

## 감사인지정제도가 KOSDAQ IPO 시장의 효율성에 미치는 효과\*

이진환

오산대학교 경영계열 교수

김경순

조선대학교 경영학부 교수

## The Effect of the Auditor Designation System on the Efficiency of the KOSDAQ IPO Market

Jin-Hwon Lee<sup>a</sup>, Kyung-Soon Kim<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Department of Business Management, Osan University, South Korea

<sup>b</sup> Division of Business Administration College of Business, Chosun University, South Korea

*Received 31 August 2023, Revised 16 September 2023, Accepted 21 September 2023*

### Abstract

**Purpose** - The purpose of this study is to empirically investigate whether the auditor accreditation system for IPO firms improves the efficiency of the KOSDAQ IPO market. To verify the effectiveness of the auditor designation system, we time series compare four measures of IPO firms (earnings management, long-term stock performance, change in operating performance, and possibility of delisting).

**Design/methodology/approach** - We test the hypothesis through event research method and regression analysis. Specifically, the dependent variables of the regression model are discretionary accruals in the year of IPO, 36-month holding period excess return after IPO, change in operating performance for 3 years after IPO, and dummy variable for delisting. And the explanatory variable is a dummy variable that separates the period before and after the implementation of the auditor designation system.

**Findings** - We find that earnings management and delisting risks decreased more in the period after the implementation of the auditor accreditation system than in the previous period. In addition, we find that long-term stock performance and operating performance after IPO increase further after the implementation of the auditor accreditation system.

**Research implications or Originality** - Overall, the results of this study suggest that the implementation of the auditor accreditation system for IPO firms contributes to improving market efficiency in the KOSDAQ market, where information asymmetry is high. Our study differs from previous studies in that it demonstrates the effectiveness of the auditor designation system using various measures.

**Keywords:** KOSDAQ IPO, Auditor Designation System, Earnings Management, Long-term Stock Performance, Operating Performance Change, Delisting

**JEL Classifications:** G14, G32, M41

\* 이 논문은 2021년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 인문사회분야 신진연구자지원사업의 지원을 받아 수행된 연구(NRF-2021S1A5A8069382)이며, 일부는 조선대학교 학술연구비의 지원을 받아 연구되었음(2022).

<sup>a</sup> First Author, E-mail: [jinhwon@osan.ac.kr](mailto:jinhwon@osan.ac.kr)

<sup>b</sup> Corresponding Author, E-mail: [kskim66@chosun.ac.kr](mailto:kskim66@chosun.ac.kr)

© 2023 The Institute of Management and Economy Research. All rights reserved.

## I. 서론

본 연구의 목적은 독특한 IPO 제도가 적용되고 있는 한국 KOSDAQ IPO 시장에서 감사인지정제도가 KOSDAQ 시장의 효율성을 개선하는 긍정적인 효과를 나타내는지를 실증적으로 검증하는 것이다. IPO 기업에 대한 감사인지정제도는 한국에서 시행되는 독특한 규제제도이다. 비효율성이 큰 시장에서 강한 규제는 불균형가격을 균형가격으로 회복하도록 도움을 줄 수 있다. 반면에 강한 규제는 이행비용을 요구하며, 규제가 모든 문제점을 해결할 수 없다는 점에서 이것이 새로운 불균형을 초래할 수 있다는 비판적 시각도 존재한다. 최근 외부감사법 개정으로 상장기업은 '주기적 감사인 지정제도'를 적용받고 있으며, 유통시장에서 새로운 규제제도에 대한 논쟁은 여전히 지속되고 있다. 본 연구는 (i) IPO 시장에 적용된 감사인지정제도의 효과를 분석한 선행연구가 상반된 결과를 보고하고 있다는 점, (ii) IPO 시장에서 먼저 적용된 감사인지정제도에 대한 실증결과는 주기적 감사인 지정제도의 효과를 평가할 때 참조자료로 활용될 수 있다는 점 등에서 실무적 필요성이 있을 것으로 판단하여, KOSDAQ IPO 시장에서 감사인지정제도의 효과를 조사한다.

한국은 몇 가지 점에서 미국과 다른 독특한 상장제도를 가지고 있다(신인석 등 2016). 시장에서 자율적으로 형성된 관행에 따라 IPO 절차가 진행되는 미국 시장은 대표 주관사가 수요예측에 참여하는 기관을 선택하고, 물량 배정도 기관투자자에게만 재량적으로 배분하고 있다. 또한 보호예수기간(lock-up period)도 기관투자자와 기업 간에 사적 계약에 따라 자율적으로 설정되고 있다. 그러나 한국 IPO 시장은 상장절차가 법적제도로 규정되어 있어서 대표주관사가 수요예측 참여기관을 제약하지 못하고, 물량 배정도 일반적으로 기관투자자 60%, 일반투자자 20%, 우리스주 20% 등 규정에 따라 배분하고 있다. 더불어 보호예수기간도 규정에 따라 일률적으로 적용되고 있다.

이러한 한국 IPO 시장환경에서 상장예정기업에 대한 재무제표 투명성을 높이기 위해 어떠한 감사인 선임방식이 우리나라에 더 적합한지에 대한 논쟁이 지속되어 왔다. 한국 IPO 시장은 1994년부터 2000년까지는 상장예정기업에 대해 지정감사인제도를 적용하였으나, IT 산업 활성화를 위해 2001년부터 2005년까지 규제제도를 완화하여 사실상 자유수입제도를 적용하였다. 하지만 KOSDAQ 시장에서 분식회계 사건 등이 증가함에 따라, 2006년부터 감사인지정제도를 제시행하여 상장예정기업은 증권선물위원회에서 지정하는 감사인에게 의무적으로 감사를 받도록 하였다. 더불어 2014년 12월에 감독당국은 상장예정기업의 지정감사인이 상장 이후 자유수입제도로 전환될 때 기존 지정감사인을 새로운 감사인으로 선임할 수 없도록 외감법을 개정하여 규제를 더 강화하였다.

감사인지정제도는 외부감사인의 독립성을 높임으로써 회계정보의 투명성을 제고하고, 이를 통해 발행시장에서 투자자의 손실을 줄일 목적으로 적용된 제도이다. 이처럼 감사인지정제도는 규제적 측면에서 장점이 있지만, 자유수입제도와 비교할 때 감사인의 낮은 전문성과 불연속성으로 인해 감사품질이 낮아질 위험성도 있으며 기업의 비용도 증가한다는 단점도 가지고 있다. 따라서 다수의 선행연구는 감사인지정제도가 제시행된 이후 감사품질이 이전보다 향상 또는 축소되었는지를 실증적으로 검증하였다. 일부 연구는 감사인지정제도가 자유수입제도보다 회계품질을 개선한다는 연구결과를 보고하였지만(배지현 등 2009; 김은과 신용준 2010; 하민 등 2012), 다른 연구는 감사인지정제도 제시행으로 회계품질에 대한 유의적인 개선 효과를 발견할 수 없다는 결과도 보고되고 있다(김진화와 정재욱 2009; 최성호 등 2015). 제도변경의 효과를 시계열적으로 비교하는 연구는 자료의 시계열적 안정성이 중요하지만, 감사인지정제도가 제시행된 전후 기간은 글로벌 금융위기로 인해 시계열적 안정성이 낮다는 문제점을 가지고 있다. 이로 인해 연구자별로 비교 기간을 어떻게 설정했는지에 따라 다른 결과가 도출된 것으로 판단된다. 본 연구는 몇 가지 측면에서 선행연구를 보완 및 확장하여 KOSDAQ IPO 시장에서 감사인지정제도의 역할을 재검증한다.

본 연구는 한국회계기준원에서 국제회계기준(IAS 및 IFRS)과 정합성을 높이는 방향으로 회계기준을 수정 적용한 이후 기간(2003년부터 2018년까지)을 대상으로 표본을 선정하고, 선정된 표본을 자유수입제가 적용된 기간(2003년부터 2005년)과 감사인지정제가 시행된 기간(2006년부터 2018년)으로 구분하여 비교한다. 비록 비교 기간이 비대칭적이라는 문제점이 있지만, 회계기준과 시장상황의 차이로 인한 오류

가능성을 축소하고 많은 표본을 대상으로 분석한다는 측면에서 이전연구의 문제점을 부분적으로 보완하고 있다. 더불어 이전연구들이 주로 상장예정기업의 상장 직전연도의 이익조정에만 초점을 맞추었지만, 본 연구는 (i) 상장 당해연도 이익조정(측정치: 재량적발생액), (ii) 상장 이후 장기주식성과(측정치: 36개월 보유기간초과수익률), (iii) 상장 이후 3년 동안의 영업성과 증가율, (iv) 상장 이후 5년 이내에 비자발적으로 상장폐지 될 가능성 등을 모두 고려하여 종합적으로 감사인지정제도의 효과를 검증한다는 점에서 이전 연구를 더 확장하고 있다.

실증결과를 요약하면 다음과 같다. (1) 감사인지정제도가 시행된 기간에서 상장 당해연도의 재량적발생액은 자유수입제가 적용된 기간보다 통계적으로 유의하게 감소하였다. (2) 상장 이후 36개월 보유기간초과 수익률은 감사인지정제 시행 이후 기간이 이전 기간보다 유의하게 큰 값을 나타냈다. (3) 상장 이후 영업성과 증가율은 감사인지정제 시행 이후 기간이 이전 기간보다 유의하게 높았다. (4) IPO 이후 조기상장폐지 될 위험은 감사인지정제 시행 이후 기간이 이전 기간보다 유의하게 낮았다. 전반적으로 실증결과는 감사인지정제를 시행한 기간이 자유수입제를 적용한 기간보다 KOSDAQ IPO 시장의 효율성이 더 향상되었음을 보여주고 있다. 본 연구는 IPO 시장에서 감사인지정제도의 효과성에 대한 논쟁이 있는 상황에서 감사인지정제도가 정보비대칭성이 큰 KOSDAQ IPO 시장의 효율성 제고에 긍정적인 영향을 미친다는 실증적 증거를 제공하고 있다. 이러한 실증결과는 (i) 과거 상반된 결과를 보고한 선행연구를 보완하고 있다는 점, (ii) 최근 KOSDAQ 시장에서 확대되고 있는 기술특례상장에 대한 비판적 시각을 완화한다는 점, 그리고 (iii) 최근 실시되고 있는 주기적 감사인 지정제도의 효과성을 유추해 볼 수 있는 선행사례를 제공하고 있다는 점에서 실무적 시사점을 제공하고 있다.

서론에 이어, 제2장 이론적 배경에서는 선행연구 및 연구차별성과 가설을 제시한다. 제3장 연구설계에서는 검증모형을 소개하며, 실증분석 결과는 제4장에서 설명한다. 마지막으로 본 연구의 결론은 제5장에서 제시한다.

## II. 이론적 배경

### 1. 선행연구 및 연구차별성

한국 IPO 시장에서 상장예정기업에 대한 감사인지정제는 1994년부터 실시되었다. 그러나 2001년부터 상장 활성화를 위해 감사인지정제가 완화되었으며 실질적으로 자유수입제와 다르지 않게 운영되어 왔다. 하지만 2000년대 초 IT 버블 시기에 코스닥에 신규상장된 기업에서 회계부정 문제가 발생하자, 규제기관은 외감법을 개정하여 2006년 1월 1일부터 상장예정기업은 증권선물위원회가 지정한 감사인으로부터 외부감사를 받도록 감사인지정제도를 재시행하였다. 다수의 회계학 문헌은 감사인지정제도가 재시행된 기간과 자유수입제도 적용 기간 간에 회계품질의 차이가 있는지를 분석하였다. 감사인지정제도 실시 직전과 직후의 이익조정과 감사보수를 비교한 배지현 등(2009)은 감사인지정제도 재실시 이후 이익조정은 감소하고 감사보수는 증가하는 것으로 나타났고, 이는 감사인지정제도가 상장예정기업에 대한 감사인의 노력과 이익 품질 제고에 기여한다고 주장한다. 유사하게, 김은과 신용준(2010)도 감사인이 지정된 IPO 기업이 비지정된 기업보다 재량적발생액이 더 낮음을 보고하였다. 또한 하민 등(2012)은 신규상장할인을 감사품질의 대응치로 사용하여 감사인 지정이 감사품질에 미치는 효과를 조사하였고, 감사인지정기간의 신규상장할인은 자유선임기간에 비해 유의하게 낮음을 발견하였다. 이는 지정감사인의 높은 독립성으로 인해 감사품질이 향상되며, 그 결과 재무제표에 대한 시장의 신뢰가 높아져 신규상장할인이 상대적으로 감소한 것으로 해석하였다.

대조적으로 다른 선행연구는 감사인지정제도 재시행으로 회계품질이 향상되지 않았다고 주장한다. 김진희와 정재욱(2009)은 감사인지정제도가 적용된 표본(2006~2007년)과 지정제도가 적용되지 않은 표본(2004~2005년)을 비교한 결과, 감사인지정제도가 적용된 기간의 재량적발생액이 더 큰 것을 확인하였다.

즉, 입법 취지와 달리 감사인지정제도가 자유수입제보다 더 우월하다는 증거를 발견하지 못하였다. 최성호 등(2015)은 2001년부터 2010년까지 코스닥 상장기업 452개를 대상으로 감사인지정제도가 IPO 기업의 이익조정에 미치는 효과를 분석하였다. 분석 결과, 감사인지정제도 시행 이후 기간(2006년부터 2010년까지)의 이익조정 측정치가 자유수입제를 적용하던 기간(2001년부터 2005년까지)의 이익조정 측정치보다 유의하게 큼을 보여주었다. 이는 지정감사인이 사회적으로 요구하는 수준의 외부감사를 수행하지 못하고 있음을 시사한다.

이처럼 제시행된 감사인지정제도의 효과성을 분석한 선행연구의 결과가 다르게 보고된 것은 일부분은 시계열 비교기간의 안정성이 결여된 것이 원인으로 판단된다. 자유수입제도가 시행된 2000년대 초반(2001년부터 2005년까지)은 한국정부가 IT 산업의 육성을 통해 경제활성화를 도모하던 시기였고, 회계기준 제정기구도 정부기관에서 민간기관(회계기준원)으로 이전되던 시기이다. 그러므로 핫마켓 시장상황에서 부실기업이 KOSDAQ 시장에 상장되는 사례도 빈번하게 관측되었고, 변경된 회계기준도 2003년도부터 적용되어 기간별 차이가 존재하였다. 반면에 감사인지정제도가 제시행된 기간(2006년 이후 기간) 중 2007년부터 2010년까지는 서브프라임 모기지 문제로 촉발된 글로벌 금융위기로 인해 세계경제가 침체된 기간에 해당하기에, 이 시기는 IPO 시장이 콜드마켓에 속한 기간으로 볼 수 있다. IPO는 시장 상황에 큰 영향을 받기 때문에, 핫마켓과 콜드마켓이 포함된 단기적 비교 기간의 설정은 시계열 비교 결과에 오류가 포함될 수도 있다. 이러한 측면이 상이한 연구결과가 보고된 부분적인 원인일 것으로 판단된다.

이 연구는 몇 가지 측면에서 선행연구를 보완한 후 IPO 기업에 적용되는 감사인지정제도가 KOSDAQ IPO 시장의 효율성에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 재검증한다. 선행연구와 다른 본 연구의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 대부분의 선행연구는 IPO 기업의 상장 직전연도 이익조정에 초점을 맞추었지만, 본 연구는 상장 당해연도의 이익조정에 초점을 맞추고 있다. 상장 직전연도의 상향이익조정 동기는 상장심사를 통과하고 공모가를 높일 목적으로 수행될 수 있지만, 상장 당해연도의 상향이익조정은 기회주의적 대주주가 의무보호예수기간 종료 이후 지분매각 가치를 높이기 위한 주가조작 수단으로 이용될 수 있다. 만약 감사인지정제도의 제시행이 KOSDAQ 시장에서 기회주의적 상장을 억제하는 효과가 있다면, 상장 당해연도의 이익조정 동기도 감소할 것이다.<sup>1)</sup> 이러한 측면에서 본 연구는 감사인지정제도가 IPO 기업의 기회주의를 제약하는 효과가 있는지를 확인하기 위해 IPO 당해연도의 이익조정행태를 시계열 비교한다는 점에서 선행연구와 차별성을 갖는다.

둘째, 이익조정의 크기만을 비교한 선행연구와 달리, 본 연구는 감사인지정제도의 제시행이 IPO 이후 장기주식성과, 장기영업성과 및 조기상장폐지 등에 미치는 효과를 함께 분석한다는 점에서 이전연구를 더 확장하였다. 감사인지정제도의 제시행이 정보비대칭을 이용하여 불량한 기업이 KOSDAQ 시장에 상장하는 것을 제약하는 효과가 있다면, IPO 이후 장기주식성과가 발생하는 이례적 현상은 완화될 것이며 조기에 상장폐지되는 사례도 감소할 것이다. 본 연구는 다양한 측정치를 추가하여 감사인지정제도가 KOSDAQ 시장의 효율성에 미치는 영향을 조사한다는 측면에서 이전연구와 차별성을 갖는다.

셋째, 본 연구는 이전연구와 다른 시계열 비교기간을 설정하여 감사인지정제도의 효과를 분석한다. 비교적 단기간을 대상으로 시계열 비교한 선행연구는 핫마켓과 콜드마켓 상황이 비교기간에 많이 포함되어 있다는 측면과 급격한 회계기준 변경 효과가 포함되어 있다는 것이 실증결과의 신뢰성을 감소시키는 요소였다. 이러한 측면에서 본 연구는 자유수입제 적용기간을 일부 조정하고, 감사인지정제 시행 이후 기간을 장기간으로 채택하여 시계열 비교기간을 설정한다. 다시 말하면, 자유수입제 기간은 비교적 시장상황이 안정적이고 한국회계기준원에서 국제회계기준과 정합성을 높이는 방향으로 수정된 회계기준이 최초 적용된 2003년 이후 기간을 대상으로 표본을 설정한다. 대조적으로 감사인지정제도 시행 이후 기간은 2007년부터 2018년까지 장기표본을 사용한다. 장기표본의 사용은 시장 불황과 호황의 효과가 상쇄되어 평균적 효과를 측정할 수 있으며, 2011년부터 의무적용된 IFRS의 효과도 K-GAAP 적용기간과 평균화되기 때문에

1) IPO 주변연도의 이익조정과 상장폐지 간의 관계를 분석한 최근 연구는 IPO 당해연도의 이익조정이 IPO 직전연도와 직후연도보다 더 큰 기회주의를 내포하고 있음을 보여주고 있다(김경순과 김홍렬 2023). 따라서 본 연구는 이전연구와 달리 IPO 당해연도 이익조정에 초점을 맞추고 감사인지정제도의 효과를 시계열 비교하고 있다.

회계기준변화에 대한 차이도 다소 완화될 것으로 보인다. 비록 비교표본 기간이 비대칭적이더라도 이전 연구와 다른 장점이 있으므로, 감사인지정제도의 효과성을 이전보다 잘 포착할 것으로 기대한다.<sup>2)</sup>

## 2. 가설

본 연구는 KOSDAQ 상장기업이 (i) IPO 당해연도의 이익조정, (ii) IPO 이후 장기주식성과, (iii) IPO 이후 장기영업성과, (iv) IPO 이후 조기상장폐지 빈도가 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 차이를 보이는지를 비교함으로써 감사인지정제도가 KOSDAQ 시장의 효율성 개선에 공헌하는지를 조사한다. 시장이 효율적이라면 IPO 기업에 대한 정보가 주가에 신속하게 반영되므로 IPO 기업의 내부자는 이익조정을 통해 초과이익을 얻을 수 없다. 더불어 IPO 이후 저성과현상도 관측되지 않을 것이며, 기회주의적 IPO로 인한 조기에 상장폐지되는 사례도 발생하지 않을 것이다. 반면에 IPO 시장에 비효율성이 존재한다면, IPO 기업은 이익조정 증가, 장기저성과현상 심화, 조기상장폐지 증가 등의 사례가 확대될 수 있다. 본 연구는 KOSDAQ 상장기업을 대상으로 앞서 제시한 네 가지 측정치의 크기를 시계열 비교함으로써 감사인지정제도가 KOSDAQ IPO 시장의 효율성을 개선하고 있는지를 실증검증한다. 실증분석을 위해 본 연구에서 설정한 세부적인 가설은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 IPO 당해연도의 이익조정행태가 감사인지정제도 재시행에 따라 시계열적으로 달라지는지를 조사한다. 감사인지정제도는 상장예정 기업이 직전연도 재무제표를 증권선물위원회에서 지칭하는 감사인으로부터 의무적으로 감사를 받도록 규정한 제도이다. 회계학 문헌은 IPO 기업이 다양한 동기에 의해 상장 주변연도의 이익을 상향 조정할 수 있다는 경험적 결과를 보고해왔다(Titman and Trueman 1986; Aharony et al. 1993; Teoh et al. 1998; Friedlan 1994; 김권중 등 2004). 이러한 IPO 기업의 이익조정 동기로 인해 한국 규제기관은 1994년부터 감사인지정제도를 적용하였지만, IPO 시장을 정책적으로 활성화하기 위해 2001년부터 자유수입제를 허용하였다. 하지만 자유수입제 적용 이후 KOSDAQ 시장에서 회계부정 등 다양한 문제점이 발생함에 따라 2006년부터 재무투명성 제고와 투자자 보호를 위해 감사인지정제도를 재시행하였다. 다수의 선행연구는 감사인지정제도 재시행에 따라 IPO 기업의 상장 직전연도 이익조정이 감소했는지를 실증적으로 분석했으나 일관성 있는 결과를 도출하지는 못했다(배지현 등 2009; 김진희와 정재욱 2009; 김은과 신용준 2010; 하민 등 2012; 최성호 등 2015). 한편, 최근 연구는 IPO 기업의 이익조정 동기는 상장 당해연도에 더 강하다는 실증결과를 보고하고 있다(김경순 등 2021; 김경순과 김홍렬 2023).<sup>3)</sup> 즉, IPO 이후 대주주의 보호예수기간이 법률로 의무 규정된 한국에서는 대주주가 사적이익을 추구하기 위한 이익조정 동기가 획일화된 보호예수기간으로 인해 확대될 수 있다는 것이다. 미국에서는 보호예수제도(lock-up period)가 기관투자자와 기업 간에 사적 계약에 따라 결정되므로, 기업에 내재된 위험에 따라 대주주의 지분매각 제한 기간이 다르게 설정되고 있다. 그러나 한국 KOSDAQ IPO 시장은 일반적으로 기존 대주주의 지분매각 제한 기간을 1년으로 규정하고 있으며, 다만 상장 후 6개월이 경과된 시점부터 매월 예탁금액의 5% 이내의 지분은 매각할 수 있도록 예외를 허용하고 있다. 이러한 독특한 한국의 보호예수제도로 인해, 기회주의적 IPO 기업은 보호예수기간 종료 이후 지분매각이 가능한 시점까지 IPO 당해연도의 이익을 상향 조정하여 주가를 조작할 동기를 초래할 수도 있다. 특히 IPO 기업에 대한 감사인지정제도는 상장 직전연도 재무제표가 대상이 되므로, 상장 당해연도부터는 감사인을 자율적으로 수입하는 것이 가능하다. 김경순과 김홍렬(2023)에 의하면 상장 직전연도의 이익조정은 감사인지정제도의 시행으로 감소될 수 있지만, 상장 당해연도의 이익조정 동기는 여전히 유지되므로

2) 장기 시계열 비교표본을 사용할 경우, 다른 제도적 효과가 포함되어 감사인지정제도의 효과를 회색시킬 수 있다는 단점도 존재한다. 이러한 점은 본 연구가 갖는 내재적 한계점에 해당한다.

3) 김경순 등(2021)은 IPO 당해연도의 총발생액, Kothari et al.(2005) 및 Ball and Shivakumar(2006)에 따라 계산한 계량적발생액이 IPO 직후연도보다 유의하게 작음을 보여주었다. 특히 그들은 IPO 당해연도의 상향이익조정은 IFRS 도입에 따라 감소한다는 실증적 증거를 제공하고 있다. 한편, 김경순과 김홍렬(2023)은 IPO 주변기간(직전연도, 당해연도, 직후연도)의 이익조정행태 중에서 어떤 기간의 이익조정이 더 기회주의적 성향을 갖는지를 IPO 이후 조기상장폐지와 연결하여 분석하였다. 분석결과, 보호예수기간 종료 이후 대주주의 지분매각 가치를 높이기 위한 IPO 당해연도의 이익조정이 다른 기간보다 상장폐지 위험과 더 밀접한 관계를 나타냈다.

IPO 주변연도 중에서 상장 당해연도에 기회주의적 이익조정이 상대적으로 클 수 있음을 실증적으로 보여주었다.

이처럼 상장 당해연도에 기회주의적 이익조정이 증가할 수 있음에도 불구하고 감사인지정제도가 상장 당해연도의 이익조정을 제약하는지를 검증한 연구결과는 아직 보고되지 않고 있다. 이러한 이유로, 본 연구는 이전연구와 달리 상장 당해연도에 대주주의 지분매각 가치를 높일 목적의 상향이익조정이 감사인지정제도가 재시행됨에 따라 시계열적으로 감소하는지를 분석한다. 만약 감사인지정제도가 불량한 기업이 상장되는 것을 제약하는 효과가 있다면 기회주의적 기업은 상장심사단계에서 일부 제거되기 때문에, 감사인지정제도가 재시행된 이후 상장된 기업은 대주주가 지분매각 가치를 높일 목적으로 이익을 기회주의적으로 조정하는 행태도 부분적으로 감소할 것으로 예측한다. 따라서 IPO 당해연도의 상향이익조정행태는 감사인지정제도가 시행된 기간이 그렇지 않은 기간보다 더 작을 것으로 예측하고, 다음과 같은 첫 번째 연구가설을 설정한다.

**가설 1.** IPO 당해연도의 상향이익조정행태는 감사인지정제도 시행 이후 감소할 것이다.

둘째, 본 연구는 IPO 기업의 장기주식성과가 감소하는 효율적 시장에 대한 이례적 현상이 감사인지정제도 재시행에 따라 완화되는지를 조사한다. Ritter(1991)는 IPO 이후 3년 장기성과가 비교기업보다 더 낮음을 발견하였고, 이것은 (i) 투자자들이 신생기업의 이익잠재력을 지나치게 낙관하는 경향에 기인하며, (ii) 이러한 “기회의 창”을 이용하여 불량한 기업이 상장되는 것이 원인이라고 설명한다.<sup>4)</sup> 특히 IPO 기업에 대한 초기 과잉반응행태는 핫마켓에서 더 크게 나타나는 것으로 알려져 있다(Loughran and Ritter 2004). 다시 말하면, 정보비대칭 상황에서 상장예정기업의 공격적 이익공시전략은 투자자의 낙관성을 증가시킬 수 있다. 따라서 불량한 기업은 낙관성을 확대하고 공모가를 조정할 목적으로 이익을 상향 조정할 유인이 있으며, 과대평가된 공모가와 상장 초기 과잉반응행태는 장기저성과 현상을 유발하는 원인이 된다는 것이다. 하지만 지정감사제도가 적용되는 경우 상장예정기업의 공격적 이익조정은 억제되므로 불량한 기업이 상장되는 것이 일부 제약될 수 있다. 이 경우 기회의 창을 이용하여 상장하려는 불량한 기업은 감소할 것이고 장기저성과 이례현상은 부분적으로 축소될 것이다. 이러한 논리에 기반하여, 본 연구는 감사인지정제도가 시행된 기간은 그렇지 않은 기간보다 IPO 이후 장기저성과 이례현상이 축소될 것으로 예측하고 다음과 같은 두 번째 연구가설을 설정한다.

**가설 2.** 감사인지정제도 시행 이후 IPO 기업의 장기주식성과는 자유수입제도를 적용했던 기간보다 유의하게 클 것이다.

셋째, 본 연구는 IPO 기업의 영업성과 변화율이 감사인지정제도 재시행에 따라 달라지는지를 조사한다. 양호한 기업은 상장을 통해 자금을 조달하고, 조달된 자금을 기업을 성장시키기 위해 핵심사업에 투자할 것이다. 그러므로 IPO 기업의 효율적 자금 투자는 기업의 장기영업성과를 증가시킬 것이다. 즉, 기회주의적 성향이 작은 IPO 기업의 상장 후 장기영업성과는 상장 시점보다 더 증가할 것이지만, 기회주의적 성향이 큰 기업은 상장 이후 장기영업성과 증가율이 낮을 것이다. 다시 말하면, 기회주의적 경영자(또는 내부주주)는 정보비대칭과 시장 낙관성을 이용하여 주식시장에 상장한 후 과대평가된 가격으로 지분을 매각하여 자금을 회수할 수 있다. 이러한 동기를 가진 IPO 기업은 장기적으로 이익을 창출하는 프로젝트보다는 단기적인 이익 창출에 집중하는 경향을 보이기 때문에, 불량한 기업이 상장되었을 경우 IPO 이후 장기영업성과는 상대적으로 크지 않을 것이다. 이러한 이유로 상장예정기업에 대한 감사인지정제도의 시행이 불량한 기업의 상장을 부분적으로 제약하는 효과가 있다면, IPO 이후 영업성과 증가율은 감사인지

4) 김현아와 정성창(2010)은 2001년부터 2005년 동안 코스닥시장을 핫마켓 IPO와 콜드마켓 IPO로 구분하고 장기성과를 비교하였다. 분석결과 핫마켓 시장에서 초기수익률이 높고 장기저성과 현상이 크게 나타나는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 KOSDAQ 시장에서 시장의 낙관성을 이용하여 상장하는 경향이 있음을 시사한다. 또한 김경순과 최성환(2023)은 2001년부터 2021년까지 자료를 이용하여 분석했을 때, IPO 기업에 대한 장기저성과 현상이 여전히 관측되고 있음을 보여주고 있다.

정제도가 시행된 기간이 그렇지 않은 기간보다 더 높을 것이다. 이러한 예측에 기반하여, 본 연구는 다음과 같은 세 번째 연구가설을 설정한다.

**가설 3.** 감사인지정제도 시행 이후 IPO 이후 영업성과 증가율은 자유수입제도를 적용했던 기간보다 유의하게 클 것이다.

마지막으로, 본 연구는 IPO 기업의 조기상장폐지 확률이 감사인지정제도 재시행에 따라 감소하는지를 조사한다. 선행연구는 KOSDAQ 신규상장기업은 상장 직전연도와 당해연도에 발생액과 실물활동 이익조정을 통하여 광범위하게 이익을 증가시킴을 보고하였다(최종서 등 2010). 특히 광영민과 최종서(2011)는 KOSDAQ 시장에서 신규상장기업의 상장 전 상향 이익조정이 클수록 상장 이후 조기에 상장 폐지될 가능성이 증가한다는 경험적 결과를 보고하였다. 즉, 상장 직전 상향 이익조정은 불량한 기업이 기회의 창을 이용한 상장을 허용하게 됨에 따라 조기에 상장폐지될 가능성도 증가한다는 것이다. 유사한 관점에서, 감사인지정제도의 재시행이 상장예정기업의 상장 직전연도와 당해연도의 이익조정을 제약하는 긍정적인 역할을 한다면 감사인지정제도가 재시행된 이후 기간은 이전 기간보다 불량한 기업이 상장되는 것이 제약되며, 결과적으로 상장 이후 조기 상장폐지 될 확률도 감소할 것이다. 이러한 예측을 검증하기 위해, 본 연구는 다음과 같은 네 번째 연구가설을 설정한다.

**가설 4.** 감사인지정제도 시행 이후 IPO 기업의 조기 상장폐지 빈도는 자유수입제도를 적용했던 기간보다 유의하게 감소할 것이다.

전반적으로 본 연구는 감사인지정제도의 시행이 KOSDAQ IPO 시장의 효율성을 개선하는 긍정적인 역할을 하는지를 검증하기 위해 IPO 기업의 이익조정, 장기주식성과, 영업성과 변화율, 상장폐지 확률 등을 시계열 비교한다.

### III. 연구설계

#### 1. 종속변수의 측정

##### 1) IPO 당해연도의 이익조정

본 연구는 IPO 당해연도에 내부자(상장 전 대주주)가 보호예수기간 종료 이후에 지분매각 가치를 높이기 위한 목적으로 이익을 상향조정하는 행태가 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 차이가 있는지를 분석한다. 이를 위해 IPO 당해연도의 이익조정 측정치를 Kothari et al.(2005) 모형에 따라 구한 재량적발생액을 사용한다. 구체적으로 KOSDAQ IPO 기업*i*의 IPO 당해연도 재량적발생액은 다음과 같은 절차로 측정한다. 먼저 전체상장기업을 대상으로 식(1)에 따라 연도-산업별 회귀분석하여 기업*i*의 *t*연도에 대한 재량적발생액을 구한다. 다음으로 기업*i*의 *t*연도에 대한 재량적발생액( $DA\_K_{i,t}$ ) 중에서, KOSDAQ 시장에 신규상장한 기업*i*의 상장연도 재량적발생액을 수집한다. 수집된 IPO 당해연도를 사건연구의 기준시점으로 설정하고, 사건연도를 기준으로 재량적발생액을 횡단면적으로 통합하여 회귀분석의 종속변수로 설정한다.

$$\frac{ACCR_{j,t}}{Asset_{j,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{Asset_{j,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{j,t} - \Delta REC_{j,t}}{Asset_{j,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{j,t}}{Asset_{j,t-1}} + \alpha_4 ROA_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

$$DA_{j,t} = \varepsilon_{j,t}$$

∴  $DA_i = DA_{j,t}$  중에서 KOSDAQ 상장기업  $i$ 의 최초상장연도의 재량적발생액

변수설명:

- $DA_{j,t}$  = 기업의  $t$ 년도 Kothari et al.(2005) 모형으로 추정한 재량적발생액
- $ACCR_{j,t}$  = 기업의  $t$ 년도의 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감한 총발생액
- $\Delta REV_{j,t}$  = 기업의  $t$ 년도 순매출액의 변화
- $\Delta REC_{j,t}$  = 기업의  $t$ 년도 매출채권의 변화
- $PPE_{j,t}$  = 기업의  $t$ 년도 유형자산
- $ROA_{j,t}$  = 기업의  $t$ 년도 총자산이익률
- $Asset_{j,t-1}$  = 기업의  $t-1$ 연도말의 총자산
- $\varepsilon_{j,t}$  = 회귀모형의 잔차

### 2) IPO 이후 장기주식성과

IPO 기업이 상장 이후 장기주식성과가 음의 값이 관측되는 것은 효율적 시장 가설의 이례현상에 해당한다. 특히 정보비대칭이 큰 IPO 기업은 최초공모가격이 비효율적으로 결정됨에 따라 이것이 장기주식성과에도 영향을 미칠 수 있다. 본 연구는 감사인지정제도가 IPO 기업의 가격 비효율성을 완화하여 IPO 이후 장기주식성과가 감소하는 현상을 완화하는지를 검증하기 위해, IPO 이후 36개월 동안 규모-성장성 조정된 보유기간초과수익률을 측정하여 이를 시계열 비교한다. IPO 이후 장기주식성과는 식(2)와 같이 36개월 보유기간 초과수익률(BHAR36M)을 구하여 사용한다. 즉, IPO 이후 36개월 동안의 보유기간 초과수익률은 기업의 IPO 이후 36개월 동안의 보유기간수익률에서 규모-성장성을 고려하여 구한 대응 포트폴리오의 36개월 동안의 보유기간수익률을 차감하여 산출한다. 식(2)에서  $R_{i,k}$ 는 기업의 IPO 이후  $k$ 월에 대한 월별수익률을 의미한다.  $R_{Size/BM Port,k}$ 는 IPO 이후  $k$ 월에 대한 규모-성장성 조정된 포트폴리오의 평균수익률을 의미한다. 포트폴리오는 상장기업 전체를 대상으로 시가총액 기준과 장부가치 대 시장가치 비율 기준에 따라 총 25개(5×5) 포트폴리오로 구성하였다.

$$BHAR36M_i = \prod_{k=1}^{36} (1 + R_{i,k}) - \prod_{k=1}^{36} (1 + R_{Size/BM Port,k}) \tag{2}$$

### 3) IPO 이후 영업성과 변화

IPO 기업의 저성과 현상은 회계이익에서도 나타날 수 있다. 본 연구는 감사인지정제도 시행이 IPO 이후 회계이익의 저성과 현상을 완화하는지를 조사하기 위해, IPO 이후 영업성과의 변화를 식(3)과 같이 측정하고 이를 시계열 비교한다. 본 연구에서는 IPO 이후 1~3 회계연도 동안의 총자산이익률의 평균에서 IPO 당해 연도의 총자산이익률을 차감하여 IPO 이후 영업성과 변화율을 측정한다. 식(3)에서  $\Delta ROA3Y_i$ 는 KOSDAQ IPO 기업  $i$ 의 영업성과 변화를 의미하며,  $ROA_{K,i}$ 는 기업  $i$ 의 상장 이후  $K$ 회계연도에 대한 총자산이익률을 의미한다. 또한  $ROA_{0,i}$ 는 기업  $i$ 의 상장 당해 연도의 총자산이익률을 나타낸다.

$$\Delta ROA3Y_i = \frac{1}{3} \times \sum_{K=1}^3 ROA_{K,i} - ROA_{0,i} \tag{3}$$

#### 4) IPO 이후 조기상장폐지

IPO 이후에 조기상장폐지되는 기업은 정보비대칭을 이용하여 불량한 기업이 상장된 것이 주요 원인일 수 있다. 따라서 IPO 기업의 조기상장폐지는 발행시장의 효율성을 평가하는 좋은 측정도구가 될 수 있을 것이다. 따라서 본 연구는 IPO 이후 조기상장폐지 되는 빈도가 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 상이한지를 비교한다. 이 연구에서 조기상장폐지는 KOSDAQ 시장에 상장된 이후 1~5 회계연도 이내에 비자발적(강제적)으로 상장폐지된 기업으로 정의한다. 자발적 상장폐지는 자진등록 취소와 합병 등의 사유로 인해 상장이 폐지된 경우를 의미하기 때문에 이는 비효율성에 기인한다고 보기는 어렵다. 그러나 강제적 상장폐지는 (i) 부적절한 회계보고, 자본잠식, 부도, 영업정지, 회사정리절차 등과 같은 재무적 사유에 근거한 상장폐지와 (ii) 거래소의 상장자격성 실질심사에 따라 상장 폐지된 기업 등을 의미하므로 이러한 상장폐지 유형은 비효율성을 나타낸다. 그러므로 본 연구는 식(4)와 같이 조기상장폐지를 상장 이후 5회계연도 이내에 비자발적으로 상장폐지된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수로 측정한다.

$$DELISTING_i = \text{KOSDAQ IPO 기업 } i\text{가 상장 이후 5회계연도 이내에 비자발적으로} \\ \text{상장폐지된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수} \quad (4)$$

## 2. 연구모형

본 연구는 KOSDAQ IPO 기업의 상장일(또는 상장연도)을 사건일(사건연도)로 정하고, 사건일(사건연도)을 기준으로 자료들을 횡단면적으로 통합하여 분석하는 사건연구방법을 적용하여 가설을 검증한다. 즉, 사건연구방법을 적용하여 KOSDAQ IPO 기업의 이익조정, 장기주식성과, 영업이익변화 및 조기상장폐지 등을 측정하고 이를 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 차이가 있는지를 다중회귀분석을 통해 검증한다. MODEL(1)은 사건연구방식을 적용하여 설계한 회귀분석 모형이다. 회귀모형의 종속변수는 3.1 변수측정에 따라 구한 IPO 당해연도의 재량적발생액( $DA_i$ ), IPO 이후 36개월 보유기간초과수익률( $BHAR36M_i$ ), IPO 이후 영업성과 변화( $\Delta ROA3Y_i$ ), IPO 이후 조기상장폐지 유무( $DELISTING_i$ ) 등을 각각 지칭한다. 회귀식의 설명변수인  $Post\_designationD$ 는 기업*i*가 감사인지정제도가 시행된 이후 기간에 KOSDAQ 시장에 IPO 한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수를 나타낸다. 종속변수가 이익조정( $DA_i$ )인 모형에서  $\beta_1$ 이 음(-), 종속변수가 장기주식성과( $BHAR36M_i$ )인 모형에서  $\beta_1$ 이 양(+), 종속변수가 영업성과 변화( $\Delta ROA3Y_i$ )인 모형에서  $\beta_1$ 이 양(+), 종속변수가 상장폐지( $DELISTING_i$ )인 모형에서  $\beta_1$ 이 음(-)의 값 등이 관측된다면, 감사인지정제도가 KOSDAQ IPO 시장의 효율성을 개선하는 긍정적인 효과가 있다고 해석한다.

- Dependent Variables : ①  $DA_i$   
 ②  $BHAR36M_i$   
 ③  $\Delta ROA3Y_i$   
 ④  $DELISTING_i$

$$= \beta_0 + \beta_1 Post\_designation\_D_i + \beta_2 UWRANK_i + \beta_3 PROCEEDS_i + \beta_4 LogSale_i \\ + \beta_5 BTM_i + \beta_6 LEV_i + \beta_7 CFOA_i + \beta_8 OWNER_i + \beta_9 AGE_i + \beta_{10} BIG4 + \beta_{11} Hi\ Tech_i + \varepsilon_i \\ \text{MODEL (1)}$$

한편, MODEL(1)의 독립변수항의 다른 변수들은 IPO에 영향을 미치는 다른 요인의 효과를 통제할 목적으로 삽입한 통제변수들이다. 구체적으로 *UWRANK*는 IPO 기업의 주권사가 전년도 기준 시장점유율(매출액 기준) 상위 5위안에 포함되면 1 그렇지 않으면 0으로 측정된 더미변수이며, 이는 주권사의 명성효과를 통제할 목적으로 삽입한 것이다(Carter and Manaster 1990; Carter et al. 1998). *PROCEEDS*는 발행 규모효과를 통제하기 위한 변수로써 총발행금액에 자연로그를 취한 값을 의미한다(Masulis and Korwar 1986; Bayless and Chaplinsky 1996). *Log\_Sales*는 기업규모 효과를 통제하기 위한 것으로 IPO 기업의 매출액에 대한 로그값을 의미한다. *BTM*은 성장성 효과를 통제하기 위해 삽입한 장부가치 대 시장가치 비율이다(Denis 1994; Jung et al. 1996). *LEV*는 레버리지효과를 통제할 목적으로 삽입한 부채비율(총부채/총자산)이다(Eckbo and Norli 2005). *CFO*는 IPO 연도말 영업활동현금흐름을 평균총자산으로 나눈 비율을 의미하며, 유동성 효과를 통제하기 위해 삽입한 변수이다. *OWNER*는 기업*i*의 소유권집중도 효과를 통제하기 위한 변수이며, 최대주주와 특수관계자 등의 지분율을 의미한다. *AGE<sub>i</sub>*는 기업*i*의 설립연도부터 IPO 당해연도까지 기업연령 수에 대한 로그값으로, 기업연령효과를 통제하기 위해 삽입한 변수이다. *BIG<sub>i</sub>*는 IPO 기업*i*의 감사인이 Big4에 속하면 1, Non-Big4에 속하면 0인 더미변수이며, 감사인의 명성효과를 통제하기 위한 변수이다. *HiTech*는 IPO 기업*i*가 첨단산업 유형에 포함되면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 첨단산업은 전자, 전기, 통신, 컴퓨터 제조업 등에 속하는 기업과 바이오산업에 속하는 기업 등을 지칭한다.

## IV. 분석결과

### 1. 표본, 기술통계 및 상관분석

〈Table 1〉은 KOSDAQ IPO 시장에서 감사인지정제도의 도입 효과를 비교하기 위해 선정한 표본의 연도별 분포와 비교표본 기간을 제시한 것이다. 한국은 1999년까지 상장예정기업에 대한 감사인지정제도를 실시해 왔으나, 2000년부터 2005년까지 상장예정기업에 대한 상장 직전연도에 대한 감사인지정제도를 폐지하고 자유수입제도를 적용하였다. 따라서 한국 IPO 시장에서 상장예정기업에 대한 감사인을 자유수입제로 선임한 기간은 길지 않다. 특히 이 기간은 90년대말 한국경제위기로 회계기준제정 주체가 민간기구로 이양되고, 국제회계기준과 정합성을 높이는 방향으로 회계기준을 변경하던 시기이다. 따라서 자유수입제도를 시행하던 기간 내에서도 정보환경에 차이가 존재할 수 있다. 비교기간 간에 정보환경의 차이를 조정하기 위하여, 본 연구는 자유수입제도를 적용하는 표본기간을 변화된 회계기준이 적용된 2003년 이후 표본을 대상으로 선정하고 연구를 진행한다. 즉, 2003년 이후 기간은 모두 국제회계기준과 정합성을 높이는 방향으로 한국회계기준위원회에서 개정한 기업회계기준이 적용되었기에 시계열 비교과정에서 정보환경에 대한 영향을 덜 받을 수 있다는 장점이 있다. 이러한 이유로 본 연구의 표본은 2003년부터 2018년까지 KOSDAQ 시장에 신규상장한 기업을 대상으로 선정하고, 한국거래소 상장공시시스템(KIND)에서 관련된 자료를 추출하여 최초표본을 수집한다.

최초 선정된 표본 중에서 (i) 이전상장, 우회상장, 외국계 기업의 상장 및 스펙 상장은 표본에서 배제하였고, (ii) 분석에 필요한 재무 및 주가 자료를 FnGuide 데이터베이스에서 획득할 수 없는 표본을 추가로 제거하였다. 이와 같은 표본 선정과정을 통해 KOSDAQ 시장에서 최종 선정된 신규상장 IPO 표본은 757개 기업이다. 〈Table 1〉 (1)열의 이익조정 비교 모형에서 감사인지정제 시행 이후(이전) 기간은 2007년부터 2018년까지(2003년부터 2006년까지)이다.<sup>5)</sup> (2)열과 (3)열은 각각 주식성과와 영업성과를 비교하

5) IPO 기업에 대한 감사인지정제도는 상장예정기업에 대한 직전연도 재무제표의 감사인을 증권선물위원회에서 지정한 감사인으로 의무 선임하는 제도이며, 이 제도는 2006년부터 제시되었다. 그러므로 2007년에 상장을 준비하는 기업은 상장 직전연도에 해당하는 2006년도부터 지정감사인을 배정받아 그로부터 회계감사를 받는다. 상장 직전연도의 이익조정에 초점을 맞춘 선행연구와 다르게 본 연구는 상장 당해연도 이익조정에 초점을 맞추었기 때문에, 감사인지정제도의 효과를 분석하는 첫 시점이 2007년도이다. 따라서 본

기 위한 시계열 비교 기간을 표시한 것이다. 본 연구는 주식성과와 영업성과는 IPO 이후 36개월과 3회계연도를 대상으로 측정하였기 때문에, 측정기간이 2021년까지라는 점을 고려할 때 감사인지정제도 시행 이후(이전) 기간 표본은 2007년부터 2018년까지(2003년부터 2006년까지) IPO 한 기업으로 설정한다. 마지막으로 (4)열은 상장폐지 비교모형에서 사용한 시계열 비교기간을 표시한 것이다. 이 연구에서 상장폐지는 IPO 이후 5년 이내 조기상장폐지된 기업을 대상으로 한다. 따라서 측정기간이 2021년이라는 점을 고려할 때 감사인지정제도 시행 이후(이전) 기간은 2007년부터 2016년까지(2003년부터 2006년까지) 신규상장한 기업을 비교표본으로 설정한다.

**Table 1.** 표본분포 및 시계열 비교표본

연도	연도별 표본 수	감사인지정제도의 효과를 검증하기 위한 시계열 비교기간			
		(1) 이익조정 비교표본	(2) 주식성과 비교표본	(3) 영업성과 비교표본	(4) 상장폐지 비교표본
2003	67				
2004	46				
2005	68	Pre	Pre	Pre	Pre
2006	51	_designation	_designation	_designation	_designation
2007	56				
2008	37				
2009	48				
2010	49				
2011	55				
2012	19	Post	Post	Post	Post
2013	34	_designation	_designation	_designation	_designation
2014	34				
2015	51				
2016	36				
2017	49				
2018	57				
합계	757	757	757	757	651

(Table 2)는 주요 변수들에 대한 기술통계량을 (1) 전체표본, (2) 감사인지정제 시행 이전 표본, (3) 감사인지정제 시행 이후 표본으로 각각 구분하여 제시하고, (4)열에서는 감사인지정제 시행 전과 후 기간에 평균차이를 t-검정으로 분석한 결과를 제시한 것이다.<sup>6)</sup> 변수들은 극단치 효과를 통제하기 위해 상하 1%를 조정(winsorization)하였다. IPO 연도의 이익조정(DA)은 감사인지정제 시행 이전 기간에는 평균이 0.001이었지만, 감사인지정제 시행 이후 기간에서는 평균이 -0.001로 다소 감소하였다. 그러나 평균 차이분석에서는 시계열적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. IPO 이후 36개월 보유기간초과수익률(BHAR36M)은 감사인지정제 시행 이전 기간에는 평균이 -47.3%이었지만, 감사인지정제 시행 이후 기간에서는 평균이 -27.5%로 장기저성과 현상이 상대적으로 감소하였고, 통계적으로도 유의한 차이(t=3.594)

연구는 감사인지정제 시행 이후 기간을 2007년 이후로 설정하고, 표본을 기준시점(사건연도 또는 사건일)을 중심으로 횡단면적으로 통합한 후에 사건연구방법에 따라 IPO 당해연도의 이익조정, 장기주식성과, 장기영업성과 및 조기상장폐지 등을 측정한다.  
 6) 조기상장폐지변수(DELISTING)는 651개 표본을 대상으로 기술통계량을 제시한 것이고, 나머지 변수들은 757개 표본을 대상으로 기술통계량을 측정하였다.

를 나타냈다. IPO 이후 3년 동안 총자산이익률의 변화( $\Delta ROA3Y$ )는 감사인지정제 시행 이전 기간에는 평균이 -13.4%이었지만, 감사인지정제 시행 이후 기간에서는 평균이 -8.2%로 다소 감소하였고, 통계적으로도 유의한 차이( $t=5.377$ )를 나타냈다. 즉, IPO 이후 장기주식성과와 장기영업성과는 감사인지정제 시행 이후 기간이 이전 기간보다 더 큰 값을 나타냈다. IPO 이후 5년 이내에 조기상장폐지될 가능성( $DELISTING$ )은 감사인지정제 시행 이전 기간에는 평균적으로 7.8%의 기업이 조기상장폐지되었지만, 감사인지정제 시행 이후 기간에서는 1.9% 기업만이 상장폐지되어 확률적으로 감소함을 보여주었고, 통계적 차이도 유의한 값( $t=-4.281$ )을 나타냈다. 전반적으로 기술통계량을 시계열적으로 비교했을 때, 감사인지정제도 시행 이후 KOSDAQ IPO 기업의 이익조정은 시계열적인 차이를 보이지 않았지만, 장기주식성과와 장기영업성과는 증가하고 조기상장폐지될 가능성은 유의하게 감소하였다.

**Table 2.** 기술통계

변수명	(1) 전체표본		(2) 감사인지정제 시행 이전 기간		(3) 감사인지정제 시행 이후 기간		(4) 평균차이 [(3)-(2)]
	Mean	Std.Dev	Mean	Std.Dev	Mean	Std.Dev	t-stat
<i>DA</i>	0.000	0.107	0.001	0.110	-0.001	0.106	-0.088
<i>BHAR36M</i>	-0.336	0.882	-0.473	1.003	-0.275	0.817	3.594 ***
$\Delta ROA3Y$	-0.098	0.126	-0.134	0.155	-0.082	0.107	5.377 ***
<i>DELISTING</i>	0.040	0.196	0.078	0.268	0.019	0.137	-4.281 ***
<i>UWRANK</i>	0.399	0.490	0.366	0.483	0.413	0.493	1.788 *
<i>PROCEEDS</i>	16.349	0.911	15.862	0.741	16.564	0.897	10.515 ***
<i>LogSales</i>	4.575	0.410	4.514	0.337	4.601	0.436	3.744 ***
<i>BTM</i>	2.188	1.596	2.004	1.381	2.269	1.677	2.355 **
<i>LEV</i>	0.276	0.157	0.294	0.150	0.268	0.159	-1.023
<i>CFO</i>	0.075	0.134	0.081	0.134	0.073	0.134	-0.994
<i>OWNER</i>	0.431	0.148	0.409	0.143	0.440	0.149	3.030 ***
<i>AGE</i>	3.301	0.002	3.300	0.001	3.301	0.002	5.881 ***
<i>BIG4</i>	0.613	0.487	0.478	0.501	0.672	0.470	6.183 ***
<i>HiTech</i>	0.577	0.494	0.595	0.492	0.570	0.496	-0.885

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

변수정의

- DA* = KOSDAQ IPO 기업 *의* 상장 당해연도의 재량적발생액
- BHAR36M* = KOSDAQ IPO 기업 *의* 상장 이후 36개월 동안의 규모-성장성 조정된 보유기간초과수익률
- $\Delta ROA3Y$  = KOSDAQ IPO 기업 *의* 상장 이후 1~3회계연도의 평균총자산이익률에서 상장 당해연도의 총자산이익률을 차감하여 구한 영업이익변화률
- DELISTING* = KOSDAQ IPO 기업 *가* 상장 이후 5년 이내에 비자발적으로 상장폐지된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수
- UWRANK* = IPO 주관사가 매출기준 상위 5위안에 포함되면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수
- PROCEEDS* = IPO 기업 *의* 발행금액에 대한 자연로그
- LogSales* = IPO 기업 *의* 상장 당해연도 매출액에 대한 로그값
- BTM* = IPO 기업 *의* 상장 당해연도 말의 장부가치 대 시장가치 비율
- LEV* = IPO 기업 *의* 상장 당해연도 말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
- CFO* = IPO 기업 *의* 상장 당해연도 말의 현금보유비율
- OWNER* = IPO 기업 *의* 상장 당해연도 말의 최대주주와 특수관계자 지분을
- AGE* = IPO 기업 *의* 설립일부터 상장연도까지의 기업 연령에 대한 로그값
- BIG4* = IPO 기업 *의* 상장연도 감사인이 Big4이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수
- HiTech* = IPO 기업 *가* 속한 산업이 첨단산업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수

Table 3. 상관관계 분석

변수명	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1) DA		-0.02 (0.62)	0.01 (0.81)	0.09 (0.02)	-0.01 (0.84)	-0.01 (0.75)	-0.02 (0.54)	-0.07 (0.07)	0.03 (0.37)	0.23 (0.00)	-0.89 (0.00)	0.00 (0.96)	0.00 (0.99)	-0.08 (0.02)	-0.07 (0.06)
(2) BHAR36M			0.23 (0.00)	-0.08 (0.03)	0.10 (0.00)	-0.03 (0.48)	0.00 (0.97)	-0.11 (0.00)	0.14 (0.00)	-0.07 (0.04)	0.05 (0.13)	-0.03 (0.43)	0.07 (0.06)	0.06 (0.10)	0.08 (0.04)
(3) ΔROA3Y				-0.43 (0.00)	0.19 (0.00)	0.01 (0.87)	0.06 (0.09)	-0.07 (0.05)	0.04 (0.23)	0.02 (0.59)	-0.13 (0.00)	0.16 (0.00)	-0.10 (0.01)	0.00 (0.96)	-0.03 (0.47)
(4) DELISTING					-0.14 (0.00)	0.01 (0.74)	-0.09 (0.02)	-0.04 (0.29)	-0.03 (0.48)	0.04 (0.29)	-0.07 (0.07)	-0.11 (0.01)	-0.02 (0.58)	0.01 (0.75)	0.06 (0.12)
(5) Post_designationD						0.04 (0.22)	0.36 (0.00)	0.10 (0.01)	0.08 (0.03)	-0.08 (0.04)	-0.03 (0.41)	0.10 (0.01)	0.25 (0.00)	0.18 (0.00)	-0.02 (0.52)
(6) UWRANK							0.16 (0.00)	0.07 (0.05)	0.11 (0.00)	-0.01 (0.89)	-0.01 (0.79)	0.00 (0.93)	0.13 (0.00)	0.03 (0.37)	-0.01 (0.73)
(7) PROCEEDS								0.38 (0.00)	0.27 (0.00)	-0.23 (0.00)	0.04 (0.24)	0.18 (0.00)	0.21 (0.00)	0.15 (0.00)	-0.02 (0.68)
(8) LogSales									-0.19 (0.00)	0.42 (0.00)	0.20 (0.00)	0.20 (0.00)	-0.09 (0.01)	0.03 (0.34)	-0.21 (0.00)
(9) BTM										-0.10 (0.01)	-0.05 (0.15)	-0.13 (0.00)	0.27 (0.00)	0.03 (0.39)	0.15 (0.00)
(10) LEV											-0.21 (0.00)	-0.02 (0.51)	-0.14 (0.00)	-0.08 (0.02)	-0.19 (0.00)
(11) CFO													0.00 (0.92)	0.11 (0.00)	0.09 (0.02)
(12) OWNER														-0.16 (0.00)	-0.24 (0.00)
(13) AGE															0.12 (0.00)
(14) BIG4															0.11 (0.00)
(15) HiTech															

<Table 3>은 피어슨 상관분석 결과를 제시한 것이다. 괄호 안의 수치는 p-value이며, 굵은 글씨는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. DELISTING에 대한 상관분석은 651개 표본을 대상으로 분석한 것이며, 나머지 변수에 대한 상관관계는 757개 표본을 대상으로 분석한 결과이다. Post\_designationD는 감사인지정제 시행 이후 기간이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 나머지 변수들에 대한 정의는 <Table 2>를 참조하라.

한편, 감사인지정제 시행 전과 후 기간 간에 IPO의 효율성에 영향을 미친다고 알려진 통제변수들의 시계열적 차이도 두드러졌다. 감사인지정제 시행 이후 기간은 명성이 높은 증권사(UWRANK)가 주관사로 선정되는 비중이 증가하였고, 자금조달규모(PROCEEDS)도 더 증가하는 경향을 보였다. KOSDAQ 시장에 상장하는 기업규모(LogSales)는 시계열적으로 증가하고, 성장성이 낮은 기업(또는 가치주: BTM)이 상장하는 비중이 더 증가하는 경향을 보였다. IPO 기업의 부채비율(LEV)은 시계열적으로 감소하였고, 최대주주의 비중(OWNER)이 높은 기업과 기업연령(AGE)이 높은 기업이 IPO를 실시하는 경향을 보였다. 더불어 상장 이후 BIG4 회계법인(BIG4)을 감사인으로 선임하는 비율도 시계열적으로 증가함을 보여주고 있다. 전반적으로 통제변수들의 시계열적 변화를 살펴보았을 때, 감사인지정제도가 재시행된 기간은 자유수입제 기간보다 상대적으로 양호한 기업특성을 갖는 기업이 상장되고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 본 연구의 주요 관심변수인  $DA$ ,  $BHAR36M$ ,  $\Delta ROA3Y$ ,  $DELISTING$ 에 대한 단일변량분석 결과의 시계열적 차이가 감사인지정제도의 영향이 아니라 IPO 기업의 특성변화에 기인했을 가능성이 있음을 암시하고 있다. 이러한 단일변량분석의 결과는 이 연구가 통제변수들의 효과를 통제하고 감사인지정제도의 효과를 다중회귀분석으로 검증할 필요가 있음을 시사하고 있다.

본 연구는 시장효율성 측정변수( $DA$ ,  $BHAR36M$ ,  $\Delta ROA3Y$ ,  $DELISTING$ )가 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 유의한 차이를 보이는지를 IPO의 효과에 영향을 미치는 요인을 통제한 다중회귀분석으로 분석한다. <Table 3>은 회귀분석에 사용된 주요 변수들에 대한 피어슨 상관관계를 제시한 것이다.  $Post\_designationD$ 는 IPO 기업에 대한 감사인지정제도를 시행한 이후 기간(즉, 2007년 이후 표본)에 해당하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다.  $Post\_designationD$ 는  $DA$ 와 유의한 상관관계를 보이지 않았다. 하지만  $BHAR36M$ 과  $\Delta ROA3Y$ 는  $Post\_designationD$ 와 모두 유의한 양의 상관관계(각각 0.10과 0.19)를 나타냈다. 또한  $DELISTING$ 은  $Post\_designationD$ 와 유의한 음의 상관관계(-0.14)를 나타냈다. 이러한 결과들은 <Table 2>의 평균 차이분석 결과와 일치한다.

## 2. 다중회귀분석

<Table 3>의 단일변량분석에서는 감사인지정제도 시행 이후 기간에서 KOSDAQ IPO 시장에 상장한 기업들이 이전 기간보다 평균적으로 더 높은 주식성과와 영업성과를 보임을 확인하였고, 조기상장폐지 확률도 낮아진다는 것을 관측하였다. 그러나 IPO 시장의 효율성은 다른 요인에 의해서도 영향을 받기 때문에, 감사인지정제도가 KOSDAQ IPO 시장에 미치는 효과는 IPO 기업의 다른 특성 요인을 통제한 다중회귀분석을 통해 검증되어야 할 것이며 그 결과를 <Table 4>~<Table 7>에서 제시한다.

### 1) 회귀분석 (1): 감사인지정제도의 도입이 IPO 연도의 상향이익조정 동기에 미치는 영향

<Table 4>는 KOSDAQ 시장에 IPO를 한 기업의 IPO 연도의 이익조정이 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 통계적 차이가 있는지를 다중회귀분석으로 분석한 결과이다. 회귀식의 종속변수( $DA$ )는 Kothari et al.(2005) 모형으로 측정한 IPO 당해 연도의 재량적발생액이다. 설명변수인  $Post\_designationD$ 는 감사인지정제도 시행 이후 기간이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 분석결과,  $Post\_designationD$ 의 회귀계수는  $-0.011(t=-2.678)$ 로 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 다른 요인의 효과를 통제했을 때, 감사인지정제도의 도입이 KOSDAQ IPO 기업의 내부자가 보호예수기간 종료 이후에 지분매각 가치를 높이기 위한 상향이익조정 유인을 부분적으로 제약하는 효과가 있음을 시사한다. 즉, <Table 4>의 결과는 본 연구의 가설 1을 지지하고 있다.

**Table 4.** 감사인지정제도 시행이 IPO 연도의 이익조정에 미치는 영향

	Dependent Variable: $DA_i$	
	Coefficient	t-stat
<i>Intercept<sub>i</sub></i>	-5.037	-1.391
<i>Post_designationD<sub>i</sub></i>	-0.011	-2.678 ***
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	-0.007	-1.879 *
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	-0.006	-2.326 **
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	0.049	7.608 ***
<i>BTM<sub>i</sub></i>	0.001	1.214
<i>LEV<sub>i</sub></i>	-0.038	-2.535 **
<i>CFO<sub>i</sub></i>	-0.755	-53.631 ***
<i>OWNER<sub>i</sub></i>	1.512	1.377
<i>AGE<sub>i</sub></i>	-0.016	-1.282
<i>BIG4<sub>i</sub></i>	0.005	1.331
<i>HiTech<sub>i</sub></i>	0.006	1.531
N	757	
F-stat	305.57	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.816	

<Table 4>는 IPO 당해 연도의 재량적발생액이 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 차이가 있는지를 분석한 것이다. 회귀식의 종속변수( $DA$ )는 Kothari et al.(2005)에 따라 측정된 IPO 기업의 상장 당해연도의 재량적발생액이며, 설명변수( $Post\_designationD$ )는 감사인지정제도 시행 이후 기간이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 통계변수에 대한 정의는 <Table 2>를 참조하라. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

한편, 재량적발생액과 통제변수 간의 관계를 살펴보았을 때, IPO 당해연도의 이익조정은 명성이 높은 증권사( $UWRANK$ )가 IPO를 주관했을 때 기회주의적 이익조정이 감소하고, 주식발행물량( $PROCEEDS$ )이 적은 기업에서 이익조정이 증가하였다. 이러한 결과는 주관사의 명성과 발행물량이 IPO의 효율성에 영향을 미친다는 선행연구와 유사한 결과를 구성하고 있다(Carter and Manaster 1990; Carter et al. 1998; Masulis and Korwar 1986; Bayless and Chaplinsky 1996). 부채비율( $LEV$ )은 이익조정 간의 음(-)의 관계를 나타내고 있으며, 이는 채권자 감시효과를 제안한 문헌(Rodríguez-Pérez and Hemmen 2010)과 유사한 결과이다.

## 2) 회귀분석 (2): 감사인지정제도의 도입이 IPO 기업의 장기저성과 이례현상에 미치는 영향

<Table 5>는 KOSDAQ 시장에서 신규상장한 기업의 장기주식성과가 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 통계적으로 차이가 있는지를 다중회귀분석으로 분석한 결과이다. 다수의 선행연구에서는 IPO 이후 장기주식성과가 감소하는 이례적 효과를 발견해 왔다. 이러한 장기저성과 현상은 정보비대칭 상황에서 기업 위험이 공모가격에 충분히 반영되지 않아서 발생할 수 있다는 점에서, 본 연구는 감사인지정제도가 정보비대칭을 완화하여 장기저성과 이례현상 완화에 부분적으로 공헌하는지를 조사한다. <Table 2>에서 확인한 것과 같이 전체 표본기간(-33.6%), 감사인지정제도 시행 이전 기간(-47.3%) 및 시행 이후 기간(-27.5%)의 장기주식성과는 모두 음(-)의 값을 나타내어, KOSDAQ 시장에서도 IPO 이후 장기저성과 이례현상이 관측됨을 확인하였다. <Table 5>는 다중회귀분석을 통해 기간 간에 차이가 있는지를 통계적으로 검증한 것으로, 회귀식의 종속변수는 IPO 이후 36개월 동안 규모-성장성 조정된 보유기간 초과수익률이 다. 분석결과, 설명변수인  $Post\_designationD$ 의 회귀계수는 0.219( $t=2.893$ )로 통계적으로 유의한 양(+)

의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 감사인지정제도 시행 이후 기간에서 IPO 이후 장기주식성과가 이전 기간보다 유의하게 크다는 것을 보여주고 있다. 즉, <Table 5>의 결과는 한국 KOSDAQ 시장에서 감사인지정제도의 시행이 정보비대칭 상황에서 IPO 기업의 장기저성과 이례 현상을 완화하는데 부분적으로 기여할 것이라는 본 연구의 가설 2를 통계적으로 지지하고 있다.

**Table 5.** 감사인지정제도 시행이 IPO 기업의 장기 저성과 이례현상에 미치는 영향

	Dependent Variable: $BHAR36M_i$	
	Coefficient	t-stat
<i>Intercept<sub>i</sub></i>	-3.061	-0.045
<i>Post_designationD<sub>i</sub></i>	0.219	2.893 ***
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	-0.055	-0.841
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	-0.041	-0.800
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	-0.212	-1.757 *
<i>BTM<sub>i</sub></i>	0.071	3.116 ***
<i>LEV<sub>i</sub></i>	0.038	0.135
<i>CFO<sub>i</sub></i>	0.528	1.993 **
<i>OWNER<sub>i</sub></i>	1.187	0.057
<i>AGE<sub>i</sub></i>	0.090	0.390
<i>BIG4<sub>i</sub></i>	0.064	0.954
<i>HiTech<sub>i</sub></i>	0.056	0.822
N		757
F-stat		3.581
Adjusted R <sup>2</sup>		0.036

<Table 5>는 IPO 이후 장기주식성과가 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 차이가 있는지를 분석한 것이다. 회귀식의 종속변수 ( $BHAR36M$ )는 IPO 이후 36개월 동안의 규모-성장성 조정된 보유기간초과수익률이며, 설명변수( $Post\_designationD$ )는 감사인지정제도 시행 이후 기간이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 통제변수에 대한 정의는 <Table 2>를 참조하라. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

한편, 통제변수 중에서 기업규모( $LogSales$ )가 작은 기업과 장부가치 대 시장가치 비율( $BTM$ )이 높은 기업에서 IPO 이후 장기주식성과가 더 큰 관계를 나타냈고, 이러한 결과는 IPO 시장에서도 대표적인 시장효율성 이례현상으로 알려진 기업규모효과(Banz 1981)와 성장성 효과(Fama and French 1992)가 존재함을 보여주고 있다.

### 3) 회귀분석 (3): 감사인지정제도의 도입이 IPO 기업의 영업성과 변화에 미치는 영향

<Table 6>은 KOSDAQ 시장에서 신규상장한 기업의 상장 이후 장기영업성과 증가율( $\Delta ROA3Y$ )이 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 통계적으로 차이가 있는지를 다중회귀분석으로 분석한 결과이다. IPO 이후 주식성과를 비교한 <Table 5>와 달리, <Table 6>에서는 회계적 성과가 시계열적으로 차이가 발생하는지를 조사하였다. <Table 2>에서 확인한 바와 같이 감사인지정제도 시행 이전 기간에서  $\Delta ROA3Y$ 는 -13.4%였고, 지정제 시행 이후 기간의 평균은 -8.2%로 상장 이후 모두 영업성과가 감소함을 확인하였다. 이는 IPO 기업의 장기저성과 현상이 주가수익률뿐만 아니라 회계이익에서도 나타나고 있음을 보여주고 있다. <Table 6>에서 회귀식의 종속변수는 IPO 이후 1~3 회계연도 동안의 평균 총자산이익률에서 IPO 당해연도의 총자산이익률을 차감하여 구한 회계이익변화율( $\Delta ROA3Y$ )을 의미한다.

**Table 6.** 감사인지정제도 시행이 IPO 기업의 영업성과 변화에 미치는 영향

	Dependent Variable: $\Delta ROA_{3Y}$	
	Coefficient	t-stat
<i>Intercept<sub>i</sub></i>	42.522	4.461 ***
<i>Post_designationD<sub>i</sub></i>	0.058	5.563 ***
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	0.004	0.397
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	0.012	1.762 *
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	-0.061	-3.644 ***
<i>BTM<sub>i</sub></i>	0.003	0.902
<i>LEV<sub>i</sub></i>	0.095	2.448 **
<i>CFD<sub>i</sub></i>	-0.059	-1.624
<i>OWNER<sub>i</sub></i>	-12.927	-4.473 ***
<i>AGE<sub>i</sub></i>	0.123	3.856 ***
<i>BIG4<sub>i</sub></i>	-0.002	-0.230
<i>HiTech<sub>i</sub></i>	0.006	0.683
N	757	
F-stat	8.489	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.099	

<Table 6>은 IPO 이후 영업성과 변화가 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 차이가 있는지를 분석한 것이다. 회귀식의 종속변수( $\Delta ROA_{3Y}$ )는 IPO 이후 1~3 회계연도 동안의 평균 총자산이익률(ROA)에서 IPO 당해연도의 총자산이익률(ROA)을 차감하여 구한 회계이익변화율을 의미하며, 설명변수(*Post\_designationD*)는 감사인지정제도 시행 이후 기간이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 통제변수에 대한 정의는 <Table 2>를 참조하라. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

분석결과, 설명변수인 *Post\_designationD*의 회귀계수는 0.058(t=5.563)으로 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 IPO 이후 장기영업성과의 감소현상이 감사인지정제도 시행 이후 기간에서 유의하게 완화되고 있음을 의미한다. 즉, <Table 6>의 결과는 KOSDAQ 시장에서 감사인지정제도의 시행이 불량한 기업이 상장되어 IPO 이후 영업성과가 저해되는 현상을 부분적으로 완화하고 있음을 시사하고, 본 연구의 가설 3을 통계적으로 지지하고 있다.

한편, IPO 이후 영업성과증가율은 통제변수 중에서 기업규모(*LogSales*)와 음(-), 부채비율(*LEV*)과 양(+)의 관계를 나타냈고, 이는 기업규모효과와 채권자 감시효과가 존재함을 의미한다. 더불어 기업연령(*AGE*)과 영업성과증가율의 양(+)의 관계는 높은 기업연령을 갖는 기업이 더 낮은 위험을 내포하고 있음을 시사하고 있다.

#### 4) 회귀분석 (4): 감사인지정제도의 도입이 IPO 기업의 조기상장폐지 위험에 미치는 영향

<Table 7>은 KOSDAQ 시장에서 신규상장한 기업이 조기상장폐지 될 확률이 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 통계적으로 차이가 있는지를 분석한 결과이다. <Table 2>에서 확인한 바와 같이 감사인지정제도 이전 기간에서 신규상장한 기업의 7.8%가 상장 이후 5년 이내에 비자발적으로 상장폐지되었고, 감사인지정제도 이후 기간에서는 신규상장한 기업의 1.9%가 상장 이후 5년 이내에 상장폐지되었다. <Table 7>은 조기상장폐지 확률이 다른 요인들의 효과를 통제하고도 시계열적으로 유의한 차이가 나타나 있는지를 로짓회귀분석을 통해 검증한 결과이다. <Table 7>에서 회귀식의 종속변수(*DELISTING*)는 IPO 이후 5년 이내에 상장 폐지된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다.

로짓회귀분석결과, 설명변수인 *Post\_designationD*의 회귀계수는 -1.301(Wald=7.351)로 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 다른 요인을 통제하고도 감사인지정제도 시행 이후 조기상장폐지될 가능성이 시계열적으로 감소함을 시사한다. 즉, <Table 7>의 결과는 감사인지정제도의 시행이 불량한 기업이 상장되는 것을 부분적으로 제약할 것이라는 본 연구의 가설 4를 통계적으로 지지하

고 있다. 한편, IPO 이후 상장폐지 확률은 IPO 기업의 소유권집중도(*OWNER*)가 낮은 기업에서 증가하였고, 이는 경영자지분율이 낮은 기업에서 주주와 경영자 간 이해상충문제가 확대될 수 있다는 대리인 이론(Jensen and Meckling 1976)을 구성하고 있다.

**Table 7.** 감사인지정제도 시행이 IPO 기업의 조기상장폐지 위험에 미치는 영향

	Dependent Variable: <i>DELISTING</i>	
	Coefficient	Wald
<i>Intercept<sub>i</sub></i>	339.964	0.307
<i>Post_designationD<sub>i</sub></i>	-1.301	7.351 ***
<i>UWRANK<sub>i</sub></i>	0.214	0.248
<i>PROCEEDS<sub>i</sub></i>	-0.174	0.224
<i>LogSales<sub>i</sub></i>	-0.214	0.076
<i>BTM<sub>i</sub></i>	-0.135	0.554
<i>LEV<sub>i</sub></i>	0.296	0.027
<i>CFO<sub>i</sub></i>	-2.705	2.602
<i>AGE<sub>i</sub></i>	-102.337	0.303
<i>OWNER<sub>i</sub></i>	-3.692	4.496 **
<i>BIG<sub>i</sub></i>	0.511	1.227
<i>HiTech<sub>i</sub></i>	0.582	1.501
N		651
Likelihood Ratio		191.17
Nagelkerke R <sup>2</sup>		0.144

<Table 7>은 IPO 이후 조기상장폐지될 위험이 감사인지정제도 시행 전과 후 기간 간에 차이가 있는지를 분석한 것이다. 조기상장폐지는 최초상장연도 이후 5회계연도 이내에 상장폐지 여부를 측정하므로 다른 회귀분석과 달리 651개 표본을 대상으로 분석하였다. 회귀식의 종속변수(*DELISTING*)은 IPO 이후 5년 이내에 비자발적으로 상장폐지된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 설명변수(*Post\_designationD*)는 감사인지정제도 시행 이후 기간이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 통계변수에 대한 정의는 <Table 2>를 참조하라. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

## V. 결론

본 연구는 KOSDAQ IPO 시장의 효율성 제고에 감사인지정제도가 어떠한 역할을 하고 있는지를 조사하는 것에 초점을 맞추고 있다. 분석을 위해, 2003년부터 2018년까지 KOSDAQ 시장에 신규 상장한 757개 IPO 표본을 대상으로 사건연구방법을 적용하여 IPO 기업의 이익조정, 장기주식성과, 영업성과 변화 및 상장폐지위험 등을 측정하고 이를 시계열 비교하였다. 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 상장 당해연도의 재량적발생액은 감사인지정제도가 시행된 기간에서 유의하게 감소함을 확인하였다. 이러한 결과는 감사인지정제도가 불량한 기업이 상장되는 것을 부분적으로 제약함에 따라, 상장 이후 대주주가 보호예수 기간 종료 이후 지분매각 가치를 높이기 위한 이익조정이 축소됨을 시사한다. 둘째, IPO 이후 36개월 보유기간초과수익률은 감사인지정제도가 시행된 기간이 그렇지 않은 기간보다 유의하게 큼을 확인하였다. 이는 감사인지정제도가 '기회의 창'을 이용하려는 기회주의적 기업의 상장을 부분적으로 제약함에 따라 IPO 기업의 장기저성과 이례현상이 완화되고 있음을 시사한다. 셋째, IPO 이후 영업성과 증가율은 감사인지정제도가 시행된 기간이 그렇지 않은 기간보다 유의하게 큰 값을 보였다. 이는 감사인지정제도가 기회주의적인 IPO를 부분적으로 제약함에 따라, 단기이익을 추구하려는 IPO 기업이 부분적으로 억제되고 있음을

시사한다. 마지막으로, IPO 이후 5년 이내에 상장폐지되는 빈도는 감사인지정제도가 시행된 기간이 그렇지 않은 기간보다 유의하게 작음을 확인하였다. IPO 기업의 초기 상장폐지는 불량한 기업의 상장으로 발생하는 재무적 사건이기 때문에, 감사인지정제도가 불량한 기업의 상장을 제약하는 긍정적인 기능이 있음을 부분적으로 보여주고 있다. 전반적으로 본 연구는 감사인지정제도가 KOSDAQ IPO 시장의 효율성을 부분적으로 개선하는 긍정적인 효과성을 갖는다는 실증적 증거를 제공하고 있다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, IPO 시장에서 감사인지정제도의 재시행에 대한 논쟁이 있는 상황에서, 감사인지정제도가 시장의 효율성 개선에 긍정적인 역할을 한다는 실증적 증거를 제공함으로써 우리나라 정보환경 체계에서 규제로부터 발생하는 긍정적 효과가 이행비용을 초과함을 보여주고 있다. 이는 규제기관의 정책수립 및 집행에 도움을 줄 것이며, KOSDAQ IPO 시장에 대한 투자자의 신뢰성을 증가시킬 것으로 기대한다. 더불어 본 연구 결과는 최근 기술특례상장이 확대됨에 따라 부작용을 우려하는 시각을 완화한다는 점에서 실무적 시사점을 제공하고 있다. 둘째, 한국에서는 6년 감사인을 자유수임한 상장기업은 이후 3년은 지정감사를 받도록 외감법을 2018년에 개정하였다. 규제강화는 이익과 비용이 모두 발생하기 때문에 2018년 외감법 개정에 따라 주기적 감사인 지정제도에 대한 이해관계자의 주장이 충돌하고 있다. 비록 발행시장과 유통시장 간에 차이가 존재하더라도, IPO 시장에서 감사인지정제도의 효과성을 입증한 본 연구의 결과는 2018년 외감법 개정에 따라 시행되고 있는 주기적 감사인 지정제도에 대한 효과성 예측에 부분적인 시사점을 제공할 것으로 기대한다.

한편, 본 연구는 다음과 같은 한계점도 가지고 있다. 먼저, 특정 제도의 효과성을 분석하기 위한 시계열 비교 연구는 시계열적 안정성과 다른 제도의 효과를 얼마나 효과적으로 통제하는지가 중요하다. 비록 본 연구에서는 시계열 안정성을 고려하여 비대칭적인 비교기간을 설정하고 감사인지정제도의 효과를 분석하였지만, 우리의 연구모형이 경제상황과 다른 제도적 효과를 충분히 통제하지는 못할 수도 있으므로 결과에 오류가 포함되어 있을 가능성도 여전히 존재한다. 더불어 IPO의 효과는 시장상황이 핫마켓 또는 콜드마켓에 해당하는지에 따라 그 결과가 달라질 수 있지만, 본 연구는 이를 충분히 반영하지 못하고 있다는 한계점을 갖는다. 더불어 IPO의 효과에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제하지 못함에 따라 발생하는 생략변수의 문제도 연구결과에 여전히 내재되어 있다. 따라서 연구결과 해석에 이러한 한계점이 고려되어야 할 것이다.

## References

- 박영민, 최중서 (2011), “신규상장기업의 이익조정과 생존가능성의 관련성 : 코스닥 시장을 중심으로”, *회계저널* 20(3), 231-263.
- 김경순, 김홍렬 (2023), “기회주의적 이익조정과 IPO 기업의 상장폐지위험: 시장감사와 회계기준에 의한 규제 효과”, 2023 *한국회계학회 하계국제학술대회 발표논문*.
- 김경순, 이진훤, 강유정 (2021), “IPO 기업의 이익조정: K-GAAP 과 IFRS 채택 기간 간의 비교”, *회계학연구* 46(3), 267-312.
- 김경순, 최성환 (2023), “한국 IPO 시장에서 투자주체별 투자경쟁률이 장단기 주가수익률에 미치는 영향에 대한 실증연구”, 2023 *제25회 경영관련학회 융합학술대회 발표논문*.
- 김관중, 김문철, 전중열 (2004), “신규 상장기업의 이익조정동기”, *회계학연구*, 29 (4): 87-116.
- 김은, 신용준 (2010), “감사인과 이익조정: 감사인 지정을 중심으로”, *국제회계연구*, 33, 91-132.
- 김진희, 정재욱 (2009), “상장예정기업에 대한 감사인 지정제도의 규제효과”, *대한경영학회지*, 22(2), 687-710.
- 김현아, 정성창 (2010), “낙관적 투자자의 기대가 핫마켓상황 IPO 시장의 이상현상에 미치는 영향력 검증”, *재무관리연구*, 27(2), 1-33.
- 배지현, 김상일, 이호영 (2009), “변경된 감사인 지정제도가 신규상장기업의 이익조정과 감사보수에 미치는 영향”, *회계정보연구*, 27(3), 237-272.
- 신인석, 김갑래, 김준석, 이석훈 (2016), “한국 신규공모시장의 구조분석. *자본시장연구원 연구총서* 16-02.

- 최성호, 김인숙, 최관 (2015), “감사인 지정제도가 신규상장기업의 이익조정에 미치는 영향”, *회계학연구*, 40(6), 283-321.
- 최종서, 박영민, 백정한 (2010), “코스닥 신규상장 기업의 이익조정과 경영자의 사적이익추구”, *회계학연구*, 35(3), 37-80.
- 하민, 최정운, 배길수 (2012), “상장예정기업에 대한 감사인 지정과 상장가 할인”, *회계·세무와 감사 연구*, 54(1), 31-63.
- Aharony, J., C. Lin and M. Loeb (1993), “Initial public offerings, accounting choices and earning management”, *Contemporary Accounting Research*, 10(3), 61-81.
- Banz, R. (1981), “The relationship between return and market value of common stocks”, *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18
- Bayless, M. and S. Chaplinsky (1996), “Is there a window of opportunity for seasoned equity issuance?”, *Journal of Finance*, 51(1), 253-278.
- Carter, R. and S. Manaster (1990), “Initial public offerings and underwriter reputation”, *Journal of Finance*, 45(4), 1045-1068.
- Carter, R., F. Dark and A. Singh (1998), “Underwriter reputation, initial returns, and the long-run performance of IPO stocks”, *Journal of Finance*, 53(1), 285-311.
- Denis, D. (1994), “Investment opportunities and the market reaction to equity offerings”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(2), 159-177.
- Eckbo, B. and Ø. Norli (2005), “Liquidity risk, leverage and long-run IPO returns”, *Journal of Corporate Finance*, 11(1), 1-35.
- Fama, E. and K. French (1992), “The cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance* 47(2), 427-465.
- Friedlan, J. (1994), “Accounting choices of issuers of initial public offerings”, *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 1-31.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976), “Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure”, *Journal of Financial Economics* 3(4), 305-360.
- 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.
- Kothari, S., A. Leone and C. Wasley (2005), “Performance matched discretionary accrual measures”, *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-167.
- Loughran, T. and J. R. Ritter (2004), “Why has IPO underpricing changed over time?”, *Financial Management*, 33, 5-37
- Masulis, R. and A. Korwar (1986), “Seasoned equity offerings: an empirical investigation”, *Journal of Financial Economics*, 15, 91-118.
- Ritter, J. R. (1991), “The long-run performance of initial public offerings”, *Journal of Finance*, 46(1), 3-27.
- Rodríguez-Pérez, G. and S. Hemmen (2010), “Debt, diversification and earnings management”, *Journal of Accounting and Public Policy* 29(2), 138-159.
- Teoh, S., T. Wong and G. Rao (1998), “Are accrual during initial public offerings opportunistic”, *Review of Accounting Studies* 3(1), 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.