFRS<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	1.252	0.196	0.491	0.033	1.788	0.433
<i>IFRS<sub>D<sub>i</sub></sub></i>	-1.087	2.811*	-1.121	2.986*	-1.109	2.799*
<i>OWN<sub>i</sub></i>	-0.556	0.290	-0.551	0.286	-0.544	0.277
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	-0.285	0.856	-0.284	0.846	-0.284	0.847
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	-0.027	0.017	-0.028	0.018	-0.033	0.025
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	0.116	0.062	0.113	0.060	0.139	0.089
<i>BTM<sub>i</sub></i>	-0.203	0.384	-0.204	0.393	-0.204	0.388
<i>LEV<sub>i</sub></i>	1.296	2.590	1.291	2.578	1.276	2.515
<i>CFO<sub>i</sub></i>	-1.898	8.663***	-1.923	8.948*	-1.872	8.480***

$AGE_i$	-1.832	8.465***	-1.825	8.336*	-1.834	8.485***
$AUDITOR\_D_i$	-0.408	1.694	-0.393	1.571	-0.416	1.757
$Market\_D_i$	-0.138	0.096	-0.157	0.122	-0.137	0.093
$Industry\_D_i$	Included		Included		Included	
$Intercept_i$	-18.487	0.000	-18.369	0.000	-18.438	0.000
$N$	1114		1114		1114	
$Cox\ and\ Snell\ R^2$	0.068		0.068		0.068	

Note) \*\*, \*\*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

변수정의:

- $Pre\ DA_i$  = IPO 기업 i의 IPO 직전연도에서 세 가지 방식으로 측정된 재량적발생액 ( $Pre\ DA\_AJ$ ,  $Pre\ DA\_K$ ,  $Pre\ DA\_BS$ )을 의미함.  $Pre\ DA\_AJ$ 는 수정 Jones 모형을 적용한 것이고,  $Pre\ DA\_K$ 는 Kothari et al.(2005)의 성과조정모형을 적용한 것임. 그리고  $Pre\ DA\_BS$ 는 Ball and Shivakumar(2005)의 비대칭적 적시성 모형을 적용한 것임.
- $Pre\ DA_i \times IFRS\_D_i$  = IPO 직전연도 재량적 발생액과 IFRS 기간 구분 더미변수 간에 상호작용변수
- $Post\ DA_i$  = IPO 기업 i의 IPO 직후연도에서 세 가지 방식으로 측정된 재량적발생액 ( $Post\ DA\_AJ$ ,  $Post\ DA\_K$ ,  $Post\ DA\_BS$ )을 의미함.  $Post\ DA\_AJ$ 는 수정 Jones 모형을 적용한 것이고,  $Post\ DA\_K$ 는 Kothari et al.(2005)의 성과조정모형을 적용한 것임. 그리고  $Post\ DA\_BS$ 는 Ball and Shivakumar(2005)의 비대칭적 적시성 모형을 적용한 것임.
- $Post\ DA_i \times IFRS\_D_i$  = IPO 직후연도 재량적 발생액과 IFRS 기간 구분 더미변수 간에 상호작용변수
- $IFRS\_D_i$  = IFRS 의무적용기간 더미변수
- $OWN_i$  = IPO 연도 말의 내부자지분율(최대주주와 특수관계자 지분율의 합)
- $UWRANK\_D_i$  = IPO 주간사가 직전년도 기준 시장점유율(매출액 기준)이 상위 5위 안에 포함되면 1 아니면 0인 더미변수
- $PROCEEDS_i$  = IPO 공모금액(공모가×공모주식수)에 대한 자연로그 값
- $LogSales_i$  = IPO 연도의 매출액(단위 10억원)에 로그를 취한 값
- $BTM_i$  = IPO 연도말 장부가치 대 시장가치비율
- $LEV_i$  = IPO 연도말 총부채를 평균총자산으로 나눈 부채비율
- $CFO_i$  = IPO 연도말 영업활동현금흐름을 기초총자산으로 나눈 현금보유 비율
- $AGE_i$  = 설립연도부터 IPO 시점까지 계산한 기업연령의 로그값
- $AUDITOR\_D_i$  = IPO 연도의 감사인이 Big4 회계법인에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수
- $Market\_D_i$  = 기업이 코스닥시장에 상장한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수
- $Industry\_D_i$  = 산업구분 더미변수

폐지와 유의한 관계를 보이지 않았다. 이러한 결과는 IPO 후속연도의 이익조정은 IPO 이후 조기상장폐지와 직접적인 관련성이 없음을 의미한다.

전반적으로 <Table 6>의 결과는 IPO 직전연도 및 후속연도의 상향이익조정이 조기상장폐지에 미치는 효과는 K-GAAP과 IFRS 채택기간 간에 시계열적 차이를 보이지 않음을 나타내고 있다. 이러한 결과는 IPO 당해연도의 상향이익조정이 상

장폐지 가능성을 높이는 현상이 IFRS 도입 이후에 감소함을 보여준 <Table 5>의 결과와 차이를 보였다. <Table 5>와 <Table 6>을 종합적으로 해석할 때, 규제와 시장감시가 상대적으로 강한 IPO 연도에서만 IFRS 도입으로 이익조정이 감소한 결과는 원칙중심 회계기준의 개념적 유용성(경영자 재량권의 억제)이 규제와 시장감시가 강한 상황에서 증가한다는 결과가 강건할 수 있음을 시사하고 있다.

## (2) 코스닥 IPO 표본만을 대상으로 분석한 결과

유가증권 및 코스닥 시장에서 IPO 한 (1,114개) 표본을 대상으로 분석한 <Table 6>과 달리, <Table 7>은 코스닥 시장에서 IPO 한 999개 기업만을 대상으로 IPO 연도의 재량적발생액과 상장폐지 간의 관계가 K-GAAP과 IFRS 채택 기간 간에 차이가 있는지를 비교한 결과이다. 분석결과, 수정 Jones 모형으로 재량적발생액을 측정된 모형(1)에서  $DA_i$ 의 회귀계수는 0.545(wald=3.903)로 5% 수준에서 유의한 양의 값을 보였고,  $DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 -6.922(wald=3.073)로 10% 수준에서 유의한 음의 값을 나타냈다. 또한 Kothari et al.(2005) 모형으로 재량적발생액을 측정된 모형(2)에서  $DA_i$ 의 회귀계수는 0.558(wald=3.791)로 10% 수준에서 유의한 양의 값을 보였고,  $DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 -6.922(wald=3.073)로 10% 수준에서 유의한 음의 값을 나타냈다. 더불어 Ball and Shivakumar(2006) 모형으로 재량적발생액을 측정된 모형(3)에서  $DA_i$ 의 회귀계수는 0.466(wald=2.350)으로 양의 값을 보였지만 통계적으로 유의하지는 않았고,  $DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는 -3.072(wald=2.003)로 음의 값을 보였지만 통계적으로 유의한 차이를 보이지는 않았다.

전반적으로 코스닥 상장 IPO 기업을 분석한 <Table 7>의 결과는 K-GAAP 기간에서 IPO 연도에 상향 이익조정한 기업은 조기상장폐지될 가능성이 증가하지만, IFRS 채택 기간에서는 IPO 연도에 이익을 상향 조정하더라도 상장폐지로 이어질 가능성이 작다는 것을 나타내고 있다. 이러한 결과는 규제와 시장감시가 강한 상황에서 IFRS의 도입이 경영자의 기회주의적 이익조정을 축소하는 현상이 코스닥 IPO 기업에서 더 분명하게 나타나고 있음을 시사하고 있다. 따라서 추가분석도 이전 결과와 질적인 차이를 보이지 않고 있다.

<Table 7> 추가분석 (2): 코스닥 시장에서 IPO한 표본을 대상으로 분석한 결과

	Dependent Variables = <i>Delisting_D<sub>i</sub></i>					
	(1) 수정 Jones 모형 ( <i>DA=DA_AJ</i> )		(2) Kothari et al. 모형 ( <i>DA=DA_K</i> )		(3) Ball and Shivakumar 모형 ( <i>DA=DA_BS</i> )	
	Coeff	Wald	Coeff	Wald	Coeff	Wald
<i>DA<sub>i</sub></i>	0.545	3.903**	0.558	3.791*	0.466	2.350
<i>DA<sub>i</sub> × IFRS_D<sub>i</sub></i>	-6.922	3.073*	-6.649	3.140*	-3.072	2.003
<i>IFRS_D<sub>i</sub></i>	-0.499	0.546	-0.747	1.112	-0.678	1.059
<i>OWN<sub>i</sub></i>	-0.880	0.644	-0.884	0.647	-0.851	0.609
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	-0.209	0.422	-0.202	0.393	-0.227	0.496
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	-0.049	0.044	-0.036	0.024	-0.031	0.019
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	0.118	0.057	0.129	0.067	0.160	0.106
<i>BTM<sub>i</sub></i>	-0.096	0.076	-0.113	0.106	-0.132	0.147
<i>LEV<sub>i</sub></i>	1.363	2.571	1.372	2.626	1.322	2.431
<i>CFO<sub>i</sub></i>	-1.517	5.336**	-1.457	4.864**	-1.618	5.964**
<i>AGE<sub>i</sub></i>	-2.005	8.659***	-1.974	8.465***	-2.019	8.868***
<i>AUDITOR_D<sub>i</sub></i>	-0.398	1.425	-0.416	1.556	-0.434	1.699
<i>Industry_D<sub>i</sub></i>	Included		Included		Included	
<i>Intercept<sub>i</sub></i>	-18.280	0.000	-18.518	0.000	-18.491	0.000
<i>N</i>	999		999		999	
<i>Cox and Snell R<sup>2</sup></i>	0.069		0.069		0.065	

Note) \*\*\*, \*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

변수정의:

- DA<sub>i</sub>* = IPO 기업 *i*의 IPO 당해연도에서 세 가지 방식으로 측정된 재무적발생액 (*DA\_AJ*, *DA\_K*, *DA\_BS*)을 의미함. *DA\_AJ*는 수정 Jones 모형을 적용한 것이고, *DA\_K*는 Kothari et al.(2005)의 성과조정모형을 적용한 것임. 그리고 *DA\_BS*는 Ball and Shivakumar(2005)의 비대칭적 적시성 모형을 적용한 것임.
- DA<sub>i</sub> × IFRS\_D<sub>i</sub>* = IPO 연도 재무적 발생액과 IFRS 기간 구분 더미변수 간에 상호작용변수
- IFRS\_D<sub>i</sub>* = IFRS 의무적용기간 더미변수
- OWN<sub>i</sub>* = IPO 연도 말의 내부자지분율(최대주주와 특수관계자 지분율의 합)
- UWRANK\_D<sub>i</sub>* = IPO 주관사가 직전년도 기준 시장점유율(매출액 기준)이 상위 5위 안에 포함되면 1 아니면 0인 더미변수
- PROCEEDS<sub>i</sub>* = IPO 공모금액(공모가×공모주식수)에 대한 자연로그 값
- LogSales<sub>i</sub>* = IPO 연도의 매출액(단위 10억원)에 로그를 취한 값
- BTM<sub>i</sub>* = IPO 연도말 장부가치 대 시장가치비율
- LEV<sub>i</sub>* = IPO 연도말 총부채를 평균총자산으로 나눈 부채비율
- CFO<sub>i</sub>* = IPO 연도말 영업활동현금흐름을 기초총자산으로 나눈 현금보유 비율
- AGE<sub>i</sub>* = 설립연도부터 IPO 시점까지 계산한 기업연령의 로그값
- AUDITOR\_D<sub>i</sub>* = IPO 연도의 감사인이 Big4 회계법인에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수
- Market\_D<sub>i</sub>* = 기업이 코스닥시장에 상장한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수
- Industry\_D<sub>i</sub>* = 산업구분 더미변수

### (3) 감사인지정제도 시행 이후 기간을 대상으로 한 분석

한국 규제기관은 2006년에 투자자 보호를 위해 과거에 폐지하였던 IPO 기업에 대한 외부감사인지정제도를 다시 부활시켰다.<sup>4)</sup> 이 제도는 2007년부터 유가증권 및 코스닥 시장에 상장할 기업은 증권선물위원회에서 지정받은 회계법인으로부터 직전 사업연도 결산보고서에 대한 감사를 받는 제도이다. 앞선 분석에서 K-GAAP 기간은 감사인지정제도가 시행되기 전과 후 기간이 모두 포함하고 있으므로, 회계제도변화의 효과가 아니라 감사인지정제도의 효과로 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 차이가 발생할 가능성도 존재한다. 이러한 문제점을 보완하기 위해 본 연구는 감사인지정제도가 시행된 표본기간(2007년부터 2015년까지)만을 대상으로 K-GAAP과 IFRS 기간을 구분하고, IPO 연도의 재량적발생액과 상장폐지 간의 관련성이 시계열적인 차이를 보이는지를 추가로 분석한다.

<Table 8>은 감사인지정제도가 시행된 2007년부터 2015년까지를 표본으로 선정한 후 IPO 연도의 재량적발생액과 상장폐지 간의 관계가 회계제도변화에 의해 영향을 받는지를 분석한 결과이다.  $IFRS\_D_i$ 는 감사인지정제도가 시행되면서 IFRS가 적용된 기간(2011년부터 2015년까지)에 상장한 기업이면 1을 부여하고, 감사인지정제도가 시행되면서 K-GAAP이 적용된 기간(2007년부터 2010년까지)에 상장된 기업이면 0을 부여한 더미변수이다. 분석 결과, 모형(1)에서  $DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는  $-7.978$ (wald=3.534)로 10% 수준에서 유의한 음의 값을 나타냈고, 모형(2)에서도  $DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는  $-7.603$ (wald=3.717)로 10% 수준에서 유의한 음의 값을 나타냈다. 또한 모형(3)에서  $DA_i \times IFRS\_D_i$ 의 회귀계수는  $-3.341$ (wald=1.995)로 음의 값을 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다.

감사인지정제도가 시행된 이후 기간을 대상으로 분석한 결과도 이전 결과와 동일하게 IFRS가 채택된 기간에서는 IPO 연도의 상향이익조정이 상장폐지로 연결될 가능성은 낮았다. 따라서 K-GAAP과 IFRS 기간 간의 차별적 효과는 감사인지정제도에 의한 효과이기보다는 회계기준의 속성 차이로 인한 차이로 추정된다. 전반적으로 <Table 8>은 이전 결과의 강건성을 입증하고 있다.

4) 90년대에도 한국에서는 감사인지정제도가 있었지만, 한국에만 존재하던 이 제도에 대한 문제점이 강조되어 2000년에 해당 제도를 폐지하였다. 그러나 이후 상장요건을 충족하기 위한 이익조정행태가 증가함에 따라 2006년도에 주식회사 외부감사에 관한 법률이 개정되어 2007년부터 IPO 기업에 대한 감사인지정제도를 재설치하고 있다.

<Table 8> 추가분석(3): 감사인지정제도 시행 이후 기간을 대상으로 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 재량적발생액과 상장폐지 가능성 간의 관계에 대한 시계열 비교

	<i>Dependent Variables = Delisting<sub>i</sub></i>					
	(1) 수정 Jones 모형 ( $DA=DA_{AJ}$ )		(2) Kothari et al. 모형 ( $DA=DA_K$ )		(3) Ball and Shivakumar 모형 ( $DA=DA_{BS}$ )	
	Coeff	Wald	Coeff	Wald	Coeff	Wald
$DA_i$	0.793	0.523	0.856	0.629	0.611	0.291
$DA_i \times IFRS\_D_i$	-7.978	3.534*	-7.603	3.717*	-3.341	1.995
$IFRS\_D_i$	0.072	0.007	-0.258	0.086	-0.198	0.053
$OWN_i$	-2.980	1.545	-3.011	1.538	-2.594	1.161
$UWRANK_i$	-0.327	0.159	-0.333	0.166	-0.432	0.283
$PROCEEDS_i$	0.323	0.344	0.332	0.354	0.248	0.211
$LogSales_i$	-1.630	1.884	-1.724	2.095	-1.646	1.861
$BTM_i$	0.673	0.727	0.691	0.765	0.608	0.592
$LEV_i$	0.658	0.089	0.998	0.209	0.937	0.194
$CFO_i$	0.539	0.079	0.611	0.104	1.145	0.434
$AGE_i$	-1.862	1.392	-1.617	1.102	-1.521	1.010
$AUDITOR\_D_i$	0.800	0.837	0.732	0.701	0.709	0.668
$Market\_D_i$	17.144	0.000	17.147	0.000	17.297	0.000
$Industry\_D_i$	1.191	0.000	0.886	0.000	0.662	0.000
$Intercept_i$	-37.473	0.000	-37.723	0.000	-37.060	0.000
$N$		466		466		466
$Cox\ and\ Snell\ R^2$		0.054		0.053		0.047

Note) \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

변수정의:

$DA_i$	= IPO 기업 $i$ 의 IPO 당해연도에서 세 가지 방식으로 측정된 재량적발생액 ( $DA_{AJ}$ , $DA_K$ , $DA_{BS}$ )을 의미함. $DA_{AJ}$ 는 수정 Jones 모형을 적용한 것이고, $DA_K$ 는 Kothari et al.(2005)의 성과조정모형을 적용한 것임. 그리고 $DA_{BS}$ 는 Ball and Shivakumar(2005)의 비대칭적 적시성 모형을 적용한 것임.
$DA_i \times IFRS\_D_i$	= IPO 연도 재량적 발생액과 IFRS 기간 구분 더미변수 간에 상호작용변수
$IFRS\_D_i$	= IFRS 의무적용기간 더미변수
$OWN_i$	= IPO 연도 말의 내부자지분율(최대주주와 특수관계자 지분율의 합)
$UWRANK\_D_i$	= IPO 주간사가 직전년도 기준 시장점유율(매출액 기준)이 상위 5위 안에 포함되면 1 아니면 0인 더미변수
$PROCEEDS_i$	= IPO 공모금액(공모가×공모주식수)에 대한 자연로그 값
$LogSales_i$	= IPO 연도의 매출액(단위 10억원)에 로그를 취한 값
$BTM_i$	= IPO 연도말 장부가치 대 시장가치비율
$LEV_i$	= IPO 연도말 총부채를 평균총자산으로 나눈 부채비율
$CFO_i$	= IPO 연도말 영업활동현금흐름을 기초총자산으로 나눈 현금보유 비율
$AGE_i$	= 설립연도부터 IPO 시점까지 계산한 기업연령의 로그값
$AUDITOR\_D_i$	= IPO 연도의 감사인이 Big4 회계법인에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수
$Market\_D_i$	= 기업이 코스닥시장에 상장한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수
$Industry\_D_i$	= 산업구분 더미변수

## 제5장 결론

본 연구는 규제와 시장감시가 비교적 강하게 적용되지만 동시에 IPO 기업의 상향이익조정 유인도 큰 IPO 연도를 대상으로 (i) 이익조정과 상장폐지 간의 관계를 분석하였고, (ii) 회계기준의 유형(규칙중심 K-GAAP과 원칙중심 IFRS)에 따라 IPO 연도의 상향이익조정이 상장폐지 확률에 미치는 영향이 상이한지를 시계열 비교하였다. KOSPI와 KOSDAQ 시장에 2001년부터 2015년까지 최초상장된 1,114개 IPO 표본을 대상으로 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 신규상장기업은 상장예비심사를 통과할 목적, 공모가를 높일 목적 및 보호예수기간 동안 주가를 유지할 목적 등으로 IPO 연도에 이익을 상향조정할 동기를 가지며, 이러한 상향이익조정은 경영자의 대리인 위험을 반영할 수 있으므로 IPO 기업의 지속가능성에 영향을 미칠 가능성이 있다. 이러한 예측을 검증하기 위해 IPO 연도에 세 가지 방식으로 측정된 재량적발생액과 IPO 이후 5년 이내에 상장폐지된 기업 간에 관련성이 있는지를 로짓회귀분석을 통해 조사하였다. 그 결과 부분적으로 IPO 연도의 상향이익조정과 상장폐지 간에는 양의 관련성이 있음을 확인하였다. 특히 Kothari et al.(2005) 모형으로 재량적발생액을 측정한 경우에 통계적 유의성이 증가하였다. 이러한 결과는 평균적으로 IPO 연도의 상향이익조정 행태가 경영자의 대리인 위험과 비례할 수 있음을 나타내며, 그 결과 IPO 기업의 지속가능성에 부분적으로 영향을 미칠 수 있음을 시사하고 있다.

둘째, 주어진 표본기간 동안 일부 기간은 규칙중심 K-GAAP을 적용받고, 다른 기간은 원칙중심 IFRS가 적용됨에 따라, IPO 기업의 상향이익조정 행태가 상장폐지에 미치는 효과가 회계기준의 특성에 영향을 받는지를 분석하였다. 분석 결과, IPO 연도의 재량적발생액과 상장폐지 간의 양의 관계는 K-GAAP이 적용되는 기간에서 주로 발생하였고, 원칙중심 IFRS가 적용된 기간에서는 IPO 연도의 재량적발생액과 상장폐지 간의 양의 관계가 관측되지 않았다. 이러한 회계기준 적용기간에 차별적 관계는 규제와 시장감시가 엄격한 IPO 연도에서 규칙중심 회계기준과 원칙중심 회계기준의 차이가 경영자의 기회주의적 이익조정행태에 상이한 영향을 미치고 있음을 시사한다. 즉, 규칙중심 회계기준은 구체적인 회계처리방법을 회계기준에 분명하게 제시해야 하지만 모든 상황에 대한 개별적 규칙을 제시할 수 없다는 실무적 한계점 때문에 회계기준에 회계처리방법에 대한 선택적 대체안을 제

시하고 있다. 따라서 비록 IPO 연도는 강한 규제와 시장감시를 받더라도 K-GAAP이 적용되는 시기에는 선택적 대체안 범위 내에서는 이익을 조정하는 것이 가능하므로 경영자는 유리한 조건으로 상장하기 위해 기회주의적인 상향이익조정이 증가한 것으로 추정된다.

대조적으로 원칙중심 회계기준은 경제적 실질을 반영하는 회계처리를 강제하기 때문에, 회계기준에 선택적 대체안을 제거하고 원칙에 부합하는 회계처리방법을 최우선으로 적용해야만 한다. 원칙중심 회계기준이 실무에 적용될 경우에는 원칙의 모호성으로 인해 다양한 실무적 문제점을 발생시킬 수 있지만, 일반적으로 IPO 기업은 거래의 복잡성이 크지 않다는 점, IPO 연도에는 강한 규제와 시장감시를 받고 있다는 점, 그리고 IFRS가 적용되는 기간에는 감사인지정제도가 모든 기간에 적용되어 외부감사인의 독립성이 높다는 점이 결합되어 적어도 IPO 연도에는 경영자의 기회주의적 이익조정을 부분적으로 억제하는 효과를 보인 것으로 추정된다. 이러한 이유로 인해 본 연구는 IFRS 적용 기간에서 IPO 연도의 상향이익조정이 상장폐지로 이어질 확률이 낮아진 것으로 해석한다.

셋째, 본 연구의 주요 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해, 세 가지 추가적인 분석을 실시하였고 그 결과를 요약하면 다음과 같다. (i) 먼저 IPO 연도뿐만 아니라 IPO 직전연도와 IPO 직후연도의 이익조정이 상장폐지 가능성에 미치는 효과를 확인하였다. 그 결과 IPO 직전연도의 이익조정과 상장폐지 간의 관계는 K-GAAP과 IFRS 기간 간에 유의한 차이를 보이지 않았다. 마찬가지로 IPO 직후연도의 이익조정과 상장폐지 간의 관계도 시계열적 차이를 보이지 않았다. 이러한 IPO 연도와 다른 기간 간에 이익조정과 상장폐지 간의 차별적 관계는 IPO 연도에서 이익조정과 상장폐지 간의 관계가 규제와 시장감시의 강도에 영향을 받고 있음을 간접적으로 보여주고 있다. (ii) 추가적으로 KOSDAQ 시장에 상장된 표본만을 대상으로 가설을 재검증한 결과, K-GAAP 기간에서 IPO 연도의 이익조정과 상장폐지 간에 유의한 양의 관계가 관측되었고, IFRS 기간에서는 유의한 관계가 관측되지 않았다. 즉, KOSDAQ 시장을 대상으로 분석한 결과는 전체시장을 대상으로 분석한 결과와 유사했고 더 분명한 차이를 나타냈다는 점에서 본 연구의 결과가 KOSDAQ 시장에서 더 유효하게 나타날 가능성을 보여주었다. (iii) 마지막으로 2007년부터 재설시된 IPO 기업에 대한 감사인지정제도의 효과가 본 연구의 결과에 영향을 주었을 가능성이 있는지를 조사하였다. 감사인지정제도가 재설시된 2007년 이후 기간을 대상으로 재분석한 결과, IPO 연도의 재량적발생액과 상장폐지 간의 관계는

K-GAAP 기간보다 IFRS 기간에서 더 감소하는 결과를 나타내어 이전 결과와 질적인 차이를 보이지 않았다. 추가분석 결과는 본 연구의 결과가 감사인지정제도와 별도로 IFRS 도입에 따른 증분적 효과가 존재함을 의미한다. 전반적으로 추가분석 결과는 이 논문의 주요 분석 결과가 강건함을 보여주고 있다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 시사점을 제공할 것으로 기대한다. 첫째, 본 연구는 IPO 기업의 기회주의적 이익조정이 상장폐지를 초래할 가능성이 회계제도 변화에 따라 상이한 영향을 받는다는 결과를 최초로 보고하고 있다는 측면에서 공헌점을 제공하고 있다. IPO 기업의 이익조정과 상장폐지 간의 관계를 분석한 국내문헌은 대부분 K-GAAP 적용기간을 대상으로 분석한 결과를 제공하고 있다. 반면에 본 연구는 IFRS 적용 기간으로 표본기간을 확장하고 이 기간에서는 IPO 기업의 상향이익조정이 상장폐지와 연동되지 않는다는 새로운 결과를 보고하여 최근 IPO 기업에 대한 투자자의 의사결정에 부분적으로 공헌할 것으로 기대한다. 둘째, 이 논문의 결과는 규제와 시장감시가 엄격한 정보환경에서는 원칙중심 회계기준의 개념적 유용성(경영자 재량권 감소)이 실무적 문제점(실무적 재량권의 남용)보다 더 크게 작동할 수 있음을 IPO 사건을 이용하여 간접적으로 입증하고 있다는 점에서 규제기관에서 정보환경 개선을 위한 규제제도 수립에 부분적인 시사점을 제공할 것으로 기대한다. 셋째, 이 연구의 결과는 규제와 IPO 연도의 기회주의적 이익조정 행태가 K-GAAP 기간보다 IFRS 기간에서 더 감소한다는 선행연구(김경순 등 2021)의 결과를 상장폐지와 접목하여 구체적으로 확장하였다는 측면에서 의의가 있다. 즉, 선행연구는 IPO 연도의 상향이익조정을 경영자의 기회주의 행태로 가정하였지만, 본 연구는 개념적 전제를 배제하고 IPO 연도의 상향이익조정이 실제로 상장폐지로 연결될 가능성이 있는지를 탐색함으로써 IPO 연도의 이익조정이 대리인 위험을 반영하는지를 실제 사건과 연결하여 증명함으로써 기존문헌의 문제점을 보완하였다는 측면에서 학술적 의의를 갖는다.

한편, 본 연구의 한계점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 결과는 규제와 시장감시가 원칙중심 IFRS의 개념적 유용성을 향상시킨다는 결과를 보고하고 있지만, IPO 사건을 이용한 표본조사라는 한계점으로 인해 이 결과의 일반화 가능성에 대한 의문점이 존재할 수 있다. 즉, IPO라는 특수한 사건에 대해서만 적용될 가능성도 배제할 수 없다는 점에서 이 연구 결과의 외적타당성을 높이기 위해서는 규제와 시장감시가 엄격한 다른 정보환경에서도 유사한 결과가 도출되는지를 추가로 검증할 필요가 있을 것이다. 둘째, 이 연구는 IPO 기업의 상향이익조정은 기회주의

라는 가정을 하지 않고 상장폐지와 연결하여 대리인 위험을 실증적으로 확인하고 있다는 장점도 있지만, 반면에 상장폐지라는 희소한 사건을 사용하고 있다는 점에서 측정의 한계점을 갖는다. 따라서 향후 이러한 문제점을 보완하기 위해 대리인 위험에 대한 다른 측정치(예를 들면, 주가수익률, 내재자본비용 및 내부자거래 등)를 이용한 보완적 분석도 필요할 것이다. 셋째, 이 연구는 K-GAAP과 IFRS 기간간에 시계열 비교에 초점을 맞추고 있지만, 시계열적 차이가 회계제도변화 이외의 요인에 의해 발생했을 가능성도 존재한다. 즉, 거시경제적 요인(예를 들면, 자본시장의 호황 및 불황 등)에 따른 결과일 수도 있으므로 연구결과에 대해 보수적으로 해석할 필요가 있다. 넷째, 회귀분석에서 종속변수(상장폐지 더미)에 영향을 미치는 다른 요인을 통제하지 못해 발생하는 생략변수의 문제와 변수 간의 내생성 문제 등이 결과에 영향을 미쳤을 가능성도 존재할 수 있다는 한계점도 존재한다. 마지막으로 비록 재량적발생액의 측정적 문제를 보완하기 위해 다양한 방식을 사용하였지만 재량적발생액의 추정모형에 대한 문제점과 추정과정에서 발생하는 잡음 요소들이 완전히 통제될 수 없다는 측정적 측면의 한계점도 내재되어 있다.

## REFERENCES

- Aharony, J, C. Lin, and M. Loeb. 1993. Initial public offerings, accounting choices and earning management, *Contemporary Accounting Research* 10 (3): 61-81.
- Ahmed, A., M. Neel, and D. Wang. 2013. Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence. *Contemporary Accounting Research* 30 (4): 1344-1372.
- Ball, R. and L. Shivakumar. 2006. The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of Accounting Research* 44 (2): 207-242.
- Barth, M. E., W. R. Landsman, and M. H. Lang. 2008. International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research* 46 (3): 467-498.
- Bayless, M., and S. Chaplinsky. 1996. Is there a window of opportunity for seasoned equity issuance? *Journal of Finance* 51 (1): 253-278.
- Cai, L., A. Rahman, and S. Courtenay. 2014. The effect of IFRS adoption conditional upon the level of preadoption divergence. *The International Journal of Accounting* 49 (2): 147-178.
- Callao, S. and J. I. Jarne. 2010. Have IFRS affected earnings management in the european union? *Accounting in Europe* 7 (2): 159-189.
- Carter, R., and S. Manaster. 1990. Initial public offerings and underwriter reputation. *Journal of Finance* 45 (4): 1045-1068.
- Cha, S. M., B. Y. Moon, and I. J. Kang. 2014. The effect of K-IFRS of earnings management in financial reporting. *Accounting Information Review* 32 (3): 223-250. [printed in Korean]
- Chen, H., Q. Tang, Y. Jiang, and Z. Lin. 2010. The role of international financial reporting standards in accounting quality: Evidence from the European Union. *Journal of International Financial Management and*

- Accounting* 21 (3): 220-278.
- Choi, J. S., Y. M. Kwak, and J. H. Park. 2010. Earnings management around initial public offerings in KOSDAQ market associated with managerial opportunism. *Korean Accounting Review* 35 (3): 35-78. [printed in Korean]
- Choi, K. H. and Y. J. Son. 2012. The effects of K-IFRS adoption on the financial statements items, financial ratios, and accruals. *Korean Accounting Journal* 21 (6): 209-256. [printed in Korean]
- Choi, S. H., I. S. Kim and K. Choi. 2015. The effect of mandatory auditor designation regulation on earnings management in IPO. *Korean Accounting Review* 40 (6): 283-321. [printed in Korean]
- Christensen, H. B., E. Lee, M. Walker, and C. Zeng. 2015. Incentives or standards: What determines accounting quality changes around IFRS adoption? *European Accounting Review* 24 (1): 31-61.
- Clark, D. 2002. A study of the relationship between firm age-at-IPO and aftermarket performance. *Financial markets, institutions & instruments* 11 (4): 385-400.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2): 193-225.
- DeFond, M., X. Gao, O. Z. Li, and L. Xia. 2019. IFRS adoption in China and foreign institutional investments. *China Journal of Accounting Research* 12 (1): 1-32.
- Denis, D. 1994. Investment opportunities and the market reaction to equity offerings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29 (2): 159-177.
- Doukakis, L. C. 2014. The effect of mandatory IFRS adoption on real and accrual-based earnings management activities. *Journal of Accounting and Public Policy* 33 (6): 551-572.
- Eckbo, B. and Ø. Norli. 2004. Liquidity risk, leverage and long-run IPO returns. *Journal of Corporate Finance* 11 (1-2): 1-35.
- Elbannan, M. 2011. Accounting and stock market effects of international accounting standards adoption in an emerging economy. *Review of*

- Quantitative Finance and Accounting* 36 (2): 207-245.
- Friedlan, J. 1994. Accounting choices of issuers of initial public offerings. *Contemporary Accounting Research* 11 (2): 1-31.
- Houqe, N., T. V. Zijl, K. Dunstan, and W. Karim. 2012. The effect of IFRS adoption and investor protection on earnings quality around the world. *The International Journal of Accounting* 47 (3): 333-355.
- Iatridis, G. 2010. International financial reporting standards and the quality of financial statement information. *International Review of Financial Analysis* 19 (3): 193-204.
- Iatridis, G. and S. Rouvolis. 2010. The post-adoption effects of the implementation of international financial reporting standards in Greece. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 19 (1): 55-65
- Jarva, H. and A. M. Lantto. 2012. Information content of IFRS versus domestic accounting standards: Evidence from Finland. *The Finnish Journal of Business Economic* (2): 141-177
- Jeanjean, T. and H. Stolowy. 2008. Do accounting standards matter? An exploratory analysis of earnings management before and after IFRS adoption. *Journal of Accounting and Public Policy* 27 (6): 480-494.
- Jung, K., Y. Kim, and R. Stulz. 1996. Timing, investment opportunities, managerial discretions, and the security issue decision. *Journal of Financial Economics* 42 (2): 159-185.
- Jung, T. B. 2013. Adoption of IFRS and earnings management. *Korean Accounting Journal* 22 (1): 327-348. [printed in Korean]
- Kim, J. I. and H. C. Son. 2013. A Study on earnings management before and after full adoption of K-IFRS. *Korean International Accounting Review* 48: 77-106. [printed in Korean]
- Kim, J. and J. W. Jeong. 2009. Regulation effect of auditor assignment system on Initial Public Offering company. *Korean Journal of Business Administration* 22 (2): 687-710.
- Kim, K. S. and K. J. Lee. 2019. The effect of debt ratio of acquiring firms on the pre-merger earnings management in stock-for-stock mergers:

- Evidence from Korea. *Korean Accounting Review* 44 (2): 69-97. [printed in Korean]
- Kim, K. S. and K. J. Lee. 2020a. Effect of IFRS adoption on income smoothing. *Korean Accounting Review* 45 (5): 1-38. [printed in Korean]
- Kim, K. S. and K. J. Lee. 2020b. Earnings management to avoid losses and timely loss recognition: Time series comparison between K-IFRS and K-GAAP adoption period. *Accounting Information Review* 38 (3): 141-171. [printed in Korean]
- Kim, K. S., J. H. Lee, and K. J. Lee. 2020. Does the adoption of principle-based IFRS reduce earnings management in Korea?: Time series comparison using accruals determinant factor model. *Korean Accounting Review* 45 (3): 173-214. [printed in Korean]
- Kim, K. S. and Y. Kang. 2021. Earnings management prior to delisting: Time series comparison between K-GAAP and IFRS adoption period. *Korean Accounting Journal* 30 (1): 101-141. [printed in Korean]
- Kim, M. C., Y. S. Lee, and S. B. Park. 2011. Designation effect of auditor on earnings management of Initial Public Offering companies. *The Journal of Business Education* 25(3): 81-104. [printed in Korean]
- Kim, Y. S. and S. H. Park. 2017. The effect of K-IFRS adoption on earnings management of the chaebol. *Korean International Accounting Review* 71: 82-120. [printed in Korean]
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1): 163-167.
- Kwak, Y. M. and J. S. Choi. 2011. Survival analysis of IPO firms engaging in earnings management: Evidence from KOSDAQ Market. *Korean Accounting Journal* 20 (3): 231-263. [printed in Korean]
- Lee, J. H., J. H. Kwon, and H. J. Kim. 2014. The effect of the adoption of K-IFRS on accrual earnings management and real earnings management. *Korean International Accounting Review* 56: 39-56. [printed in Korean]
- Marra, A., P. Mazzola, and A. Prencipe. 2011. Board monitoring and

- earnings management pre-and post-IFRS. *The International Journal of Accounting* 46 (2): 205-230.
- Masulis, R., and A. Korwar. 1986. Seasoned equity offerings: an empirical investigation. *Journal of Financial Economics* 15 (1-2): 91-118.
- Morais, A. I. and J. D. Curto. 2008. Accounting quality and the adoption of IASB standards - Portuguese evidence. *Revista Contabilidade & Finanças* 19 (48): 103-111.
- Moscariello, N., L. Skerratt, and M. Pizzo. 2014. Mandatory IFRS adoption and the cost of debt in Italy and UK. *Accounting and Business Research* 44 (1): 63-82.
- Park, H. Y., H. Y. Lee, and M. J. Kang. 2012. The impact of IFRS adoption on earnings management and audit hours. *Accounting & auditing research* 54 (2): 529-565. [printed in Korean]
- Roosenboom, P., T. Goot, and G. Mertens. 2003. Earnings management and initial public offering: Evidence from the Netherlands. *The International Journal of Accounting* 38 (3): 243-266.
- Rudra, T. and C. D. Bhattacharjee. 2012. Does IFRS influence earnings management? Evidence from India. *Journal of Management Research* 4 (1): 1-13.
- Soderstrom, N. and K. Sun. 2007. IFRS adoption and accounting quality: A review. *European Accounting Review* 16 (4): 675-702.
- Teoh. S., T. Wong, and G. Rao, 1994, Incentives and opportunities for earnings management in initial public offerings. Working Paper University of Michigan.
- Teoh. S., T. J. Wong, and G. Rao. 1998. Are accruals during initial public offering opportunistic? *Review of Accounting Studies* 3: 175-208
- Titman, S. and B. Trueman. 1986. Information quality and the valuation of new issues. *Journal of accounting and economics* 8 (2): 159-172.
- Yeh, Y., P. Shu, and R. Guo. 2008. Ownership structure and IPO valuation: Evidence from Taiwan. *Financial Management* 37 (1): 141-161.
- Yoo, H. S., Y. S. Kim, and K. A. Jeon. 2015. The effects of K-IFRS adoption

- on the quality of earnings. *Journal of Taxation and Accounting* 16 (2): 85-130. [printed in Korean]
- Zéghal, D., S. Chtourou, and Y. M. Sellami. 2011. An analysis of the effect of mandatory adoption of IAS/IFRS on earnings management. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 20 (2): 61-72.
- Zéghal, D., S. M. Chtourou, and Y. M. Fourati. 2012. The effect of mandatory adoption of IFRS on earnings quality: Evidence from the European Union. *Journal of International Accounting Research* 11 (2): 1-25.

## 국내 참고 문헌

- 곽노걸, 전상경. 2015. IPO 저가 발행의 저주: 공모주 상장 초기 주가행태 분석. 재무관리연구 32 (2): 143-169.
- 곽영민, 최종서. 2011. 신규상장기업의 이익조정과 생존가능성의 관련성 : 코스닥 시장을 중심으로. 회계저널 20 (3): 231-263.
- 김경순, 이경진. 2020a. IFRS 의무채택이 이익유연화에 미치는 효과. 회계학연구 45 (5): 1-38.
- 김경순, 이경진. 2020b. 적자회피를 위한 이익조정과 손실인식의 적시성: K-IFRS 와 K-GAAP 채택 기간 간의 시계열 비교. 회계정보연구 38 (3): 141-171.
- 김경순, 이진훤, 이경진. 2020. 한국에서 원칙중심 IFRS 의 채택은 이익조정행태를 감소시키는가?: 발생액 결정요인 모형을 이용한 시계열 비교. 회계학연구 45 (3): 173-214.
- 김경순, 강유정. 2021. 상장폐지 직전 이익조정: IFRS와 K-GAAP 채택기간 간의 시계열 비교. 회계저널 30 (1): 101-141.
- 김경순, 이진훤, 강유정. 2021. IPO 기업의 이익조정: K-GAAP 과 IFRS 채택 기간 간의 비교. 회계학연구 46 (3): 267-312.
- 김권중, 김문철, 전중열. 2004. 신규 상장기업의 이익조정동기. 회계학연구 29 (4): 87-116.
- 김명철, 이운상, 박성배. 2011. 감사인지정이 신규 상장법인의 이익조정에 미치는 효과. 상업교육연구 25 (3): 81-104.
- 김용식, 박상훈. 2017. K-IFRS 도입이 기업집단의 이익조정에 미치는 영향. 국제회계연구 71: 85-120.
- 김진희, 정재욱. 2009. 상장예정기업에 대한 감사인 지정제도의 규제효과. 대한경영학회지 22 (2): 687-710.
- 김종일, 손호철. 2013. K-IFRS 적용 전·후의 이익조정에 관한 연구. 국제회계연구 48: 77-106.
- 배지현, 김상일, 이호영. 2009. 변경된 감사인지정제도가 신규상장기업의 이익조정 과 감사보수에 미치는 영향. 회계정보연구 27 (3): 237-272.

- 박현영, 이호영, 강민정. 2012. 국제회계기준 도입 전·후 이익조정과 감사투입시간의 영향에 대한 연구. 회계·세무와 감사 연구 54 (2): 529-565
- 유해석, 김용수, 전규안. 2015. 국제회계기준의 도입이 이익의 질에 미치는 영향: 기업특성을 중심으로. 세무와 회계저널 16 (2): 85-130.
- 이장희, 권정훈, 김희진. 2014. K-IFRS 도입이 재량적 발생액 및 실제 이익조정에 미치는 영향. 국제회계연구 56: 39-56.
- 정태범. 2013. 국제회계기준의 도입과 이익조정. 회계저널 22 (1): 327-348.
- 차승민, 문보영, 강일주. 2014. K-IFRS 도입이 회계적 이익조정 규모에 미친 영향. 회계정보연구 32 (3): 223-250.
- 최국현, 손여진. 2012. K-IFRS 도입에 따른 재무제표 항목, 재무비율 및 발생액의 변화. 회계저널 21 (6): 209-256.
- 최성호, 김인숙, 최관. 2015. 감사인 지정제도가 신규상장기업의 이익조정에 미치는 영향. 회계학연구 40 (6): 283-321.
- 최종서, 광영민, 백정환. 2010. 코스닥 신규상장 기업의 이익조정과 경영자의 사적 이익추구. 회계학연구 35 (3): 37-80.