

회계정보의 질이 자기자본비용에 미치는 영향

안희영 전남대학교 경영대학 박사과정
최성호* 전남대학교 경영대학 부교수

요약 본 연구는 회계정보의 질이 자본시장 참여자들의 정보비대칭을 완화시켜 기업의 자본비용을 감소시키는지 분석하였다. 본 논문의 주된 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 회계정보의 질과 자기자본비용 사이에는 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 둘째, 기존의 선행연구들과는 다르게 기업지배구조 및 재무분석가의 이익예측치 변동성에 대한 변수는 자기자본비용과 통계적으로 유의한 상관관계를 보이지 않는 것으로 나타났다. 이 결과들은 높은 수준의 회계정보가 자본시장에서 그 기업의 정보위험을 줄여주고, 이는 해당기업의 자기자본비용을 간접적으로 감소시키는 효과가 있다는 Bhattacharya, Ecker, Olsson, and Schipper(2012)의 연구결과와 동일하다. 또한 회계정보의 질이 가지는 영향이 기업지배구조나 재무분석가의 이익예측치에 대한 변동성이 가지는 정보효과 보다 크다는 것을 의미한다. 회계정보의 질과 자기자본비용간의 음(-)의 상관 관계는 Easton(2004)의 자기자본비용 변수들을 이용한 추가 분석에서도 동일하게 나타났다. 이상의 결과들을 종합해 보면 발생액의 질로 측정된 회계정보의 질은 국내 기업의 자기자본비용에 상당한 영향을 미치고 있으며, 이것의 정보효과는 기업지배 구조나 이익예측치의 변동성이 가지는 정보효과 보다 훨씬 큰 것으로 판단된다.

주요단어 회계정보의 질, 발생액의 질, 자기자본비용, 잔여이익평가모형, 정보비대칭

투고일 2014년 04월 29일

수정일 2014년 10월 07일

게재확정일 2014년 11월 01일

* 교신저자. 주소 : 500-757, 광주광역시 북구 용봉로 77, 전남대학교; E-mail : shchoi@jnu.ac.kr ;
전화 : 062-530-1462.
이 논문은 2013년 전남대학교 교내학술연구비의 지원을 받아 수행되었습니다.

The Effect of Accounting Information Quality on Cost of Equity

Hee-Young Ahn Ph. D. Candidate, College of Business Administration, Chonnam National University

Sungho Choi* Associate Professor, College of Business Administration, Chonnam National University

Received 29 Apr. 2014

Revised 07 Oct. 2014

Accepted 01 Nov. 2014

Abstract

The information asymmetry between managers and outside investors is a significant cost to firms. The related literature suggests that there is a negative relationship between information quality and cost of equity. The poor information quality represents imprecise information about firms' future cash flows and is associated with higher information asymmetry, such that it increases the cost of equity capital. Bhattacharya et al. (2012) show that both accounting information quality and information asymmetry are related to the cost of equity.

We measure firms' accounting information quality based on the earnings accruals model in Francis et al. (2005), in which accounting information quality proxied by accruals quality is estimated based on the extended model of Dechow and Dichev (2002). The extended model posits an association between current period working capital accruals and operating cash flows in the prior, current and future periods, controlling for changes in revenues, property, plant and equipment as additional explanatory variables. Francis et al. (2005) show that working capital accruals reflect managerial estimates of cash flows, and the extent to which those accruals do not map into cash flows and, changes in revenues, property, plant and equipment is an inverse measure of accruals quality.

They use an accruals measure that does not distinguish between intentional

* Corresponding Author. Address: Chonnam National University, 77 Yongbong-ro, Buk-gu, Gwangju 500-757, Korea; E-mail: shchoi@jnu.ac.kr; Tel: 82-62-530-1462.

earnings management and unintentional estimation errors from the model, as both measures imply poor accounting information quality.

A cost to firms is measured by the implied cost of equity capital (ICOE) from an extension of the residual income valuation model (Ohlson, 1995). The ability to reliably estimate the cost of equity capital is an important issue for both academics and practitioners. In financial decision making, the ex-ante cost of equity capital is one of the most important factors, as it affects the value of a project or asset. However, as it is not easily observable in the market, we must estimate the ex-ante cost of equity capital. The literature suggests an approach (the residual income valuation model, or RIM) that calculates the internal rate of return by equating the stock prices with the present value of all future cash flows to common shareholders based on contemporaneous earnings forecasts. Gebhardt et al. (2001) estimate the rate of return (ICOE) that the market implicitly uses to discount a firm's expected future cash flows. They find that the ICOE based on the RIM is a reliable proxy for the ex-ante cost of equity capital.

Lee and Masulis (2009) measure a firm's information asymmetry by its accounting information quality based on the extended earnings accruals model of Dechow and Dichev (2002). Lee and Masulis (2009) investigate whether poor accounting information quality raises uncertainty about a firm's financial condition among outside investors, resulting in higher flotation costs in seasoned equity offerings. They find a significant and negative relationship between accounting information quality and flotation costs, and thus claim that their measures of accounting information quality are credible proxies for the information asymmetry.

In this paper, we investigate the association between accounting information quality and the implied cost of equity capital. Specifically, we examine whether high-quality accounting information proxied by quality of accruals can alleviate information asymmetry among participants in the market, effectively reducing the cost of firms' equity capital. To test our main hypothesis, we use a sample period from 2003 to 2007 and our alignment of accounting information quality and the implied cost of equity variables is based on the fiscal years used to measure the quality of accruals. Our sample includes only non-financial companies listed on the Korea Exchange. The final sample comprises 474 firm years.

Our results reveal a statistically significant and negative relationship between accounting information quality (measured by accruals quality), as estimated by Francis et al. (2005), and the implied cost of equity capital, estimated from the residual income valuation model (Gebhardt et al., 2001), which is consistent with the literature. This finding implies that high-quality accounting information about firms' future cash flows reduces information asymmetry between insiders and outside investors, thus lowering the cost of equity capital. However, the common proxies for information asymmetry, such as corporate governance indices and analysts' earnings forecast errors, are not related to the implied costs of equity. We also find a significantly negative association between accounting information quality and the cost of equity capital estimated from Easton's (2004) model. In conclusion, the results of our analysis suggest that higher-quality accounting information is a more effective way of reducing the cost of equity capital than good corporate governance and low volatility of earnings forecasts.

Keywords Accounting Information Quality, Accruals quality, Cost of equity, Residual Income Valuation Model, Information Risk

I. 서 론

최근 기업의 투자결정 및 수익성에 영향을 미치는 자본비용(cost of equity)이 기업 내·외부의 정보비대칭성(asymmetric information)에 의해 영향을 받을 수 있다는 연구결과들이 제시되고 있다(Easley and O'Hara, 2004; Diamond and Verrecchia, 1991; O'Hara, 2003; Leuz and Verrecchia, 2004). 이러한 연구들의 결과와 같이 자본시장의 역할과 규모가 확대되면서 기업은 내·외부 시장참여자 간의 정보비대칭성을 줄이고자 많은 노력을 기울이고 있다. 기업은 자본시장에서 자금을 조달하는 비용을 줄이기 위해 다양한 정보를 보다 신속하게 시장에 제공하고자 노력하고 있으며, 많은 논문들은 정보의 비대칭을 효과적으로 측정하기 위한 방법과 정보의 비대칭이 기업에 미치는 영향에 관한 연구를 활발하게 진행하고 있다.

이와 관련된 기존연구에서는 정보의 비대칭성은 일반적으로 주식수익률의 변동성(stock return volatility), 재무분석가의 이익예측치 변동성(analysts' earnings forecast dispersion), 신용등급(crediting rating) 등을 통해 측정되어 왔다. 그러나 이러한 측정방법들이 정보비대칭성에 대한 완전한 대리 변수가 되지 못한다는 지적과 함께 회계자료가 투자자에게 기업 활동과 성과에 대한 가장 근본적이고 주된 자료로 인식되면서, 기업이 자본시장에 제공하는 회계정보의 질(the quality of accounting information)은 기업의 상태 및 성과에 관련한 투자자의 불확실성과 보다 직접적인 관계를 가지게 되었다.¹⁾ 일반적으로 정보비대칭성의 정도가 큰 기업의 주식은 유동성이 낮고 주식에 대한 투자자 수요가 적어 투자자의 요구수익률이 증가하게 되고, 해당기업은 높은 자본비용을 가지게 된다. 그리고 시장에 제공 되는 기업에 대한 회계정보의 질이 낮다는 것은 기업에 대한 투자자들의 불확실성이 증가 했다는 것을 의미하므로, 회계정보의 질로 측정된 기업에 대한 정보비대칭성은 자본비용에 영향을 미치는 주요한 요인이 될 수 있다(Diamond and Verrecchia, 1991). 따라서 Lee and Masulis(2009)는 기업에 대한 회계정보의 질이 기업 내·외부의 정보비대칭성을 대리하는 합리적인 변수라고 주장하고 있다. 더불어 Bhattacharya, Ecker, Olsson, and Schipper(2012)에서는 우수한 회계정보의 질은 정보위험을 줄여 자기자본비용을 감소시키는 중요한 변수이며, 회계정보의

1) 구체적인 논의는 Lee and Masulis(2009)를 참조 바란다.

질이 갖는 이러한 효과가 직접적인 자기자본비용 감소로 나타나기도 하지만, 정보비대칭 완화를 통해 간접적으로 자기자본비용을 감소시키기도 한다고 주장하였다. 이에 본 연구에서는 국내기업을 대상으로 높은 회계정보의 질이 낮은 자기자본비용과 관련성을 갖는지 살펴보고, 나아가 회계정보가 갖는 이러한 효과가 기존연구들에서 고려하고 있는 자본시장에서의 정보비대칭성에 대한 변수를 통제한 이후에도 나타나는지 살펴보고자 한다.

기업가치에 대한 정보는 주로 현금흐름(cash flow), 장부가치(book value), 이익(earnings), 수익(revenues) 등의 회계자료를 이용한 다양한 측정방법을 통하여 제시되고 있으나, 이를 시장에 전달하는 가장 보편적인 수단으로는 이익과 현금흐름이 사용되고 있다(Liu, Nissin, and Thomas, 2007). 이익과 현금흐름이 모두 기업 정보를 내포하고 있음은 기존 실증연구에서 충분히 제시되고 있으며, 이익과 현금 흐름이 가지는 정보가치가 좋을수록 자본비용이 줄어드는 것 또한 기존의 연구결과로 확인되었다(Ball and Brown, 1968; Ohlson, 1995; Ogneva, 2012). 이익과 현금흐름이 모두 기업의 정보를 시장에 전달하는 주요한 매개체라는 것이 일반적인 학계의 흐름이나, 이 둘 간의 관계가 대체적 관계인지 아닌지에 대해서는 아직 의견의 일치가 이루어지지 않고 있다(Livant and Zarowin, 1990). 그러나 최근에 현금흐름이 제공하는 정보의 범위를 넘어서는 정보를 이익이 내포하고 있다는 연구결과가 몇몇 제시되면서 기업정보 전달 매개체로서 이익의 중요성이 커지고 있다(Daraghma, 2010). 한편 시장에 제공되는 기업에 대한 정보는 시장참여자가 해당 정보를 신뢰할 수 있을 때 효과적인 정보전달의 매개체로 작용될 수 있다(안희영, 최성호, 2011).²⁾ 따라서 기업의 이익 발표 또한 이익의 수치 자체보다 이익의 질에 따라 시장참여자가 가지는 정보전달 효과가 달라질 수 있다.

선행연구들에서 회계정보의 질은 크게 발생액의 질(accruals quality), 지속성(persistence), 예측 가능성(predictability), 유연화(smoothness), 가치 관련성(value relevance) 등으로 평가되고 있다(Francis, LaFond, Olsson, and Schipper, 2004; Dechow and Dichev, 2002; Penman and Zhang, 2002; Lipe, 1990). 이 중 발생액은 시간에 따른 현금흐름의 인식에 따라 이익을 조정함으로써 더 좋은 기업 평가를 유도하는 역할을 한다. 그러나

2) 안희영, 최성호(2011)는 시장에 제공되는 자발적 기업공시(IR)가 가지는 기업정보 효과가 기업의 규모나 기업지배구조 수준에 따라 자기자본비용에 미치는 영향이 다르게 나타난다는 것을 실증분석하였다. 이 연구에서는 소규모의 기업이 IR을 실시하는 경우, 좋은 지배구조를 가지는 기업군에서는 자기자본비용이 감소하지만 좋지 않은 지배구조를 가지는 기업군에서는 ROI 자기자본비용에 영향을 미치지 않는다는 결과를 들어 투자자들이 자본시장에 제공된 기업정보를 판단하는 기준으로 기업지배구조 수준을 이용하고 있다고 설명하였다.

발생액이 미래 현금흐름을 통해 인식되고 측정되기 때문에 발생액과 회계정보의 질은 발생액 측정 오차의 크기에 따라 달라질 수 있다(Dechow and Dichev, 2002). 따라서 발생액의 질은 회계정보의 질을 평가하는 좋은 지표가 될 수 있으며, 많은 실증연구를 통해 기업 정보의 질을 대리하는 유용한 변수로 충분히 증명된 바 있다(Penman, 2001; Dechow and Dichev, 2002; Francis et al., 2004; Ogneva, 2012).

Francis, LaFond, Olsson, and Schipper(2004, 2005)의 연구는 이러한 회계정보의 질과 자본비용에 관한 연구에 있어 주목할 만한 연구이다. 그들은 Francis et al.(2004)의 연구에서 기존연구들이 사용한 이익이 가지는 7가지 속성을 고려하여 이들이 각각 자본비용에 미치는 영향을 분석하였다.³⁾ 그리고 구별된 이익의 속성 가운데 자본비용에 가장 큰 영향을 미치는 속성이 발생액의 질이라는 것을 분석결과에서 확인하였다. 그리고 후속연구인 Francis et al.(2005)에서는 발생액의 질 측정에 자주 이용되는 Dechow and Dichev(2002)의 방법론적 한계를 개선하고자 Dechow and Dichev(2002)의 모형에 Jones(1991)의 모형을 접목시켜 발생액의 질을 측정하였고, 이로 측정된 발생액의 질이 기업의 부채 및 자기자본비용과 통계적으로 유의미한 관련성을 가지고 있음을 밝힌바 있다.

따라서 본 연구는 Francis et al.(2005)의 방법에 따라 발생액의 질을 측정하고, 이를 회계정보의 질에 대한 대용변수로 이용하여 이와 자기자본비용간의 관계를 살펴본다.⁴⁾ 그리고 우수한 회계정보의 질이 낮은 자기자본비용과 관련성을 갖는다는 기존연구들에서 나아가 회계정보의 질이 갖는 이러한 효과가 기존의 정보비대칭성 변수들을 통제한 이후에도 나타나는지 분석하고자 한다. 이러한 연구는 자본시장의 비효율성을 초래하는 정보비대칭성에 대한 보다 효과적인 척도가 무엇인지를 검증하게 한다는 점에서 관련분야의 연구에 기여할 수 있다. 본 연구는 회계정보의 질이 자본시장에서 기업정보에 대한 투자자들의 불확실성을 나타내는 보다 근본적인 변수로 작용하는가에 대한 검증을 위하여 시작되었으나 Francis et al.(2004)의 연구가 제시하는 것과 같이 이익이 가지는 기업특성 정보 중 자본비용에 가장 큰 영향을 미치는 속성인 발생액의 질을 이용한다는 점에서 우수한 발생액의 질이 낮은 자본비용과 연관된다는 기존연구들의 방향과 뜻을 같이한다.

3) Francis et al.(2004)의 연구에서 고려한 이익의 속성에는 발생액의 질(accruals quality), 이익지속성(earnings persistence), 예측 가능성(predictability), 유연화(smoothness), 가치 관련성(value relevance), 적시성(timeliness), 보수주의(conservatism)이 있다.

4) 한편, Easton and Sommers(2007)는 재무분석가의 이익추정치를 이용하는 자기자본비용의 경우에 재무분석가의 이익추정치가 가지는 상향 편의를 추정자기자본도 가지게 되므로 추정자기자본 연구가 가지는 한계가 존재함을 지적하고 있다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. Francis et al.(2005)에 따라 측정된 회계정보의 질과 자기자본비용 사이에는 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계가 나타났다. 이 결과는 기업이 발생액의 질로 측정된 회계정보의 질을 개선할수록 자본시장에서 투자자들이 인식하는 정보위험이 줄어들게 되어 해당기업의 자기자본비용이 감소되는 효과가 나타나게 된다는 것을 의미한다. 그러나 기존연구에서 정보비대칭성에 대한 대리변수로 이용되었던 기업지배 구조지수 및 재무분석가에 의한 이익예측치의 변동성 변수들은 자기자본비용과 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않는 것으로 나타났다. 이 결과들은 높은 수준의 회계정보가 자본시장에서 그 기업의 정보위험을 줄여주고, 이는 해당기업의 자기자본비용을 간접적으로 감소시키는 효과가 있다는 Bhattacharya et al.(2012)의 연구결과와 동일하다. 또한 기업의 지배구조 수준이나 이익예측치의 변동성이 시장에서 가지는 정보효과 보다 회계정보의 질이 내포하고 있는 정보효과가 더 크다는 것을 의미한다. 그리고 회계정보의 질과 자기자본비용간의 음(-)의 상관관계는 Easton(2004)에 따라 추정된 자기자본비용을 이용한 추가분석에서도 동일하게 나타났다. 본 연구는 발생액의 질로 측정된 회계정보의 질이 국내 기업의 자기자본 비용에 상당한 영향을 미치는 변수이며, 자본조달비용을 절감하기 위한 의미 있는 정보 전달 매개체로 기업지배구조지수나 이익예측치의 변동성보다 회계정보의 질이 더욱 효과적임을 실증분석하였다는 점에서 의의를 갖는다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제 II장에서는 회계정보의 질 및 자본비용에 관한 기존 연구들을 고찰한다. 그리고 제 III장에서는 분석에 이용된 자료 및 변수를 설명하고, 선정된 변수의 측정방법과 연구모형을 기술한다. 제 IV장에서는 실증분석의 결과들을 자세히 제시하고 마지막으로 제 V장에서는 실증분석의 결과를 토대로 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 기존문헌

기업이 시장에 제공하는 정보의 질이 높을수록 제공받은 정보를 기초로 투자의사결정을 하는 투자자의 정보위험(information risk)은 줄어들게 되고, 따라서 자기자본비용이 감소하게 된다. 최근 정보위험과 기업가치 간의 관계를 연구한 이론적 연구(O'Hara, 2003;

Easley and O'Hara, 2004; Leuz and Verrecchia, 2004)와 더불어 회계정보의 속성을 정보위험의 대응치로 활용한 실증연구들에서도 정보위험은 자기자본비용과 유의미한 양(+)의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다.

먼저 기업의 정보위험이 기업가치에 미치는 영향을 살펴본 연구로 Lee and Masulis (2009)와 박종원, 여환영(2010)의 연구를 들 수 있다. Lee and Masulis(2009)는 경영자와 외부 투자자 간에 존재하는 정보비대칭성이 기업에 자본손실을 가져올 수 있다고 주장하고, 유상증자시 주식의 발행비용과 발생액의 질로 대리한 회계정보의 질 간의 관계를 실증분석하였다.⁵⁾ 분석결과는 기업의 정보비대칭이 심할수록, 즉 회계정보의 질이 좋지 않을수록 주식발행비용이 증가하는 것으로 나타났다. 그들은 낮은 수준의 회계정보의 질이 외부 투자자들이 인지하는 기업 재정 상태에 대한 불확실성을 증가시켜 신주에 대한 수요 감소를 이끌어냄으로써 해당 기업의 주식 발행비용이 증가하게 되는 것이라고 설명하였다. 박종원, 여환영(2010)은 정보위험을 발생액 질로 대리하고 이와 주가수익률 간의 관계를 횡단면 분석을 통해 검증하였다. 이들의 분석결과에서는 발생액의 질에 대한 위험이 국내자본시장에서 주식수익률 프리미엄과 유의한 관계를 갖지 못하였으며, 그 관계의 일관성 또한 나타나지 않는 것으로 제시되었다. 그들은 발생액의 질과 기업규모 간에 밀접한 관계가 나타난다는 것을 근거로 들어 이러한 분석결과가 기업특성변수와 관련되어 있을 수 있음을 주장하였다.

정보위험과 자기자본비용에 관한 주요한 연구는 다음과 같다. 먼저 Barone(2002)은 이익의 질이 자본비용에 미치는 영향을 실증분석하여, 낮은 수준의 이익의 질을 가지는 기업에서 자본비용이 높게 나타나는 것을 밝혔다. Bhattacharya, Daouk, and Welker(2004)는 이익의 공격성(aggressiveness), 손실의 회피정도(avoid of losses) 및 이익의 유연화(smoothness)로 이익의 질을 측정하고, 이들과 자본비용간의 관계를 실증분석하였고, 이익의 질이 좋지 않을수록 자기자본비용이 증가하고 주식거래량은 감소하는 것을 밝혀냈다. 그리고 Aboody, Hughes, and Liu(2005)는 이익의 질이 정보비대칭을 반영한다는 기존연구 결과를 기초로 Dechow and Dichev(2002)에 따라 발생액의 질을 측정하고, Fama and French(1992)의

5) Lee and Masulis(2009)에서는 Dechow and Dichev(2002)의 연구를 기반으로 이를 확장시킨 두 개의 발생액의 질 측정 모형을 분석에 이용하였다. 하나는 Dechow and Dichev(2002)의 DD 모형에 매출액(Δ sales)과 유형자산(property, plant, and equipment)을 추가한 McNichols(2002)의 Modified DD 모형이며, 다른 하나는 이들이 해당 연구에서 제안한 것으로 MDD 모형을 통하여 발생액의 질을 측정하는데, 기업 고정 효과(firm fixed effects)를 고려한 패널 분석의 방법을 이용하는 방법으로 이들은 이를 FDD 모형이라 명명하였다.

3요인 모형을 통하여 발생액의 질이 정보비대칭과 위험에 유의한 영향을 미치고 있음을 밝혔다. Bhattacharya et al.(2012)은 경로분석을 이용하여 우수한 이익의 질이 자기자본비용의 직접적인 감소 뿐 아니라, 정보비대칭성 완화를 통한 간접적인 자기자본비용의 감소도 가져온다는 것을 밝혔다. 또한 이의 분석결과에서 회계이익의 질이 자기자본비용에 미치는 영향은 정보비대칭성 완화를 통한 간접적 경로 보다 직접적 경로에서 더 크게 나타난 것으로 제시되었다.

국내연구로는 Byen, Kwak, and Hwang(2008)이 자본시장의 정보위험에 대한 변수로 기업지배구조 수준을 이용하여 우수한 기업지배구조 수준이 낮은 자본조달 비용과 관련되어 있음을 밝혀, 기업지배구조 수준이 국내시장에서 효과적인 정보비대칭 변수로 작용하고 있음을 주장하였다. 그리고 문종열, 김문철(2009)은 국내 상장기업을 대상으로 회계정보의 질과 기업지배구조가 자기자본비용의 결정에 어떠한 영향을 미치는지 실증분석하였다. 자본비용은 Eeaston(2004)과 Gode and Mohanram(2003)의 모형을 이용하여 추정된 자기자본비용을 이용하였으며,⁶⁾ 회계정보의 질은 재량적 발생액, 회계이익의 적시성, 투명성 및 기업지배구조 수준에 대한 측정값을 변수로 이용하였다. 분석결과에서 우수한 회계정보의 질, 많은 기업공시관행, 좋은 기업지배구조를 가진 기업일수록 자기자본비용이 줄어드는 것으로 나타나 기존연구와 방향을 같이 했다. 조중석, 조문희(2010)는 발생액의 변동으로 측정된 이익의 질이 정보비대칭 및 자본비용에 미치는 영향에 관하여 연구하였다. 이들은 분석결과에서 정보비대칭의 대용치인 일별주식수익률변동성과 발생액의 변동 간에 유의한 관계가 존재하며, 발생액의 변동이 클수록 미래이익에 대한 예측정확성이 낮아지고 이로 인하여 자본비용이 크게 나타난다고 밝혔다. 이와 같이 관련된 국내 연구결과에서도 정보위험과 자기자본비용은 정(+의 관계를 보이는 것으로 대체적으로 제시되고 있다.

한편, 기업에 대한 정보의 질을 이익의 질로 대리하여 정보위험을 측정하는 연구들에서 이익이 가지는 속성은 발생액의 질, 지속성, 예측 가능성, 유연화, 가치관련성 등으로 다양하게 고려되고 있다. 이러한 속성들이 가지는 의미를 기존연구들을 통해 간략하게 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 발생액의 질은 영업현금흐름을 통해 설명되지 못하는 발생액의 잔차(residual)로서 기업 내부에서만 알 수 있는 비정상적인 발생액을 의미하며 주로 영업현금흐름과

6) 이들 논문에서 자기자본비용은 Eeaston(2004)의 연구에서 제시하고 있는 MPEG 모형 및 PEG 모형과 Gode and Mohanram (2003)의 GM 모형을 이용하여 추정되고 있으며, 자세한 모형은 해당 논문을 참조 바란다.

발생액 간의 회귀분석을 통해 측정된 잔차의 변동성으로 계산된다(Dechow and Dichev, 2002; Francis et al., 2004). 지속성은 이익의 지속 가능성을 의미하고, 지속성이 좋다는 것은 이익이 반복적으로 나타나는 것이므로 보다 바람직한 것으로 고려된다(Penman and Zhang, 2002). 이익의 지속성은 일반적으로 미래 이익에 대한 당기 이익의 회귀계수의 기울기로 측정되며(Sloan, 1996), 이익의 지속성이 높을수록 기업 정보의 질이 좋은 것을 의미한다. 예측가능성은 이익이 스스로를 얼마나 예측하고 있는지에 대한 가능성을 의미하며, 미래 이익 또는 미래 현금흐름에 대한 당기이익 및 이익 구성요소들의 회귀모형에 따른 잔차의 절대값 또는 잔차의 표준편차로 측정된다(Lipe, 1990; Barth, Cram, and Nelson, 2001). 유연화는 외부 이해관계자 관점에서 이익의 질을 판단할 수 있게 하는 속성으로 경영자가 조정을 통해 이익을 여러 기간에 걸쳐 안정적으로 보고하는 것을 의미하며(Thomas and Zhang, 2002), 주로 현금흐름에 대한 이익의 변동성을 통해 측정된다. 가치관련성은 이익이 기업 가치를 얼마나 잘 반영하고 있는가에 관한 속성으로 주로 이익에 대한 수익(return)의 회귀분석을 통해 나타난 R^2 의 값으로 측정된다(Collins, Maydew, and Weiss, 1997; Francis and Schipper, 1999).

관련 선행연구에서는 이러한 이익의 속성들이 보다 바람직한 방향으로 나타날수록 해당 기업의 정보의 질이 좋다는 것으로 해석될 수 있다고 밝히고 있다(Lipe, 1990; Dechow and Dichev, 2002; Thomas and Zhang, 2002; Francis et al., 2004).

Francis et al.(2004)의 연구에서는 이익을 정보위험의 주요한 발생요인으로 고려하고, 기존연구들에서 주로 고려하였던 7가지 이익의 속성과 자기자본비용간의 관계를 살펴보았다. 이 연구에서 이익의 질은 10분위 등급으로 적용되었으며, 자기자본비용은 Brav, Lehavy, and Michaely(2004)와 Easton(2004)의 모형에 따라 각각 추정되었다. 분석결과는 먼저 언급한 것과 같이 이익의 속성이 좋을수록 자기자본비용이 낮아지는 것으로 나타났으며, 자기자본비용을 줄이는 이익 속성의 효과는 발생액의 질에서 가장 크게 나타나는 것으로 확인되었다.

선행연구들은 이익이 현금흐름에 잘 대응될수록 더욱 가치 있는 지표가 될 수 있다고 주장하고 있다(Penman, 2001, Lee and Masulis, 2009). 이러한 주장에 대해서 Dechow and Dichev(2002)는 기업성과의 측정치인 이익을 적절한 현금흐름으로 인식하기 위한 조정과정으로서 발생액을 인식하고, 운전자본의 발생액이 전기와 당기 및 차기에 실현되는

영업현금흐름으로 설명되는 정도를 통해 발생액의 질을 측정하였다. 이들은 또한 이렇게 측정된 발생액의 질과 이익의 지속성 사이의 회귀분석을 통하여 발생액의 질과 이익의 질이 유의한 정(+)의 관계를 가지고 있음을 밝혔다. Dechow and Dichev(2002)가 발생액의 질을 측정하기 위한 모형(이하, DD 모형⁷⁾)을 제시한 이후 발생액의 질을 측정하는 데 이를 이용하는 연구들이 최근까지 활발히 이루어지고 있으며, 이 연구결과들은 발생액의 질이 기업의 정보위험을 대리하는 유용한 변수라는 것을 보여주고 있다(Aboody et al., 2005; McNichols, 2002; Lee and Masulis, 2009). 한편, DD 모형이 가지는 한계점을 제시하고, 이를 개선하고자 하는 연구들 또한 지속적으로 이루어지고 있다.

McNichols(2002)는 그의 연구에서 DD 모형이 가지는 한계점을 다음과 같이 세 부분으로 제시하고 있다. 첫째, DD 모형이 영업현금흐름과의 관계를 통해 발생액의 질을 설명하고 있기 때문에, 발생액의 변동성(즉, 잔차의 표준편차)이 크다는 것이 이익 자체의 변동성이 큰 것과 구별될 수 없다는 점이다. 둘째, DD 모형은 현금흐름이 전기, 당기와 차기에 모두 나타나는 것으로 제약하고 있으나, 실제로 그렇지 않을 가능성을 가지고 있다는 점에서 세 분기의 현금흐름 계수에 대한 하향편의(downward bias)를 가져올 수 있다는 것이다. 마지막으로, 인수와 합병 또는 매각과 같은 특정사건에 대한 영향이 모형에 고려되고 있지 않다는 점에서 역시 현금흐름 변수의 하향편의가 나타날 수 있다는 것이다.

DD 모형의 한계점 중에서 발생액의 변동성이 이익의 변동성 자체에 영향을 받을 수 있다는 첫 번째 한계점을 개선하기 위해서 McNichols(2002)는 Jones(1991) 모형에서 적용하였던 매출액과 유형자산을 DD 모형에 추가적으로 적용시켰고, 이를 MDD 모형(Modified DD 모형)이라고 명명하였다. 그리고 발생액의 질을 측정하는 데 가장 적합한 모형이 무엇인지 확인하기 위하여 DD 모형, Jones(1991)의 모형 및 MDD 모형의 R^2 를 비교하였다. 그는 비교 결과에서 MDD 모형의 R^2 가 가장 큰 값이 나타났음을 들어 MDD 모형이 비교한 세 모형 가운데 발생액의 질을 측정하는 데 가장 적합한 모형임을 주장하였다.

Lee and Masulis(2009)는 DD 모형이 가지는 한계점 가운데 특정사건의 영향이 현금흐름에서 반영되고 있지 않다는 점을 개선하고자, MDD 모형에 기업 고정 효과(firm fixed effects)를 고려한 패널 회귀분석을 적용하였으며, 이를 FDD 모형이라고 하였다. 이들 역시

7) Dechow and Dichev(2002)가 제시한 DD 모형은 제 1장 제 2절의 회계정보의 질에 제시하고 있으며, 보다 자세한 설명은 해당논문을 참조 바란다.

가장 효과적인 발생액의 질을 측정하는 모형을 찾아내기 위하여 FDD 모형과 DD 모형 및 MDD 모형으로 발생액의 질을 측정하고 모형의 적합성(R^2)을 비교하였다. 그 결과 FDD 모형의 R^2 가 가장 큰 값을 보였으며, 이를 근거로 이들은 발생액의 질을 측정하는데 FDD 모형을 적용하는 것이 더욱 적절하다는 것을 주장하였다.

Francis et al.(2005)은 발생액 측정기간에 대한 문제로 초래되는 DD 모형의 한계점을 개선하고자, McNichols(2002)와 동일하게 Jones(1991) 모형의 펀더멘탈 변수(PPE, Δ Sales)를 DD 모형에 추가한 발생액 질 측정 모형을 제시하고, 연도별-산업별 횡단면분석을 실시하여 발생액의 질을 측정하였다. 또한 이들은 발생액의 질을 기업의 경제적 특성에 따른 본질적인 발생액의 질과 경영자의 선택에 의한 재량적 발생액의 질을 구분하고, 각각의 발생액의 질 요소가 자기자본비용과 어떠한 관련성을 갖는지 검증하였다. 실증분석 결과 우수한 발생액의 질은 낮은 자본비용과 유의미한 관련성을 가지며, 자본비용에 미치는 발생액의 질의 영향력은 재량적 발생액의 질 보다 본질적 발생액의 질에서 상대적으로 크게 나타는 것으로 확인되었다.

Dechow, Hutton, Kim, and Slone(2012)의 연구에서는 발생액의 질 측정에 대한 주요 모형들을 대상으로 이들 모형에서 당기의 발생액이 차기에 반드시 역전(reversals)되는 현상을 보이고 있음을 발견하고, 이러한 특성이 '0'으로 평균회귀하는 발생액의 본질적 특성에 의한 것임을 주장하였다. 또한 이들은 기존의 발생액의 질 모형을 이용하여 발생액의 역전 현상이 비재량적 발생액이 아닌 재량적 발생액에 기인하기 때문에 발생액의 질을 측정하는 시점이 발생액의 질을 통한 기업의 이익경영 검증에 중요한 요인으로 작용 할 수 있음을 보였다.

Allen, Larson, and Slone(2013)은 발생액의 역전현상을 이해하고, 이것이 기업의 이익 및 추가 수익률에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 하였다. 이들은 발생액이 기업의 성장에 의한 부분과 운전 자본의 일시적인 변동에 의한 부분으로 구분될 수 있음을 인식하고, Bushman, Smith, and Zhang(2011)이 제시한 수정된 DD 모형에 이를 추가하여 적용함으로써 발생액의 질을 측정하였다. 그리고 구분하여 측정한 각각의 발생액의 특성 및 모형의 잔차 값이 기업의 이익 및 추가 수익률과 어떠한 관련성을 갖는지 살펴봄으로써, 발생액 산정에 대한 한계(mispricing of accruals)가 발생액의 측정 오류뿐 아니라 기업의 성장 요인에서도 발생할 수 있음을 주장하였다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 변수의 선정

1.1 종속변수 : 자기자본비용의 추정(Implied Cost of Equity)

기존의 많은 선행연구들에서 자기자본비용은 주로 배당할인 모형(dividend discount model), 자본자산가격결정 모형(capital asset pricing model) 그리고 차익가격결정이론 모형(arbitrage pricing theory), Fama-French 3요인 모형(three factor model)과 잔여이익 평가모형(residual income valuation model)을 이용하여 추정되어 왔다. 본 연구는 이 가운데서 최근 많이 적용되고 있는 잔여이익평가 모형(이하, RIM)을 이용하여 자기자본비용을 추정한다. 잔여이익평가 모형은 배당성장 모형과 현금흐름할인 모형의 추정상의 문제를 해결하기 위해 개발되었으며 Ohlson(1995)에 의해 보편화되었다.

잔여이익평가모형은 회계정보를 이용한 가치평가모형으로 주주지분의 가치가 배당할인 모형에 따라 미래 기대배당의 현재가치의 합으로 도출된다는 배당할인 모형과 순증관계(clean surplus relation)를 통해 도출된다. 여기에서 순증관계는 기말의 자기자본은 기초의 자기자본에서 회계이익을 가산하고 배당을 차감하여 산출된다는 등식관계를 말하는 것으로 이에 따르면 배당은 장부가치로부터 지급되고 당기의 이익에는 영향을 미치지 않게 된다. 위와 같이 기업의 재무제표와 손익계산서의 연계관계를 통해 배당성장 모형을 재구성한 모형은 다음과 같다.

$$P_t = bv_t + \sum_{s=1}^{\infty} \left\{ \frac{E_t[eps_{t+s} - r_t \times bv_{t+s-1}]}{(1+r_t)^s} \right\} \quad (1)$$

여기에서, P_t 는 t 기의 주식가격, bv_t 는 t 기말의 자기자본의 주당장부가치, eps_t 는 t 기간의 주당순이익, r_t 는 자기자본비용을 $\sum_{s=1}^{\infty} \{ \cdot \}$ 는 주당 기대초과이익을 나타낸다. 구체적으로 식 (1)과 같이 주식가격은 순자산과 미래기간 동안의 초과이익의 현재가치, 그리고 잔여가치의 합으로 구성된다.

위의 식 (1)은 무한한 기간 동안의 기업가치를 포괄적으로 표현하고 있다. 그러나 연구자가 미래의 상황을 정확히 알 수 없기 때문에 실질적으로 기업가치를 추정할 때는 특정한 예측 기간을 명확히 결정해야 한다. Gebhardt, Lee, and Swaminathan(2001)은 이러한 제약의 필요성에 의해 I/B/E/S의 예측자료를 이용하여 향후 3기간만의 초과이익을 예측하고 그 이후의 기간에 대한 성장률은 기업의 자기자본수익률이 산업평균 ROE와 같아져 초과이익의 성장률이 '0'으로 회귀할 것이라는 가정에 따라 위험프리미엄을 추정하였다. 이에 유한한 예측기간을 t+3기로 가정하고, 기업의 가치를 현재 자기자본의 장부가치와 예측기간 동안의 초과이익의 현재가치, 예측기간 이후의 잔여가치(terminal value)의 현재가치로 구성되는 모형인 Gebhardt et al.(2001)의 자기자본비용을 추정식은 다음과 같이 나타내진다.

$$P_t = bv_t + \sum_{s=1}^3 \left\{ \frac{E_t[eps_{t+s} - r_t \times bv_{t+s-1}]}{(1+r_t)^s} \right\} + \frac{E_t[eps_{t+3} - r_t \times bv_{t+2}]}{r_t \times (1+r_t)^3} \quad (2)$$

여기에서, P_t 는 t기의 주식가격, bv_t 는 t기말 자기자본의 주당장부가치, eps_t 는 t기간의 주당순이익, $\sum_{s=1}^{\infty} \{ \cdot \}$ 는 주당 기대초과이익, r_t 는 자기자본비용을 나타낸다.

본 연구에서는 자기자본비용을 추정에 식 (2)를 이용하였다. 자기자본비용은 자료 접근의 한계로 인하여 2003년부터 2007년까지의 자기자본비용만으로 한정하였으며, 이를 추정하기 위하여 t기말의 회계자료와 t+3기까지의 초과이익예측치(eps) 자료를 이용하였다.

잔여이익평가 모형을 이용한 자기자본비용의 추정은 여타의 다른 추정모형과 비교하여 다음과 같은 측면에서 타당성을 갖는다(Claus and Thomas, 2001; Ahn, Cha, Ko, Yoo, 2008). 첫째, 잔여이익평가 모형(RIM)은 자기자본의 미래 수익과 순자산의 크기를 통해 기업의 가치를 직접 추정하기 때문에 가치추정의 오차를 줄일 수 있다. 둘째, 경쟁적 시장을 가정할 때 미래 초과이익이 점차 0에 접근하게 되므로 기업가치를 추정하는데 있어 무한대적인 기간추정은 불필요하다. 셋째, 시장에서 순증관계가 성립하면 주식가치 및 자본비용을 추정하는데 회계처리방식은 영향을 미치지 않는다. 넷째, 잔여이익평가 모형은 현재의 주가를 기업의 장부가치와 미래초과이익의 합으로 고려하기 때문에 미래초과이익을 할인하는 할인율이 자기자본비용이 되고, 이는 위험프리미엄을 사전적 관점에서 측정한다는 측면에서 잔여이익모형을 이용한 자기자본비용 추정의 타당성을 뒷받침한다.

1.2 회계정보의 질(Quality of Accounting Information)

최근 국내·외 연구에서는 주로 산업-연도별 횡단면분석을 통해 회귀모형의 잔차를 추정함으로써 기업 회계정보의 질을 추정하고 있으며, 그 대표적인 모형으로 Dechow and Dichev(2002)의 방법론이 이용되고 있다. 정보의 질에 대한 대응치는 본 연구에서도 Dechow and Dichev(2002)의 DD 모형을 기반으로 하여 추정된 발생액의 질을 이용한다. DD 모형에서 발생액의 질은 t기에 발생한 운전자본과 전기, 당기 및 차기의 영업현금흐름간의 관계를 통해 계산되며, 관계식은 식 (3)과 같다. DD 모형의 회귀분석에서 사용되는 변수들은 t기와 t-1기 사이의 총자산 평균값으로 표준화된 값이고, 회귀분석을 통해 측정된 잔차들의 표준편차를 이용하여 발생액의 질을 측정한다.

$$CA_{j,t} = c + \phi_1 CFO_{j,t-1} + \phi_2 CFO_{j,t} + \phi_3 CFO_{j,t+1} + \nu_{j,t} \quad (3)$$

여기에서, $CA_{j,t}$ = Δ 유동발생액(total current accruals)_t
 = Δ 유동자산(current assets)_t - Δ 유동부채(current liabilities)_t
 - Δ 현금(cash)_t + Δ 유동성장기부채(debt in current liabilities)_t

CFO_t = 영업현금흐름(cash flow from operation)_t
 = 당기순이익(net income before extraordinary)_t
 - 총발생액(total accruals)_t

총발생액(Total accruals) = 유동발생액(current accruals)_t

- 감가상각비(depreciation and amortization expense)_t,

Δ = t-1와 t기 사이의 변화량(changes from year t to year t-1)을 의미한다.

Dechow and Dichev(2002)의 방법론이 제시되고 발생액의 질을 측정하는데 적용되면서 DD 모형이 가지는 한계점과 이를 극복하기 위한 모형들도 후속 연구들을 통해 제시되었다. 본 연구는 이들 중 Francis et al.(2005)의 연구에 주목하였다. Francis et al.(2005)은 DD 모형이 가지는 한계점으로 발생액의 변동성이 이익의 변동성 자체에 영향을 받을 수 있다는 점을 언급하고, 이를 개선하기 위해 Jones(1991) 모형에 적용되었던 매출액 변화량(ΔRev_t)과 유형자산(property, plant, and equipment)을 DD 모형에 추가한 모형을 제시하였으며, 이는 다음의 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$CA_{j,t} = c + \phi_1 CFO_{j,t-1} + \phi_2 CFO_{j,t} + \phi_3 CFO_{j,t+1} + \phi_4 \Delta Rev_{j,t} + \phi_5 PPE_{j,t} + \nu_{j,t} \quad (4)$$

여기에서, ΔRev_t = 매출액 변화량(change in revenue)_t

PPE_t = 설비자산(property, plant, and equipment)_t을 의미한다.

Δ = t-1와 t기 사이의 변화량(changes from year t to year t-1)을 의미한다.

여기에서 발생액의 질은 다음의 두 단계를 통하여 측정된다. 먼저, Fama and French (1997)의 방법에 따라 구분된 48개 산업 중 분석에 이용 가능한 자료를 가지는 기업의 수가 적어도 20개 이상이 되는 산업을 선정하고, 식 (4)를 이용한 횡단면 회귀분석을 통하여 각 기업들의 잔차를 측정한다. 이때 측정된 잔차가 각 기업의 발생액의 크기를 나타내며, 발생액의 질은 t-4기부터 t기까지의 잔차의 표준편차로 계산된다.

본 연구는 Francis et al.(2005)의 방법론에 따라 발생액의 질을 측정하고, 이를 회계정보의 질에 대한 대리변수로 이용한다. 측정된 잔차의 표준편차 값이 클수록 해당기업의 발생액의 질이 낮다는 것, 즉 회계정보의 질이 나쁨을 의미하며, 반대로 잔차의 표준편차 값이 작을수록 해당기업의 발생액의 질이 좋다는 것, 즉 회계정보의 질이 좋음을 의미한다.

1.3 기타 통제변수

기업 특성변수들은 기존연구들을 통해 자기자본비용에 영향을 미치는 것으로 고려되었던 변수들을 고려하여 선정하였다. 일반적으로 규모(Size)가 큰 기업은 기업의 정보에 대한 투자자들의 수요가 많고, 시장참여자들의 관심을 모으기 용이하여 규모가 작은 기업에 비하여 상대적으로 낮은 자기자본 비용을 가진다(Gebhardt et al., 2001). 본 연구에서 기업의 규모는 총자산에 자연로그를 취한 값을 이용한다. CAPM에 의하면 기업의 체계적 위험을 나타내는 베타와 자기자본비용 사이에는 양(+)의 관계가 존재하나, Gebhardt et al.(2001)의 연구에 의하면 베타와 자기자본비용 사이에는 유의성이 약하며, 이들의 관계는 소속 산업에 따라 다르게 나타날 수 있다. 본 연구에서는 직전년도의 KOSPI 일간수익률과 개별종목의 일간 수익률을 이용하여 회귀분석한 회귀계수 값을 베타(Beta) 값으로 이용한다. 또한, 기업의 수익성이 추정자기자본비용에 영향을 미치는 변수임은 기존의 많은 연구에서 확인된 바 있다(Gebhardt et al., 2001). 본 연구에서는 기업의 수익성을 나타내는 변수로 자기자본이익률(ROE)을 이용한다. 성장률이 높은 기업은 보다 많은 투자기회로 자금을 대한 수요가 크다.

따라서 이러한 기업의 경영자들은 자본비용의 부담을 줄이기 위하여 회계이익을 조정할 유인을 가질 수 있다(Ke, Huddart, and Petroni, 2003). 이에 기업의 성장성을 나타내는 매출액 증가율(Sales growth)을 통제변수로 이용한다.

Fama and French(1992)는 시장수익률과 기업의 규모 등의 위험요소를 함께 고려한 모형에서 자기자본의 시장가치/장부가치 비율과 기업의 수익률이 양(+의 관계)에 있음을 검증하였다. 또한 타인자본비용이 증가할수록 위험이 증가하여 부채비율과 실현된 수익률 사이에 음(-)의 관계가 있다고 밝히고 있다. 따라서 본 연구에서는 자기자본의 시장가치/장부가치 비율(M/B)과 장기부채를 자기자본으로 나눈 부채비율(D/E)을 통제변수로 고려한다. 다각화된 대기업의 경우 사적인 정보를 바탕으로 내부 자본시장(internal capital market)을 통해 우선적으로 자본을 자회사에 배분하거나 자본이 공급될 수 있도록 대출에 대한 지급 보증을 제공할 수 있다(Merton and Bodie, 1992). 따라서 이러한 대기업 집단에 속하는 기업들이 자본시장에서 자금을 조달하는 경우 중·소기업이 자본시장에서 자금을 조달하는 경우보다 더 낮은 자본비용을 부담할 것으로 예상된다(강형철, 박경서, 장하성, 2006). 본 연구에서는 내부 자본시장을 가진 기업들을 통제하기 위해 10대 재벌소속기업, 출자총액제한 기업, 대기업집단소속기업의 터미변수(Group)를 이용하여 내부 자본시장이 자본비용에 미치는 영향을 통제한다.

Jensen and Meckling(1976)의 연구에 의하면 경영자들은 기업의 자산을 이용하여 자신의 사적 이익을 충족시키려는 유인을 가지고 있으며 이는 외부주주의 이익과 상충된다. 이에 따라 각 기업의 최대주주지분율(largest shareholder's ownership: LSO)이 클수록 경영자와 외부주주 간의 이해상충이 증가하고(박경서, 이은정, 장하성, 2004) 기업에 대한 사적정보의 양이 많아져 자본시장의 정보비대칭 성이 심화될 수 있다.

더불어 본 연구는 기존연구를 통하여 기업의 정보위험을 나타내는 효과적인 변수로 알려진 기업지배 구조 및 애널리스트의 이익예측 활동에 관한 변수를 자본비용에 대한 통제변수로 고려한다. 먼저 기업 지배구조는 한국기업지배구조원(KCGS)의 기업지배구조 점수(CGS)에 자연로그를 취한 값을 이용 한다.⁸⁾ 기업지배구조 점수는 그동안 많은 선행연구를 통하여 참여자간의 정보비대칭 정도를 확인하는 유효한 변수로 사용되어졌으며, 이들 연구에서

8) 한국기업지배구조원에서는 매년 상반기 전체 상장법인을 대상으로 지배구조가 우수한 30대 기업을 선정하여 지배구조책임투자 지수(KRX SRI Governance)를 발표한다. KRX SRI Governance에는 ESG 평가 3요소(환경, 사회, 지배구조) 중 하나인 지배구조평가가 포함되며, 이것은 5가지 평가항목(주주권리보호, 이사회, 공시, 감사기구, 경영의 과실배분)으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 각각의 평가항목 점수를 합산한 기업지배구조 점수(CGS)를 기업지배구조 대리변수로 이용하며, 기업지배구조 점수가 높은 기업일수록 주주권리보호, 일반적 이사회구성 및 활동, 공시, 감사기구 및 경영과실배분이 우수함을 의미한다.

기업지배구조지수와 자본비용 간에는 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 알려져 있다. 한편, 애널리스트는 해당 기업의 이익 예측치를 발표함으로써 기업의 정보를 시장에 전달하는 정보매개체의 역할을 수행한다. 따라서 그 수가 많은 기업일수록 새로운 기업정보를 자본시장에 보다 많이 제공할 수 있어 시장참여자 간의 정보비대칭 수준이 감소하게 되므로 (Easley, O'hara, and Paperman, 1998), 자기자본비용을 줄이는 효과가 있을 것으로 판단된다. 또한 애널리스트들이 예측한 이익추정치치의 오차는 정보위험을 반영하는 유용한 변수로 (Botosan and Plumlee, 2005). 이익예측치의 오차가 크다는 것은 정보에 대한 불확실성을 높여 자본시장에서의 정보비대칭의 정도가 커질 수 있음을 의미한다. 본 연구에서는 해당 기업의 이익예측치를 발표하는 애널리스트의 수에 자연로그 취한 값(Analysts)과 애널리스트의 이익 예측치 표준편차에 자연로그를 취한 값(EPS_SD)을 통제변수로 고려한다. 변수들의 측정 방법은 <표 1>에 요약하여 나타내었다.

<표 1> 변수의 측정방법

변수	측정방법
AQ	Francis et al.(2005)의 모형을 이용하여 측정한 발생액의 질
R_rim	잔여이익평가모형을 이용하여 추정된 각 기업의 자기자본비용
Size	t기말 총자산에 자연로그를 취한 값
Beta	t-1기간 동안의 KOSPI 일별수익률과 개별종목의 일별수익률을 이용하여 선형회귀분석으로 산출한 값
D/E	장기부채/자기자본
M/B	자기자본의 시장가치/자기자본의 장부가치
ROE	자기자본수익률(영업이익/자기자본)
Sales growth	매출액 증가율[(당기 매출액-전기 매출액)/전기매출액]
LSO	최대주주의 지분율
Group	10대 재벌에 해당하는 기업은 1, 그 외 기업은 0 공정거래위원회의 출자총액제한 기업은 1, 그 외 기업은 0 대기업집단소속기업은 1, 그 외 기업은 0을 가지는 기업집단 더미변수
CGS	한국기업지배구조원의 기업지배구조점수(CGCS)에 자연로그를 취한 값
Analysts	해당기업의 EPS 예측치를 발표한 재무분석가의 수
EPS_SD	재무분석가가 예측한 EPS의 표준편차에 자연로그를 취한 값

2. 표본의 선택

본 연구는 국내 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 우수한 회계정보의 질이 기업 내·외부 이해관계자 사이의 정보문제를 완화시켜 해당기업의 자기자본비용을 줄여주는지를

실증분석한다. 먼저 자기자본비용은 2003년부터 2007년까지 국내 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 하였으며, 이 가운데 회계 결산이 12월이 아닌 기업과 금융업에 속하는 기업을 제외하고, 자기자본의 장부가치가 음(-)의 값을 가지는 기업을 표본에서 제외하였다. 또 추정된 자기자본비용이 음($r < 0$)의 값을 가지거나 추정치가 도출되지 않는 자료를 표본에서 제외하여 최종적으로 1,049개의 표본자료를 구하였다. 다음으로 회계정보의 질에 대한 대응변수인 발생액의 질 측정에는 1998년부터 2008년까지 국내 유가증권시장에 상장된 기업의 자료를 이용하였다. 자기자본비용을 추정하는 것과 동일하게 결산이 12월이 아닌 기업, 금융업에 속하는 기업 및 자기자본의 장부가치가 음(-)의 값을 가지는 기업은 표본에서 제외하였다. 발생액의 질은 Francis et al.(2005) 모형이 성립되는 기업 표본을 한국산업표준분류⁹⁾에 의해 구분된 산업을 기준으로 연도별-산업별 횡단면회귀분석을 실시하여 최종적으로 594개 기업(4805개 표본)의 발생액 자료를 구할 수 있었다.¹⁰⁾ 이 가운데 발생액이 5개년 연속적으로 존재하는 값의 표준편차를 계산하여 649개의 발생액의 질(AQ) 자료를 구할 수 있었으며, 분석에 이용되는 기타 변수들을 포함해 모든 변수에 자료가 존재하는 표본은 최종적으로 474개인 것으로 확인되었다.

분석에 이용된 자기자본비용 및 발생액의 질을 추정하기 위한 주가가격과 장부가치 등의 주요 재무변수와 각 기업의 기타 회계정보는 KIS-Value에서 수집하였고, 애널리스트의 이익예측치 자료는 Fn-Guide를 이용하였으며, 기업지배구조 점수는 한국기업지배구조원에서 제공되는 자료를 이용하였다.

3. 연구방법

본 연구는 발생액의 질로 대리된 회계정보의 질이 좋을수록 자본시장에 존재하는 정보위험이 완화되어 해당기업의 자기자본비용이 줄어드는지 실증분석한다. Francis et al.(2005)의 모형을 통해 측정된 발생액의 질과 추정자기자본비용간의 관계 검증은 선형회귀분석을 이용하며, 기존연구에서 자기자본비용에 영향을 미치는 것으로 고려되었던 변수들을 통제

9) 본 연구의 분석에는 최신 개정된 제 9차 한국산업표준분류표의 대분류를 이용하였다. 이 가운데 발생액의 질 측정 모형에 부합되는 자료를 가진 유가증권시장 상장기업이 존재하는 산업의 수는 14개였으며, 발생액 측정이 가능한 산업은 7개인 것으로 나타났다. 7개 산업은 구체적으로 제조업, 전기·가스·증기 및 수도사업, 건설업, 도매·소매업, 운수업, 출판·영상·방송통신 및 정보서비스업, 전문·과학 및 기술 서비스업이다.

10) 이상치 제거를 위해 잔차분석을 하였으며, 본 연구는 스튜던트 잔차(studentized residual)의 통계량 값이 절대값 2보다 큰 것을 이상치로 보고 전체 표본 5,066개 가운데 261개 자료를 제외하였다.

하여 단계적 회귀분석을 실시한다. 회계정보의 질이 좋을수록 해당기업의 자기자본비용이 낮아진다는 가설을 검증하기 위하여 분석에 적용되는 회귀식은 다음과 같다.

$$R_{rim\ it} = \alpha + \beta_1 AQ_{it} + \beta_2 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

여기에서 R_rim은 잔여이익평가 모형(RIM)을 통해 추정한 자기자본비용을, AQ는 회계정보의 질을 대리하는 변수로 Francis et al.(2005)을 이용해 측정한 발생액의 질을 의미하며, X 변수는 총자산(Size), 베타(Beta), 자기자본의 시장가치/장부가치(M/B), 부채비율(D/E), 자기자본수익률(ROE), 매출액 증가율(Sales growth), 대기업 그룹터미(Group), 지배구조(CGS), 최대주주지분율(LSO), 재무분석가의 수(Analysts), 추정 주당순이익의 표준편차(EPS_SD)를 나타내는 것으로 선정된 통제변수를 의미한다.

IV. 실증 분석

1. 표본에 대한 기초 통계량

본 연구에서 사용되는 변수들의 기초 통계량은 <표 2>에 나타나있고, <표 3>은 실증분석 모형에서 사용될 변수 간 상관관계를 보여주고 있다. <표 2>를 살펴보면 종속변수인 추정자기자본비용(R_rim)의 평균이 14.64%, 최소값은 1.43%, 최대값은 40.39%이고 이 변수의 표준편차는 6.92%인 것으로 나타났다. 이것은 대상기간 동안의 3년 국고채 수익률인 약 4.63%를 뺀 자기자본 위험 프리미엄(equity risk premium)이 평균적으로 약 10%임을 나타내는 것으로,¹¹⁾ 미국의 위험프리미엄이 약 7% 수준임을 가정할 때 약 3% 정도 높은 수준인 것으로 나타났다. 이러한 수치는 국내 상장기업의 가치가 상대적으로 미국에 비하여 저평가 되고 있음을 의미한다. 회계정보의 질과 자기자본비용 사이의 관련성에 대한 연구결과의 강건함을 테스트하기 위하여, 본 연구에서는 Easton(2004)의 연구에서 제시하고 있는 자기자본비용에 대한 세 가지 모형을 이용하여 자기자본비용을 추정하고, 이렇게 추정된 각 자기자본비용과

11) 대상기간 동안의 한국은행 경제통계 시스템(ECOS) 국고채(3년) 자료를 이용하여 구하였다.

회계정보의 질 간의 관계를 추가로 살펴본다. 추가적인 분석에서 이용되는 자기자본비용인 R_mpeg, R_peg, R_pe 변수의 기초통계량을 살펴보면, R_mpeg 및 R_peg 변수의 경우 잔여이익평가 모형으로 추정된 자기자본비용 보다 평균적으로 더 큰 값을 보인 반면, R_pe 변수는 평균 10.80%로 네 가지 추정 자기자본비용 중 가장 작은 값을 갖는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 변수들의 기초통계량

R_rim는 잔여이익평가 모형을 이용하여 추정된 각 기업의 자기자본비용을, R_mpeg, R_peg 및 R_pe는 Easton (2004)에 따라 추정된 각 기업의 자기자본비용을 나타내며, AQ는 회계정보의 질 변수로 Francis et al.(2005)에 따라 측정된 과거 5년간 잔차의 표준편차 값을 나타낸다. Size는 t기말 총자산의 자연로그 값을, Beta는 t-1기간의 KOSPI 수익률과 개별종목의 일간수익률을 이용하여 선형회귀분석으로 산출한 각 기업의 체계적 위험을 나타낸다. D/E는 장기부채를 자기자본으로 나눈 값을, M/B는 자기자본의 시장가치를 장부가치로 나눈 값을, ROE는 영업이익을 자기자본으로 나눈 값을 나타낸다. Sales growth는 전기 대비 당기의 매출액 증가율을, LSO는 각 기업의 최대주주의 지분율을 나타내고, Group는 10대 재벌에 해당하는 기업은 1, 그 외 기업은 0을 가지는 더미변수를 의미한다. CGS는 한국기업지배구조원의 기업지배구조점수에 자연로그 값을, Analysts는 해당기업의 EPS 예측치를 발표한 재무분석가의 수에 자연로그를 취한 값을, EPS_SD는 재무분석가 EPS 예측치의 표준편차에 자연로그를 취한 값을 나타낸다.

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
R_rim	0.1464	0.0692	0.0143	0.4039
R_mpeg	0.1637	0.0715	0.0130	0.4393
R_peg	0.1519	0.0719	0.0113	0.4393
R_pe	0.1080	0.0655	0.0041	0.3887
AQ	0.0293	0.0183	0.0017	0.1260
Size	20.5583	1.5303	18.0581	24.8913
Beta	0.8398	0.3414	0.0503	1.6517
M/B	1.2568	0.8473	0.0268	5.7468
D/E	0.3268	0.3954	0.0002	3.8654
ROE	0.1408	0.1103	-0.3122	0.8305
Sales growth	0.0821	0.1365	-0.4628	0.5820
Group	0.2616	0.4399	0	1
CGS	4.6040	0.3068	3.8712	5.5412
LSO	0.2319	0.1297	0.0227	0.7362
Analysts	2.1432	0.9303	0.6931	3.5553
EPS_SD	3.0124	0.6446	0.0075	4.3862

Francis et al.(2005)에 따라 측정된 회계정보의 질에 대한 대응치인 발생액의 질(AQ) 값은 평균이 0.0293, 최소값은 0.0017, 최대값은 0.1260이고 표준편차는 0.0183으로 나타났다.¹²⁾ AQ 변수의 값이 작을수록 해당기업의 정보의 질이 좋아 정보위험이 완화되는 것을 의미하며, 반대로 값이 클수록 해당기업의 정보의 질이 좋지 않은 것으로 해석된다.

12) Francis et al.(2005)에서 1970년부터 2001년까지의 91,280개 기업 표본에 대한 발생액의 질의 평균값은 0.0442, 중앙값은 0.03130이었으며, 발생액의 질은 10%~90%의 분포범위에서 0.0107~0.0943의 값을 갖는 것으로 나타났다.

총자산의 자연로그 값으로 나타낸 기업규모(Size)의 경우 평균이 20.5583이며, 표준편차가 1.5303이었다. 자기자본의 장부가치대 시장가치의 비율인 M/B 변수의 경우 평균이 1.2568로 나타나 국내 상장기업의 자기자본의 시장가치가 장부가치에 대비해서 평균적으로 약 1.25배 높게 평가되고 있음을 알 수 있었다. 기업의 부채수준을 나타내는 부채비율(D/E)변수는 평균이 0.3268이고, 최소값은 0.0002, 최대값은 3.8654로 나타났다. 그리고 표본 기업에서 10대 기업에 해당하는 상장기업은 26.16%이었으며, 기업지배구조 점수(CGS)는 평균적으로 4.6040으로 최소 3.8712에서 최대 5.5413의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이익예측치를 발표한 애널리스트 수(Analysts)의 경우 평균 2.1432이며, 표준편차가 0.9303이었으며, 애널리스트 이익예측치의 변동성(EPS_SD)은 평균이 3.0124, 표준편차가 0.6446인 것으로 나타났다.

〈표 3〉 변수들 사이의 상관관계

R_rim는 잔여이익평가 모형을 이용하여 추정된 각 기업의 자기자본비용을, AQ는 회계정보의 질 변수로 Francis et al.(2005)에 따라 측정된 과거 5년간 잔차의 표준편차 값을 나타낸다. Size는 t기말 총자산의 자연로그 값, Beta는 t-1기간의 KOSPI 수익률과 개별종목의 일간수익률을 이용하여 선형회귀분석으로 산출한 각 기업의 체계적 위험을 나타낸다. D/E는 장기부채를 자기자본으로 나눈 값을, M/B는 자기자본의 시장가치를 장부가치로 나눈 값을, ROE는 영업이익을 자기자본으로 나눈 값을 나타낸다. Sales growth는 전기 대비 당기의 매출액 증가율을, LSO는 각 기업의 최대주주의 지분율을 나타내고, Group는 10대 재벌에 해당하는 기업은 1, 그 외 기업은 0을 가지는 더미변수를 의미한다. CGS는 한국기업지배구조원의 기업지배구조 점수에 자연로그 값을, Analysts는 해당 기업의 EPS 예측치를 발표한 재무분석가의 수에 자연로그를 취한 값을, EPS_SD는 재무분석가 EPS 예측치의 표준편차에 자연로그를 취한 값을 나타낸다.

	R_rim	IQ	Size	Beta	M/B	D/E	ROE	Sales growth	Group	CGS	LSO	Analysts
AQ	0.215***											
Size	-0.259***	-0.247***										
Beta	-0.227***	-0.020	0.287***									
M/B	-0.454***	-0.007	0.250***	0.327***								
D/E	0.077*	-0.090**	0.333***	0.263***	0.142***							
ROE	-0.020	0.029	0.025	-0.028	0.034	-0.005						
Sales growth	0.039	0.066	-0.063	0.109***	0.124***	-0.005	-0.008					
Group	-0.307***	-0.179***	0.542***	0.132***	0.137***	0.073	-0.005	-0.083*				
CGS	-0.454***	-0.106**	0.384***	0.260***	0.365***	0.067	0.044	-0.093**	0.155***			
LSO	0.022	0.187***	-0.198***	-0.019	0.058	-0.061	-0.010	0.032	-0.129***	0.012		
Analysts	-0.296***	-0.184***	0.631***	0.244***	0.354***	0.072	0.045	-0.061	0.399***	0.171***	-0.158***	
EPS_SD	-0.053	-0.149***	0.477***	-0.017	0.049	0.131***	-0.010	-0.032***	0.235***	0.093***	-0.204***	0.339***

주) ***은 $P < 0.01$, **은 $P < 0.05$, *은 $P < 0.1$ 의 것을 의미한다.

〈표 3〉은 실증분석 모형에서 사용된 변수 간 상관관계를 보여주고 있는데, 추정자기자본 비용(R_rim)과 회계정보의 질에 대한 대응치인 발생액의 질(AQ)간 상관계수는 0.215로

나타났다. 장부가치대 시장가치의 비율인 M/B 변수와 기업지배구조지수(CGSI)는 추정자기 자본비용과 상대적으로 높은 -0.454 로 관찰되었다. 또한 기업규모(Size)는 10대 재벌 소속 기업(Group), 애널리스트의 수(Analysts) 및 이익 예측치 오차(EPS_SD)변수와 각각 상대적으로 높은 0.477 에서 0.631 의 상관관계 값을 갖는 것으로 관찰되었다.

2. 회계정보의 질이 자본비용에 미치는 영향

본 연구는 발생액의 질로 대리되는 기업의 회계정보의 질이 자기자본비용에 미치는 영향을 분석하여 발생액의 질이 좋은 기업일수록 해당기업이 자본시장에서 적은 비용으로 자본을 조달할 수 있는지 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 발생액의 질이 자기자본비용에 미치는 영향을 회귀분석하였으며, 분석결과는 다음 <표 4>에 나타나있다.

실증분석에서는 6개의 회귀모형을 설정하여 분석하였으며, 단계별 회귀분석을 실시한 결과, 6개 모형 모두에서 회계정보의 질을 나타내는 발생액의 질(AQ) 변수의 계수 값이 종속 변수인 자기자본비용과 양(+)의 관계를 보였고, 회귀 계수 값은 대부분 통계적으로 매우 높은 수준에서 통계적인 유의성을 가지는 것으로 나타났다. 발생액의 질을 나타내는 AQ변수는 값이 클수록 해당기업에 대한 정보의 질이 좋지 않고, 값이 작을수록 해당기업의 정보의 질이 좋다는 것을 의미하므로, 이러한 결과는 발생액의 질이 좋은 기업일수록 자기자본에 대한 조달비용이 적어진다는 것으로 해석될 수 있다. 따라서 본 연구의 결과에서도 정보위험이 낮을수록, 즉 더 좋은 발생액의 질이 자본비용을 감소시킬 수 있다는 기존의 연구결과를 지지하는 것으로 나타났다.

그러나 기존연구들에서 정보비대칭성에 대한 대리변수로 이용되었던 기업지배구조점수(CGSI) 및 재무분석가의 이익예측치의 변동성(EPS_SD) 변수들은 자기자본비용과 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않는 것으로 나타났다. 더불어 발생액의 질(AQ) 변수의 회귀 계수 값이 다른 여타의 변수들 보다 매우 큰 값을 가지는 것으로 나타나 선정된 변수 가운데 발생액의 질에 대한 변화가 자기자본비용의 크기에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이 결과들은 높은 수준의 회계정보가 자본시장에서 그 기업의 정보위험을 줄여주고, 이는 해당기업의 자기자본비용을 간접적으로 감소시키는 효과가 있다는 Bhattacharya et al. (2012)의 연구결과와 동일하다. 또한 이는 기업의 지배구조 수준이나 재무분석가가 발표

하는 이익예측치의 변동성이 시장에서 가지는 정보효과 보다 회계정보의 질이 내포하고 있는 정보효과가 더 크다는 것을 나타내는 것으로 이해 될 수 있다.

〈표 4〉 회계정보의 질이 자기자본비용에 미치는 영향

R_{rim}는 잔여이익평가 모형을 이용하여 추정한 각 기업의 자기자본비용을, AQ는 회계정보의 질 변수로 Francis et al.(2005)에 따라 측정된 과거 5년간 잔차의 표준편차 값을 나타낸다. Size는 t기말 총자산의 자연로그 값을, Beta는 t-1기간의 KOSPI 수익률과 개별종목의 일간수익률을 이용하여 선형회귀분석으로 산출한 각 기업의 체계적 위험을 나타낸다. D/E는 장기부채를 자기자본으로 나눈 값을, M/B는 자기자본의 시장가치를 장부가치로 나눈 값을, ROE는 영업이익을 자기자본으로 나눈 값을 나타낸다. Sales growth는 전기 대비 당기의 매출액 증가율을, LSO는 각 기업의 최대주주의 지분율을 나타내고, Group는 10대 재벌에 해당하는 기업은 1, 그 외 기업은 0을 가지는 더미변수를 의미한다. CGS는 한국기업지배구조원의 기업지배구조 점수에 자연로그 값을, Analysts는 해당기업의 EPS 예측치를 발표한 재무분석가의 수에 자연로그를 취한 값을, EPS_SD는 재무분석가 EPS 예측치의 표준편차에 자연로그를 취한 값을 나타낸다.

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
C	0.3541*** (0.000)	0.2876*** (0.000)	0.3108*** (0.000)	0.3556*** (0.000)	0.2658*** (0.000)	0.2841*** (0.000)
AQ	0.3178* (0.057)	0.4478*** (0.005)	0.3951** (0.013)	0.3970** (0.013)	0.3587** (0.021)	0.4412*** (0.007)
Size	-0.0141*** (0.000)	-0.0023 (0.329)	-0.0100*** (0.000)	-0.008*** (0.000)	-0.0039* (0.097)	-0.0022 (0.400)
Beta		-0.0112 (0.230)				-0.0112 (0.240)
M/B		-0.0260*** (0.000)	-0.0285*** (0.000)	-0.0279*** (0.000)	-0.0236*** (0.000)	-0.0261*** (0.000)
D/E	0.0285*** (0.002)	0.0290*** (0.000)	0.0336*** (0.000)	0.0332*** (0.000)	0.0265*** (0.001)	0.0289*** (0.000)
ROE		-0.0056 (0.790)	-0.0047 (0.817)	-0.0037 (0.855)	0.0004 (0.983)	-0.0055 (0.792)
Sales growth		0.0186 (0.328)	0.0240 (0.189)	0.0219 (0.237)	0.0173 (0.346)	0.0187 (0.331)
Group		-0.0315*** (0.000)				-0.0315*** (0.000)
LSO			0.0071 (0.697)	0.0072 (0.694)	0.0064 (0.721)	0.0068 (0.713)
CGS		-0.0243* (0.095)		-0.0142 (0.339)	-0.0111 (0.450)	-0.0243* (0.098)
Analysts					-0.0140*** (0.002)	
EPS_SD						0.0001 (0.975)
연도더미	o	o	o	o	o	o
산업더미	o	o	o	o	o	o
F-Value	22.25***	18.93***	19.76***	18.67***	19.07***	17.14***
Adj-R ²	0.3293	0.4537	0.4249	0.4259	0.4410	0.4538

주) ***은 P < 0.01, **은 P < 0.05, *은 P < 0.1을 의미한다.

자기자본비용에 영향을 미치는 변수로 고려되었던 나머지 통제변수들의 회귀분석 결과도 기존연구의 결과들과 대체적으로 유사하게 나타났다. 기업의 규모를 나타내는 Size 변수는 모형 1, 모형 3, 모형 4에서 종속변수인 자기자본비용과 통계적으로 매우 유의한 수준에서 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나 기업의 규모가 클수록 해당기업의 자본조달비용이 감소하는 것으로 확인되었다. M/B 변수는 통계적으로 유의한 수준에서 회귀계수가 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타나 자기자본의 장부가치 대비 시장가치의 비율이 높을수록 자기자본을 조달하는데 적은 비용이 드는 것으로 확인되었다. 그리고 부채비율인 D/E 변수 역시 통계적으로 매우 유의한 수준에서 회귀계수가 양(+)의 값을 보여 자기자본 대비 부채가 적을수록 해당기업의 재무위험이 낮아서 자기자본비용은 줄어드는 것으로 확인되었다. 한편 10대 재벌 기업에 해당하는 기업이 1의 값을 가지는 Group 변수의 회귀계수는 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타나 대기업에 포함되는 기업의 자본비용이 적은 것으로 분석결과에서 제시되었다. 그러나 기업의 체계적 위험을 나타내는 Beta 변수, 수익성을 나타내는 자기자본수익률(ROE) 변수, 성장률을 나타내는 매출액 증가율(Sales growth) 변수 및 해당기업의 최대주주 지분율(LSO) 변수들은 자기자본비용에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석결과 확인되었다.

해당기업의 이익예측치를 발표함으로써 기업의 정보를 시장에 전달하는 매개체로 작용하는 재무분석가의 수를 나타내는 Analysts 변수는 통계적으로 매우 유의한 수준에서 자기자본비용과 음(-)의 관계를 가지는 것으로 모형 5의 분석결과에서 나타났다. 이는 해당기업의 주당이익(EPS)예측치를 발표하는 재무분석가의 수가 많은 기업일수록 새로운 기업정보를 자본시장에 보다 많이 효과적으로 제공하여 시장참여자간의 정보비대칭의 수준을 감소시킬 수 있으므로 결과적으로 기업의 자본조달비용이 줄어든다는 기존연구의 결과에도 부합된다. 그러나 재무분석가들이 발표한 이익예측치의 변동성을 나타내는 EPS_SD 변수는 자기자본비용과 통계적으로 유의한 관계를 가지지 않는 것으로 나타났다.

3. 회계정보의 질과 자본비용에 대한 추가분석

본 연구는 Francis et al.(2005)에 따라 측정된 발생액의 질 변수를 통하여 회계정보의 질이 자기자본비용에 미치는 영향을 검증하였으며, 회귀분석결과 Francis et al.(2005)을 이용하여 추정된 발생액의 질과 자기자본비용 간에 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계가

존재하는 것을 발견하였다. 이러한 결과는 발생액의 질이 높을수록, 즉 회계정보의 유용성이 높은 기업일수록 자기자본비용을 낮게 부담한다는 것을 의미한다. 본 절에서는 Easton(2004)의 방법론에 따라 측정된 각각의 추정자기자본비용을 종속변수로 이용하고,¹³⁾ 이를 앞서의 모형에 적용하여 회귀분석함으로써, 회계정보의 질이 잔여이익평가 모형으로 측정된 자기자본비용에 유의한 영향을 미친다는 본 연구의 결과가 강건한지 살펴보고자 한다. 발생액의 질이 Easton(2004)에 따라 추정된 각각의 자기자본비용에 미치는 영향을 살펴보는 추가 분석은 잔여이익평가 모형을 통하여 측정된 자기자본비용을 종속변수로 이용하였던 이전의 회귀분석과 동일한 모형을 이용하며, 분석의 결과는 <표 5>에 나타나있다.

<표 5> 회계정보의 질이 자기자본비용에 미치는 영향 : Easton(2004)

종속변수인 R_mpeg, R_peg 및 R_pe는 Easton(2004)에 따라 추정된 각 기업의 자기자본비용을, AQ는 정보의 질 변수로 Francis et al.(2005)에 따라 측정된 과거 5년간 전자의 표준편차 값을 나타낸다. 강건성 검정은 주 분석과 동일한 통제변수로 이루어졌다. Size는 1기말 총자산의 자연로그 값을, Beta는 t-1기간의 KOSPI 수익률과 개별종목의 일간수익률을 이용하여 선형회귀분석으로 산출한 각 기업의 체계적 위험을 나타낸다. D/E는 장기부채를 자기자본으로 나눈 값을, M/B는 자기자본의 시장가치를 장부가치로 나눈 값을, ROE는 영업이익을 자기자본으로 나눈 값을 나타낸다. Sales growth는 전기 대비 당기의 매출액 증가율을, LSO는 각 기업의 최대주주의 지분율을 나타내고, Group은 10대 재벌에 해당하는 기업은 1, 그 외 기업은 0을 가지는 더미변수를 의미한다. CGS는 한국기업지배구조원의 기업지배구조 점수에 자연로그 값을, Analysts는 해당기업의 EPS 예측치를 발표한 재무분석가의 수에 자연로그를 취한 값을, EPS_SD는 재무분석가 EPS 예측치의 표준편차에 자연로그를 취한 값을 나타낸다.

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
Panel A : R_mpeg						
AQ	0.5253*** (0.004)	0.5844*** (0.001)	0.5002*** (0.002)	0.5055*** (0.002)	0.4835*** (0.003)	0.5137*** (0.002)
F-Value	11.83***	11.10***	12.33***	12.57***	11.95***	11.04***
Adj-R ²	0.2075	0.2677	0.2779	0.2861	0.2907	0.2877
Panel B : R_peg						
AQ	0.4833*** (.007)	0.5275*** (.002)	0.4554*** (.006)	0.4622*** (.005)	0.4417*** (.007)	0.4677*** (.005)
F-Value	11.76***	11.64***	11.82***	12.66***	11.88***	11.16***
Adj-R ²	0.2060	0.2606	0.2629	0.2756	0.2796	0.2802
Panel C : R_pe						
AQ	0.3355* (0.062)	0.4460** (0.011)	0.4264** (0.015)	0.4253** (0.016)	0.4020** (0.020)	0.4651*** (0.009)
F-Value	15.97***	17.16***	16.98***	16.05***	15.85***	15.28***
Adj-R ²	0.2938	0.4069	0.3932	0.3936	0.3998	0.4078

주) ***은 P < 0.01, **은 P < 0.05, *은 P < 0.1는 것을 의미한다.

13) Easton(2004)에서는 자기자본비용을 추정하기 위한 네 가지 모형을 논문에서 제시하고 있으며, 본 연구는 그 가운데 MPEG, PEG, PE 모형을 이용하여 자기자본비용을 추정하였다. 이용된 추정자기자본의 모형은 Easton(2004)의 논문을 참조 바란다.

분석결과, Easton(2004)에 따라 측정한 각각의 추정자기자본비용 변수도 발생액의 질 변수와 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타나, 높은 수준의 기업에 대한 정보가 자기자본의 조달비용을 감소시킨다는 이전의 분석결과를 지지하는 것으로 확인되었다. 한편, 각 모형별로 수정된 R^2 값이 종속변수로 R_{rim} 을 이용한 경우에 가장 큰 값을 가지는 것으로 나타나, 발생액의 질로 대용된 회계정보의 질이 자기자본비용을 설명하는 정도는 Easton(2004)에 따라 추정된 각각의 자기자본비용보다 잔여이익평가 모형을 이용하여 추정한 자기자본비용을 더 잘 설명하는 것으로 확인되었다. 이 밖에 회계정보의 질에 대한 대용치인 AQ 변수를 제외한 통제변수들은 앞 절의 회귀분석에서의 결과 값과 의미 있는 차이를 보이지 않아 별도로 표에 제시하지 않았다.

V. 결 론

자본시장의 역할과 규모가 확대되면서 정보비대칭에 따른 자본비용의 증감은 기업의 가치를 결정하는 요인 중 하나로 인식되고 있다(O'Hara, 2003). 기업 내·외부 간 정보비대칭과 자기자본비용간의 관계를 분석한 연구에 따르면, 정보비대칭의 정도가 큰 기업의 주식은 유동성이 낮고 주식에 대한 투자자 수요가 적어 투자자의 요구수익률이 증가하게 되고, 이에 따라 높은 자본조달 비용을 부담하게 된다(Easley and O'Hara, 2004; Diamond and Verrecchia, 1991). 한편 시장에 제공되는 정보의 질이 좋지 않다는 것은 투자자들의 정보 위험이 증가하였다는 것을 의미하므로 기업정보의 질 역시 자본비용에 영향을 미치게 된다(Diamond and Verrecchia, 1991).

기업의 가치에 대한 정보는 주로 이익, 수익, 장부가치나 현금흐름 등의 다양한 측정방법을 통하여 회계자료로 제시되고 있으며, 이 가운데 이익은 현금흐름과 함께 기업성과에 대한 가장 보편적인 정보 전달 수단으로 평가되고 있다(Liu et al., 2007). 이익은 기업의 영업성과에 대한 요약지표로 발생주의 원칙에 의해 현금흐름과 발생액으로 구성된다. 그러나 발생액은 현금흐름과 비교하여 상대적으로 경영자의 재량권 행사의 가능성을 내포하고 있어, 현재의 현금흐름 뿐만 아니라 경영자의 기회주의적 행동이나 발생액의 추정 능력 여부에 따라서

향후 기업 가치에 영향을 미치는 중요한 변수로 작용할 수 있다.

이러한 논의에 착안하여 Dechow and Dichev(2002)는 발생액을 전기, 당기 및 차기의 현금흐름에 동시에 결부시키는 발생액의 질을 측정하는 새로운 모형을 제시하였고, DD 모형은 이후 효과적인 발생액의 질을 측정하는 모형으로 평가되어 관련 연구에서 활발히 이용되고 있다. 그러나 Dechow and Dichev(2002)가 제시한 발생액의 질을 측정하는 모형이 관련연구에서 관심을 받으면서 DD 모형이 가지는 한계점 또한 나타났고, 이를 개선하고자 하는 학계의 노력이 지금까지 지속되고 있다. 이에 본 연구는 발생액의 질이 이익의 변동성 자체에 영향을 받을 수 있다는 한계점을 개선하기 위해 매출액과 유형자산을 DD 모형에 추가한 Francis et al.(2005)의 연구를 참조하여 발생액의 질을 측정하였다. 그리고 이를 회계정보의 질에 대한 대응치로 이용하여, 국내 자본시장에서 회계정보의 질이 기업의 자본조달비용과 관련성을 가지는 정보위험에 대한 매개체인가를 실증분석하였다.

본 연구의 주된 분석 결과는 다음과 같다. Francis et al.(2005)에 따라 측정된 회계정보의 질과 자기자본비용 사이에는 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계가 나타났다. 이는 기업이 발생액의 질로 측정된 회계정보의 질을 개선할수록 자본시장에서 투자자들이 인식하는 정보위험이 줄어들게 되고, 이에 따라 해당기업의 자기자본비용이 감소되는 효과가 나타나게 된다는 것을 의미한다. 그러나 기존연구에서 정보비대칭성에 대한 대리변수로 이용되었던 기업지배구조점수(CGS) 및 재무분석가의 이익예측치의 변동성 변수는 자기자본비용과 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 이러한 결과들은 높은 수준의 회계정보가 자본시장에서 그 기업의 정보위험을 줄여주고, 이는 해당기업의 자기자본비용을 간접적으로 감소시키는 효과가 있다는 Bhattacharya et al.(2012)의 연구결과와 동일하다. 또한 기업의 지배구조 수준이나 이익예측치의 변동성이 시장에서 가지는 정보효과 보다 발생액의 질이 내포하고 있는 정보효과가 더 크다는 것으로, 정보위험을 완화시켜 기업의 자본조달비용을 줄이기 위한 목적을 가지는 경영자라면 우선적으로 발생액의 질을 개선하기 위해 노력해야 한다는 것을 시사한다.

본 연구는 발생액의 질로 측정된 회계정보의 질이 국내 기업의 자기자본조달비용에 상당한 영향을 미치는 변수이며, 자본조달비용을 절감하기 위한 의미 있는 정보 전달 매개체로 기업 지배구조나 이익예측치의 변동성보다 발생액의 질이 더욱 효과적임을 실증 분석하였다는 점에서 의의를 갖는다.

참고문헌

- 강형철, 박경서, 장하성, “기업집단의 계열사간 거래의 결정요인,” 재무연구, 제19권 제1호 (2006), pp. 77-118.
(Translated in English) Kang, H. C., K. S. Park, and H. Jang, “Determinants of Internal Transactions among the Member Firms of Korean Conglomerates,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 19, No. 1 (2006), pp. 77-118.
- 문중열, 김문철, “회계정보의 질과 지배구조가 자기자본비용에 미치는 영향,” 세무와 회계저널, 제10권 제3호 (2009), pp. 41-80.
(Translated in English) Moon, J. Y. and M. C. Kim, “An Empirical Study on the Effects of Accounting Quality and Corporate Governance on the Cost of Equity Capital,” *Journal of Taxation and Accounting*, Vol. 10, No. 3 (2009), pp. 41-80.
- 박경서, 이은정, 장하성, “대주주의 존재가 한국기업의 지배구조에 미치는 영향,” 재무연구, 제17권 제2호 (2004), pp. 163-201.
(Translated in English) Park, K. S., E. Lee, and H. Jang, “Role of Controlling Shareholders in the Corporate Governance of Korean Firms,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 17, No. 2 (2004), pp. 163-201.
- 박종원, 여환영, “정보위험과 주식수익률 프리미엄,” 재무관리연구, 제26권 제1호(2010), pp. 1225-1259.
(Translated in English) Park, J. W. and H. Y. Yoeh, “Information Risk and Equity Premium,” *The Korean Journal of Financial Management*, Vol. 26, No. 1 (2010), pp. 1225-1259.
- 안희영, 최성호, “기업설명회가 자기자본비용에 미치는 영향,” 대한경영학회지, 제24권 제6호 (2011), pp. 3177-3203.
(Translated in English) Ahn, H. Y. and S.-H. Choi, “The Effect of IR on the Implied Cost of Equity,” *DAEHAN Journal of Business*, Vol. 24, No. 6 (2011), pp.

3177-3203.

- 조중석, 조문희, “정보비대칭이 자기자본비용에 미치는 영향,” *회계연구*, 제12권 제2호 (2007), pp. 269-288.
- (Translated in English) Cho, J. S. and M. H. Jo, “The Relation between Information Asymmetry and the Cost of Capital,” *Korean Academic Society of Accounting*, Vol. 12, No. 2 (2007), pp. 269-288.
- Aboudy, D., J. Hughes, and J. Liu, “Earnings Quality, Insider Trading and Cost of Capital,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 43 (2005), pp. 651-673.
- Ahn, S. Y., S. M. Cha, Y. W. Ko, and Y. K. Yoo, “Implied Cost of Equity Capital in Earnings-Based Valuation Model: Evidence from Korea,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 37 (2008), pp. 599-626.
- Allen, E., C. R. Larson, and R. G. Sloan, “Accrual Reversals, Earnings and Stock Returns,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 56 (2013), pp. 113-129.
- Ball, R. and P. Brown, “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No. 2 (1968), pp. 159-178.
- Barone, J. G., “Perceptions of Earnings Quality and Their Associations with the Cost of Equity Capital,” *Working paper*, University of Texas at Austin (2002).
- Barth, M. E., D. P. Cram, and K. K. Nelson, “Accruals and the Prediction of Future Cash Flows,” *The Accounting Review*, Vol. 76, No. 1 (2001), pp. 27-58.
- Bhattacharya, U., H. Daouk, and M. Welker, “The World Price of Earnings Opacity,” *The Accounting Review*, Vol. 78, No. 3 (2004), pp. 641-678.
- Bhattacharya, N., F. Ecker, P. Olsson, and K. Schipper, “Direct and Mediated Associations among Earnings Quality, Information Asymmetry, and the Cost of Equity,” *The Accounting Review*, Vol. 87, No. 2 (2012), pp. 449-482.
- Botosan, C. A. and M. Plumlee, “Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium,” *The Accounting Review*, Vol. 80 (2005), pp. 21-54.
- Brav, A., R. Lehavy, and R. Michaely, “Expected returns and asset pricing,” *Working*

- paper*, Duke University, University of Michigan, and Cornell University (2004).
- Bushman, R. M., A. J. Smith, and F. Zhang, “Investment Cash Flow Sensitivities Really Reflect Related Investment Decision,” *Working paper*, University of North Carolina (2011).
- Byen, H., S. Kwak, and L. Hwang, “The Implied Cost of Equity Capital and Corporate Governance Practices,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 37 (2008), pp. 139–184.
- Claus, J. and J. Thomas, “Equity Premia as Low as Three Percent?: Evidence from Analysts’ Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets,” *Journal of Finance*, Vol. 56 (2001), pp. 1629–1666.
- Collins, D., E. Maydew, and I. Weiss, “Changes in the Value–relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24 (1997), pp. 39–67.
- Daraghma, Z. M. A., “The Relation and Incremental Information Content of Earnings and Operating Cash Flows: Empirical Evidence from Middle East, the Case of Palestine,” *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, Vol. 22 (2010), pp. 123–135.
- Dechow, P. M. and I. D. Dichev, “The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors,” *The Accounting Review*, Vol. 77 (2002), pp. 35–59.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, J. H. Kim, and R. G. Sloan, “Detecting Earnings Management: A New Approach,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 50 (2012), pp. 275–334.
- Diamond, D. and R. Verrecchia, “Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital,” *Journal of Finance*, Vol. 46 (1991), pp. 1325–1359.
- Easley D. and M. O’Hara, “Information and the Cost of Capital,” *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4 (2004), pp. 1553–1583.
- Easley, D., M. O’Hara, and J. B. Paperman, “Financial Analysts and Information–

- based Trade,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 1 (1998), pp. 175–201.
- Fama, E. and K. French, “The Cross-section of Expected Stock Return,” *Journal of Finance*, Vol. 47 (1992), pp. 427–465.
- Francis, J. and K. Schipper, “Have Financial Statements Lost Their Relevance?,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 37 (1999), pp. 319–352.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper, “Cost of Equity and Earnings Attributes,” *The Accounting Review*, Vol. 79, No. 4 (2004), pp. 967–1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper, “The Market Pricing of Accruals Quality,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, No. 4 (2005), pp. 295–327.
- Gebhardt, W. R., C. M. C. Lee, and B. Swaminathan, “Toward an Implied Cost of Capital,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 39 (2001), pp. 135–176.
- Jensen, M. and W. Meckling, “Theory of the Firm: Management Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 3 (1976), pp. 305–360.
- Jones, J. J., “Earnings Management during Import Relief Investigations,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 29 (1991), pp. 193–228.
- Ke, B., S. Huddart, and K. Petroni, “What Insiders Know about Future Earnings and How They Use It: Evidence from Insider Trades,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 35, No. 3 (2003), pp. 315–346.
- Lee, G. and R. W. Masulis, “Seasoned Equity Offerings: Quality of Accounting Information and Expected Flotation Costs,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 92 (2009), pp. 443–469.
- Leuz, C. and R. Verrecchia, “Firm’s Capital Allocation Choices, Information Quality, and the Cost of Capital,” *Working Paper*, The Wharton School, University of Pennsylvania (2004).
- Lipe, R., “The Relation between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information,” *The Accounting Review*, Vol. 65, No. 1 (1990), pp.

49–71.

- Liu, J., D. Nissin, and J. Thomas, “Is Cash Flow King in Valuations?,” *Financial Analysts Journal*, Vol. 63 (2007), pp. 1–13.
- Livnat, J. and P. Zarowin, “The Incremental Information Content of Cash-Flow Components,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 13 (1990), pp. 25–46.
- McNichols, M. F., “Discussion of the Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors,” *The Accounting Review*, Vol. 77 (2002), pp. 61–69.
- Merton, R. C. and Z. Bodie, “On the Managements of Financial Guarantees,” *Financial Management*, Vol. 21 (1992), pp. 87–109.
- O’Hara, M., “Presidential Address: Liquidity and Price Discovery,” *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 4 (2003), pp. 1335–1354.
- Ogneva, M., “Accrual Quality, Realized Returns, and Expected Returns: The Importance of Controlling for Cash Flow Shocks,” *The Accounting Review*, Vol. 87, No. 4 (2012), pp. 1415–1444.
- Ohlson, J., “Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11 (1995), pp. 661–687.
- Penman, S., *Financial Statement Analysis and Security Valuation*, NY: McGraw-Hill, Irwin, 2001.
- Penman, S. H. and X. Zhang, “Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns,” *The Accounting Review*, Vol. 77, No. 2 (2002), pp. 237–264.
- Sloan, R. G., “Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?,” *The Accounting Review*, Vol. 71 (1996), pp. 289–315.
- Thomas, J. K. and H. Zhang, “Inventory Changes and Future Returns,” *Review of Accounting Studies*, Vol. 7 (2002), pp. 163–187.