

배당이 미래 이익의 질을 전달하는가?

박종일(주저자)

충북대학교 경영대학 경영학부 교수
(parkjil@chungbuk.ac.kr)

정설희(교신저자)

가톨릭관동대학교 사회과학대학 경영학과 조교수
(jsh0815@cku.ac.kr)

본 연구는 현금배당의 지급이 해당 기업의 미래 이익의 질에 관한 신호 정보를 제공하는지 실증적으로 분석하였다. 특히, 본 연구는 당기 배당지급 상태와 미래 이익의 질과의 관계를 중심으로 살펴보았다.

배당 관련 과거 연구들은 배당이 현재와 미래 이익에 대한 정보를 제공할 뿐 아니라, 현재 이익의 질에 관한 정보 역시 제공하는지에 관심을 보여 왔다. 그러나 국내외 선행연구들은 배당과 미래 이익의 질과의 관계에 대해서는 이익지속성 측면 외에는 아직까지 체계적으로 다루어지지 않았다. 따라서 본 연구는 그동안 선행연구에서 분석이 미흡했던 주제에 대하여 회계학적 측면에서 배당이 미래 이익의 질에 관한 예측정보력이 있는지를 경영자의 이익조정 수단과 발생액의 질 측면에서 알아본다. 이를 위해 본 연구는 t 시점의 배당과 t 년부터 $t+2$ 년까지로 측정되는 미래 재무보고의 질 간의 관계를 분석하였다. 미래 재무보고의 질의 측정치로는 세 가지 변수를 이용하였다. 즉 재량적 발생액(DA), 실제 이익조정(RM), 발생액의 질(AQ)을 추정한 후, 이들 변수에 대해 다시 Hutton, Marcus, and Tehranian(2009), 전규안·박종일(2017) 및 Francis, LaFond, Olsson, and Schipper(2005)의 방법을 준용하여 다기간(multi-year)인 t 년부터 $t+2$ 년까지의 각 연도별 DA, RM 및 AQ의 시계열적 변동성이 고려되는 표준편차로 측정해 이를 각각 EQ1, EQ2, EQ3로 정의하였다. 이들 EQ 값이 작을수록(클수록) 이익의 질은 높은(낮은) 것으로 해석된다. 분석기간은 관심변수(종속변수)를 기준으로 2002년부터 2014년까지(2004년부터 2016년까지)이고 표본은 상장기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인으로 EQ1과 EQ2(EQ3)의 경우 18,320(15,638)개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 이익의 질에 영향을 미치는 일정 변수를 통제 한 후에도 배당지급여부와 종속변수를 EQ1, EQ2 및 EQ3로 측정 한 경우 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 이는 배당을 지급한 기업은 그렇지 않은 경우에 비해 재량적 발생액, 또는 실제 이익조정 및 발생액의 질 모두 t 년부터 $t+2$ 년까지 3년간의 시계열적 변동성으로 측정 한 이익의 질이 더 높다는 것을 시사한다. 둘째, 추가분석에 따르면, 5년간 연속배당의 지급여부는 종속변수(EQ1, EQ2, EQ3)에 대해 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 배당의 연속성이 높을 때 무배당이나 비연속적으로 배당을 실시하는 경우보다 미래 이익의 질은 더 높다는 것을 시사한다. 마지막으로, 전체표본을 다시 시장유형인 KOSPI와 KOSDAQ로 나누어 분석하면 모두 앞서의 전체표본과 일치된 결과로 나타나 배당이 주는 미래 이익의 질에 관한 신호 정보는 시장 간 차이가 없었다.

이상의 결과를 종합하면, 전반적으로 본 연구결과는 배당지급이 미래 이익의 질을 예측하는데 있어 유용한 신호 정보를 제공할 뿐만 아니라, 배당지급기업은 무배당기업에 비해 미래 재무보고의 질이 더 높다는 실증적 증거를 보여주었다는데 의의가 있다. 특히 본 논문은 보고된 이익 간의 지속성 대신 경영자의 이익조정 수단이나 발생액의 질의 상태 측면에서 배당과 미래 이익의 질 간의 관계를 보다 직접적으로 분석한 연구라는 점에서 의의가 있다. 따라서 본 연구에서 배당지급 상태가 기업의 미래 이익의 질에 관한 정보가치를 제공한다는 결과는 학계의 배당 관련연구에 보완적이고 추가적인 증거를 제공할 뿐만 아니라, 자본시장의 투자자, 실무계 및 규제당국에서도 기업의 미래 재무보고의 질을 예측하는데 있어 당기 배당이 중요한 잣대로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

주제어: 현금배당, 미래 이익의 질, 재무보고의 질, 재량적 발생액, 실제 이익조정, 발생액의 질

1. 서론

본 연구의 목적은 기업이 배당을 지급하는 경우 미래 이익의 질에 관한 신호 정보를 전달하는지를 실증적으로 규명하는데 있다. 이와 더불어 본 연구의 추가분석에서는 5년간 배당이 지속성이 있을 때 그렇지 않은 배당지급기업과 비교해 미래 이익의 질이 더 높은지를 알아보았다. 아울러 시장유형별(KOSPI vs. KOSDAQ)로 당기 배당과 미래 높은 이익의 질 간에 관계가 다른지에 대해서도 살펴보았다.

경영자는 배당을 결정할 때 미래 이익에 대한 전망이나 사업위험의 불확실성, 이용가능한 현금수준 및 미래의 투자기회, 과거 배당이력 등을 종합적으로 고려하기 때문에(Lintner, 1956; Brav, Graham, Harvey, and Michaely, 2005), 기업의 배당은 여러 의미 있는 정보를 내포하는 신호(signaling)로서의 역할을 자본시장에 제공할 수 있다. Miller and Modigliani(1961)는 완전시장을 가정할 때의 배당은 기업가치와 무관하다는 이론을 제시했으나, 현실세계의 자본시장은 완전시장에서 조금 벗어나 있기 때문에 배당은 기업가치나 주식수익률과 양(+)의 관계를 가질 수 있다. 또한 배당은 미래 이익이나 과거 이익뿐만 아니라 기업과 관련한 다양한 측면의 함축된 예측정보를 자본시장의 이해관계자들에게 전달할 수 있다. 선행연구들은 이와 관련하여 배당이 제공하는 정보를 배당신호가설이라고 부른다. 또한 배당신호가설은 경영자가 우월한 정보를 전달하기

위한 의도적인 수단으로 배당정책을 이용한다는 것을 전제한다(Bhattacharya, 1979). 하지만 배당 신호가설에 대한 관점은 연구마다 배당이 담고 있는 정보속성과 관련해서는 다소 차이를 보여 왔다. 예를 들어, 배당이 대리인 문제를 완화하는 역할을 한다는 주장(Easterbrook, 1984; Dewenter and Warther, 1996), 또는 정보비대칭이 클수록 배당으로 모니터링 비용을 낮출 수 있다는 주장(Kalay, 2014), 배당의 증가는 고성장에서 저성장단계로 이동하는 기업의 성숙도의 변화를 신호할 수 있기 때문에 배당의 변화는 기업의 기대현금흐름의 위험과 변동성의 정보를 제공한다는 주장(Grullon, Michaely, and Swaminathan, 2002)이 있다. 또한 배당의 변화는 이익의 질에 관한 가격결정의 변화와 관계가 있다는 주장(Chen, Shevlin, and Tong, 2007), 배당은 기업의 여유현금흐름을 최소화하여 과잉투자에 대한 대리인 문제를 감소시킨다는 주장(Jensen, 1986), 손실기업에서의 배당은 이익의 질에 관한 신호를 제공한다는 주장(이화진·이계원, 2007; 남혜정, 2016) 및 배당은 이익의 질에 관한 정보를 제공한다는 주장(Skinner and Soltes, 2011; Tong and Miao, 2011) 등 다양하다.¹⁾ 따라서 배당은 미래 수익성에 관한 정보 외에도 이익지속성이나 이익의 질(earnings quality)과 관련한 다른 신호 역시 외부정보이용자들에게 전달할 수 있다(Skinner and Soltes, 2011). 그러한 점에서 배당과 관련한 과거 연구들은 배당이 현재와 미래 이익에 대한 정보를 제공하는지와 배당의 변화(dividend changes)

1) 이들 중 본 연구는 회계학적 측면에서 배당을 다룬 배당지급 상태와 이익의 질 간의 관계를 분석한 선행연구와 관련이 있으며, 앞서의 연구를 보다 확장시켜 본 연구는 배당지급여부와 미래 이익의 질 간의 관계에 초점을 두고자 한다. 배당이 이익의 질에 관한 정보를 전달한다는 배당신호가설은 배당과 관련된 다른 주제의 연구들과 비교할 때 아직까지 미미한 편에 속한다. 그 이유로는 앞서의 주제는 재무관리 분야보다는 회계학 분야에서 다루어질 필요가 있으나, 대부분 과거 배당 관련연구들은 재무관리 분야의 학계에서 보다 활발한 연구가 진척되었기 때문일 것이다. 배당과 이익의 질 간의 관계는 재무관리 분야라기보다는 회계학적 측면의 논의라는 점에서 회계학 분야에서 좀 더 중점적으로 다루어질 필요가 있는 연구주제라 할 수 있다.

가 이익의 변화를 초래하는지 혹은 주식시장의 반응이 같은 방향으로 나타나는지에 초점을 두었다. 또한 이후 다수의 배당 관련 연구들은 앞서와 달리 배당의 변화보다는 배당지급 상태 자체(dividend paying status itself)가 현재와 미래 이익의 정보를 제공하는지에 관심을 보여 왔다. 또한 최근 배당 관련연구들은 소수이기는 하지만, 회계학적 측면에서 배당을 다루고 있다. 특히 이들 연구는 배당지급 상태 자체가 이익의 질(earning quality)과 체계적인 관련이 있는지에 관심을 보이기 시작했다(Hanlon, Myers, and Shevlin, 2007; Skinner and Soltes, 2011, Tong and Miao, 2011; Caskey and Hanlon, 2013 등). 예를 들어, Skinner and Soltes(2011)는 배당신호가설의 정보가치를 분석하기 위하여 배당이 보고이익의 질에 관한 정보를 전달하는지를 이익지속성 측면에서 살펴본 결과, 배당을 지급한 기업이 배당을 지급하지 않은 기업과 비교할 때 이익지속성이 더 높다는 결과를 제시하였다. 유사하게, 다수의 연구들에서는 배당을 지급한 기업의 이익반응계수가 높고(Sivakumar and Waymire, 1993), 미래이익반응계수 역시 높으며(Hanlon et al., 2007), 재무보고상에 회계부정의 가능성이 낮고(Caskey and Hanlon, 2013), 또한 재량적 발생액의 절대값이 작거나 발생액의 질이 더 높다는 결과를 보고하였다(Tong and Miao, 2011). 또한 선행연구에서는 손실이 발생한 기업에서 배당을 지급하면 무배당의 손실발생기업과 비교해 발생액의 질이 더 높다는 결과를 보고하였다(남혜정, 2016). 앞서의 선행연구들은 배당의 지불능력으로부터 파생된 배당에서의 이익의 질에 관한 정보가치는 경영자

의 기회주의적 행위를 제한하고,²⁾ 그로 인해 기업의 배당성향은 이익의 질과 관련한 확증 정보를 제공한다는 주장을 해 왔다(Lawson and Wang, 2016).

그러나 회계학적 측면에서 배당이 높은 품질의 이익과 관련 있는지를 살펴본 과거 연구들은 주로 당기 배당과 이익지속성과의 관계나 당기 배당과 당기 이익의 질 간의 관계에 초점을 두고 분석되었다(Skinner and Soltes, 2011, Tong and Miao, 2011; Liu and Espahbodi, 2014; 이화진·박종국·김재오, 2005; 이화진·이계원, 2007; 김현표·전경민·신영직, 2016; 남혜정, 2016; 차명기·김수성, 2016 등). 하지만, 앞서의 배당 관련 연구들에서의 패러다임의 변화 측면에서 볼 때 현재 배당이 현재 이익의 질을 내포하는지에 초점을 두기 보다는 현재 배당이 미래 이익의 질에 관한 정보를 신호할 수 있는지에 관한 내용이 앞으로 회계학계에 관심이 더 모아질 수 있는 연구 주제로 보인다. 왜냐하면 합리적인 투자자들은 현재의 기업 상태보다는 미래의 수익성이나 정보의 불확실성에 초점을 두고 경제적 의사결정을 내리고 있기 때문이다. 즉 배당이 현재의 이익의 질에 관한 정보를 제공하는지 외에도 미래의 이익의 질과 관련한 예측정보를 함축하고 있는지에 관한 사항은 합리적인 투자자라면 미래 수익성 창출에 보다 더 유용한 정보로 활용될 수 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고 앞서의 선행연구들은 배당기업의 이익의 질과 관련한 정보가치에 대해 논하고는 있으나, 배당이 과연 미래 이익의 질의 정보가치까지 내포하는지를 살펴본 연구는 보고이익을 이용한 지속성 측면 외에는 이익의 질을 보다 직접적으로 측정하는 방법으로는 아직까지 체계적인 연

2) 예를 들어, Tong and Miao(2011)는 현금배당은 실질적인 비용으로 실제(actual) 현금흐름을 통해서 지급되기 때문에 기대현금흐름 실현(realization of expected cash flows)에 대한 불확실성을 감소시킬 수 있고, 이러한 측면은 경영자의 기회주의적 행동을 억제한다고 주장한다.

구가 수행되지 않았다. 따라서 본 연구는 경영자의 기회주의적인 이익조정 수단인 재량적 발생액과 실제 이익조정활동 및 재무보고의 질의 상태를 나타내는 발생액의 질 측면에서 미래 이익의 질과 직접 연계시켜 이와 관련한 실증적 증거(empirical evidence)를 제공하고자 한다. 그러한 점에서 본 연구는 앞서의 당기 배당과 당기 이익의 질을 분석한 연구들과 달리, 당기 배당이 미래 이익의 질에 관한 정보를 제공하는지를 중심으로 분석한다는 점에서 선행연구에서 분석이 미흡했던 사항에 대한 보완적이면서 추가적인 실증적 증거를 제공할 것으로 예상된다.

이와 같이, 최근 논문들 중 회계학적 측면에서 배당을 다룬 연구들은 배당을 지급한 기업은 그렇지 않은 경우와 비교할 때 배당신호가설(dividends information content hypothesis) 관점에서 배당은 자본시장에 기업의 이익의 질에 관한 정보를 전달하는 신호(signaling) 역할을 제공한다는 실증적 발견을 제시해 주었다(Skinner and Soltes, 2011; Tong and Miao, 2011; Caskey and Hanlon, 2013; Liu and Espahbodi, 2014; 이화진 외, 2005; 이화진 · 이계원, 2007; 김현표 외, 2016; 남혜정, 2016; 차명기 · 김수성, 2016 등). 앞서의 연구들은 주로 당기 배당과 당기 이익의 질 간의 관계를 중심으로 다루었다. 이와 달리, 본 연구는 선행 연구들의 배당신호이론과 관련해서 배당지급 자체가 미래 이익의 질에 관한 예측정보를 포함하고 있는지에 초점을 맞추고, 또한 보고된 이익 간의 지속성 대신 경영자의 이익조정 수단이나 발생액의 질 측면에서 실증적으로 규명한다는 점에서 선행연구들과는 차별성을 가진다. 또한 이를 분석하기 위하여 본 연구는 미래 이익의 질을 측정하는데 있어 단순한 한 해(one-year) 기간의 측정치 보다는 다기간(multi-year)이 고려된 측정치로 살펴보고자 한다. 특히 본

연구는 미래 3년간(예로, t 년~ $t+2$ 년)의 이익의 질 측정치를 사용하며, 이익의 질은 선행연구에서 보편적으로 이용되었던 재량적 발생액(DA), 실제 이익조정(RM) 및 발생액의 질(AQ)의 세 가지를 분석에 고려하였다. 구체적으로, 본 연구는 Dechow et al.(1995), Kothari et al.(2005), Roychowdhury(2006), Dechow and Dichev(2002) 및 Francis et al.(2005)의 방법에 따라 각각 DA, RM 및 AQ를 추정 후, 다시 Hutton et al.(2009), 전규안 · 박종일(2017) 및 Francis et al.(2005)의 방법을 준용해서 미래 t 년부터 $t+2$ 년까지 3년간의 각 연도별 DA, RM 및 AQ의 시계열적 변동성이 고려된 표준편차로 측정하였다. 본 연구는 이들 각 세 가지 측정치를 미래 이익의 질의 대용치로 분석에 고려하였다. DA, RM 및 AQ의 각 경우 t 년부터 $t+2$ 년까지 고려한 미래 이익의 질 측정치를 본 연구에서는 각각 EQ1, EQ2, EQ3로 지칭한다. 이들 각 EQ의 값이 작을수록 높은 품질(higher-quality)의 이익의 질(혹은 재무보고의 질)로 해석한다. 따라서 본 연구는 당기 배당지급여부와 미래 EQ 간에 유의한 음(-)의 관계가 관찰되는지를 통해 당기 배당이 차기 이후 이익의 질에 관한 배당신호가설이 지지되는지를 분석하였다. 분석기간은 관심변수(종속변수)를 기준으로 2002년부터 2014년까지(2004년부터 2016년까지)이고, 최종표본은 상장기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인으로 EQ1과 EQ2(EQ3)의 경우 18,320(15,638)개 기업/연 자료로 분석에 이용되었다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 일정 변수를 통제 한 후에도 배당지급여부는 종속변수 EQ1, EQ2, EQ3에 대해 모두 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 즉 당기 배당을 지급한 기업은 그렇지 않은 기업보다 EQ1, EQ2, EQ3에 대한 이익의 질의 측

정방법과 관계없이 미래 이익의 질이 더 높은 것으로 나타났다. 이는 당기 배당이 미래 이익의 질에 관한 정보가치를 신호할 것으로 보는 배당신호가설과 일치된 결과였다. 둘째, 추가분석에 따르면 앞서의 결과들은 5년간 배당을 연속적으로 지급한 여부와 종속변수 EQ1, EQ2, EQ3에 대해 모두 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 또한 5년간 배당을 연속적으로 지급한 기업이 비연속적으로 배당을 지급한 기업과 비교한 경우도 EQ1, EQ2, EQ3 모두에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 이는 배당을 기업이 지급하더라도 지속되는 연속성이 있을 때 미래 이익의 질이 더 높다는 발견이다. 마지막으로, 표본을 다시 KOSPI와 KOSDAQ으로 나누어 분석하더라도 앞서의 첫 번째 결과는 두 시장 모두 일치된 결과를 보였다. 이 결과는 국내 상장기업들에서 배당이 전달하는 미래 이익의 질에 관한 신호 정보의 경우 시장유형에 관계없이 나타나는 현상임을 의미한다.

본 연구는 선행연구들과 비교할 때 다음과 같은 측면에서 차별성과 추가적인 공헌점을 제공할 것으로 기대된다. 첫째, 회계학적 측면에서 배당을 다룬 연구들은 배당의 정보효과를 당기 배당지급과 이익 지속성 측면이나 당기 배당지급과 현재(current)의 이익의 질 간의 관계에 초점을 두고 주로 분석이 수행되었음은 앞서 설명한 바 있다. 이와 달리, 본 연구는 배당지급 자체가 미래(future) 이익의 질에 관한 정보를 전달하는지를 보고된 이익 간의 지속성 대신 미래 이익의 질을 경영자의 이익조정 수단이나 발생액의 질 측면에서 직접 연계시켜 이를 중심으로 살펴보았다는 점에서 선행연구와는 차별성을 지니며, 관련연구에 대해 확장되고 보완적인 증거를 제공한다. 둘째, 선행연구들은 배당지급 자체가 이익의 질에 관한 정보를 제공하는지를 분석할 때 대개 한 해 연도의 이익조정이나 이익의 질 측정치(예로,

이익지속성, DA, RM, AQ 등)로 살펴보았다. 이와 달리, 본 연구는 Hutton et al.(2009), 전규안·박종일(2017) 및 Francis et al.(2005)의 방법을 준용해서 t년부터 t+2년까지 3년간의 다기간이 고려된 이익의 질 측정치를 해당 연구주제와 관련시켜 분석에 이용하였다. 또한 이를 분석하는데 있어서도 경영자의 기회주의적 이익조정 수단인 DA 및 RM 뿐만 아니라 재무보고의 질을 나타내는 발생액의 질(AQ) 등의 이익의 질과 관련한 대응치를 이용함으로써 배당신호가설을 검증하는데 있어 나타난 결과 간의 일치성 여부를 동시에 살펴보았다. 이러한 사항은 해당 검증결과에 대한 일반화 가능성이 있는지를 확장하는데 있어 기여한다. 셋째, 본 연구결과에서 기업의 배당지급이 미래 이익의 질에 관한 개선된 신호 정보를 제공한다는 평균적인 결과뿐 아니라, 추가분석에서 배당을 지급하는 기업이더라도 배당에 연속성이 있을 때 미래 이익의 질이 더 높고, 또한 국내 상장기업들의 배당은 시장유형에 관계없이 미래 이익의 질에 관한 전망을 신호해 준다는 발견은 배당 관련연구에도 새로운 증거(novel evidence)를 제공할 것으로 예상된다. 마지막으로, 본 연구결과는 학계뿐만 아니라 기업이 산출하는 재무보고의 질에 관심이 있는 투자자, 실무계 및 규제당국이나 정책입안자들에게도 배당이 미래 이익의 질과 어떤 체계적인 관련이 있는지를 이해하는데 있어서도 도움이 되며, 특히 본 연구의 발견에 기초해 볼 때 배당이 미래 이익의 질을 예측하는데 있어 유용한 정보로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장은 배당과 이익의 질 간의 관계를 분석한 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 가설을 설정한다. 제III장은 가설을 검증하는 연구모형을 설계하고, 변수의 측정 및 표본의 선정에 대해 설명한다. 제IV장은 실증분

석 결과를 제시하고, 이를 논의한다. 제 V 장의 결론은 본 연구결과를 요약하고, 본 연구의 시사점과 공헌 및 분석상 한계를 기술하였다.

II. 선행연구의 검토 및 가설의 설정

2.1 선행연구의 검토

재무관리 분야의 실증적 연구들은 배당이 미래 수익성(future profitability) 측면에 관한 정보를 전달하는지에 관심을 가진 반면에, 회계학적 측면에서 배당을 다룬 최근 연구들은 배당이 이익의 질을 내포하는지에 관심을 보여 왔다. 배당과 이익의 질 간의 관계를 살펴본 후자의 선행연구들은 재무관리 측면에서 배당을 다룬 연구들과 비교하면 몇 편 되지는 않으나, 국외의 경우 Skinner and Soltes(2011), Tong and Miao(2011), Caskey and Hanlon(2013), Liu and Espahbodi(2014) 등이 있고, 국내는 이화진·이계원(2007), 남혜정(2016), 김현표 외(2016), 차명기·김수성(2016) 등이 있다. 따라서 본 절에서는 이들 배당과 이익의 질을 다룬 선행연구에 대하여 간략히 살펴보고자 한다.

먼저 배당과 이익의 질을 직접 다룬 연구는 아니지만, 배당신호가설을 검증한 연구로 Nissim and Ziv(2001)은 배당 변화와 미래 수익성 간의 관계를 분석한 결과에서, 배당 변화는 $t+1$ 과 $t+2$ 시점의 미래 이익 수준 및 비기대이익과 양(+)의 관련성이 있음을 보고하였다. 이 연구는 이를 통해 배당신호

가설이 지지된 결과로 보았다. 한편, Hanlon et al.(2007)은 배당이 미래 이익에 관한 정보를 제공하는지를 알아보기 위해 배당지급기업과 그렇지 않은 경우 간에 미래이익반응계수(future earnings response coefficient)에 차이가 있는지를 분석하였다. 연구결과는 무배당기업과 비교할 때 배당을 지급한 기업의 현재 주가가 미래 이익 정보를 반영하는 정도는 더 높은 것으로 나타났다. 이 연구는 이 결과에 기초하여 배당이 시장에서 현재 이익이 아니라 미래 이익과 관련된 정보를 제공한다고 주장한다.

배당지급과 이익의 질의 관계를 보다 직접적으로 살펴본 연구로 Skinner and Soltes(2011)는 지난 30년 동안 미국의 이익분포의 횡단면적 변동성이 증가하고, 특히 왼쪽 왜도(left skewness)의 현상뿐 아니라 기업의 배당정책이 증가되었다는 연구결과에 따라 이익의 질 측면에서 배당정책의 정보력을 조사하였다. 연구결과는 배당을 지급한 기업의 보고이익이 그렇지 않은 경우보다 더 지속성(persistence)이 높고,³⁾ 또한 과거보다 최근으로 올수록 이러한 관계가 더 뚜렷한 것으로 나타났다. 또한 이 연구는 배당기업이 손실보고를 덜 할 가능성이 있고, 일시적 이익을 보고할 가능성이 높음을 보고하였다. 그러나 앞서의 배당과 관련한 결과는 자사주매입 기업의 경우에는 앞서의 현상이 강하게 유지되지 않는 것으로 나타났다. Caskey and Hanlon(2013)은 회계부정으로 감리지적을 받은 기업의 배당정책을 분석하였다. 이 연구는 배당을 지급하는 기업이 이익의 질이 높을 것으로 보고, 이들 기업의 재무보고상 오류의 가능성은 더 낮을 것으로 추론했다. 따라서 상대적으로 회계부정으로 감리지

3) 국내연구로 이화진 외(2005)도 Skinner and Soltes(2011)와 유사한 발견을 하였다. 또한 이화진·이계원(2007)은 이익기업과 손실기업을 비교한 결과에서 손실기업에서의 높은 배당은 이익지속성과 관련이 있는 것으로 나타났다.

적을 받은 기업일수록 배당을 지급할 가능성은 더 적을 것으로 보였다. 이 연구는 로지스틱 모형을 이용하여 감리지적을 받은 기업과 그렇지 않은 경우 간에 전기 배당정책에 차이가 있는지를 분석하였다. 연구결과는 감리지적을 받은 기업일수록 전기에 배당을 덜 지급하는 것으로 나타났다. 이 연구는 이 결과에 기초하여 배당이 이익의 질에 관한 정보를 제공한다고 주장한다. Tong and Miao(2011)은 배당지급 상태 자체가 이익의 질과 관련성이 있는지를 재량적 발생액의 절대값, Francis et al.(2005)의 발생액의 질, 그리고 이익의 가치관련성 측면에서 살펴보았다. 분석결과는 배당지급을 한 기업이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 재량적 발생액의 절대값이 작고, 발생액의 질이 높으며, 이익의 가치관련성은 더 높게 나타났다. 김현표 외(2016)는 앞서 Tong and Miao(2011)의 연구와 유사하게 배당지급여부와 이익조정 간의 관계를 재량적 발생액의 절대값과 실제 이익조정 수준을 중심으로 살펴보았다. 연구결과는 배당을 실시한 기업이 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액의 절대값 뿐만 아니라 실제 이익조정 수준 역시 낮은 것으로 나타났다. 또한 이 연구는 외국인투자자 지분율이 높을수록 배당지급여부와 이익조정 간에 음(-)의 관계가 더 강화된다는 결과를 보고하였다. 남혜정(2016)은 당기순손실을 보고한 기업을 대상으로 이익의 질이 배당의사결정에 미치는 영향을 연구하였다. 이 연구는 발생액의 질을 이익의 질의 대용치로 사용하였으며, 앞서의 두 연구들(Tong and Miao, 2011; 김현표 외, 2016)과 달리 배당을 종속변수로 하고, 발생액의 질을 관심변수로 하는 로짓모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과는 발생액의 질이 높은 손실기업일수록 배당을 지급할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대해 이 연구는 손실기업에서 이익의 질이 우수

한 기업일수록 배당을 통하여 미래성과에 관한 정보를 시장에 전달한다고 주장한다. 류주연·전진규(2015)는 발생액의 질이 높을수록 배당개시 및 고배당기업과 관련이 있음을 보고했다. 한편, 차명기·김수성(2016)은 코스닥기업을 대상으로 중간배당을 실시한 기업과 재량적 발생액 간의 관계를 분석하였다. 연구결과는 중간배당을 실시한 기업의 재량적 발생액 수준이 그렇지 않은 경우보다 더 낮은 것으로 나타났다.

그 외에도 Liu and Espahbodi(2014)의 연구는 배당정책이 이익유연화의 형태에 영향을 미치는지 살펴보았다. 연구결과는 전기와 당기에 배당을 지급한 기업이 무배당기업과 비교할 때 실제 이익조정과 재량적 발생액을 통한 이익유연화 현상이 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 이 연구는 이 결과에 기초하여 배당기업에서 이익지속성이 높은 것은 이익유연화에 의해 일부 설명된다고 주장한다. 또한 Lawson and Wang(2016)은 앞서의 연구들이 보고한 배당이 이익의 질에 관한 신호 정보를 제공한다는 실증적 결과에 착안하여, 배당을 지급한 기업은 이익의 질이 높을 수 있으므로, 감사인의 감사위험 역시 낮은지를 감사보수 측면에서 분석하였다. 연구결과는 배당기업이 무배당기업에 비해 감사인의 감사위험이 낮아 감사보수는 할인되는 것으로 나타났다.

이상을 종합하면, 배당지급 상태와 이익의 질의 관계를 분석한 선행연구들의 경우 연구방법 및 분석대상의 선정에 다소 차이는 있으나, 대체로 배당이 기업의 이익의 질에 관한 정보를 신호하는 증거를 제시한 후 이익의 질 측면에서도 배당신호가설이 지지된다는 실증적 증거를 보고하였다(Skinner and Solttes, 2011; Tong and Miao, 2011; Caskey and Hanlon, 2013; Liu and Espahbodi, 2014; 이화진·이계원, 2007; 남혜정, 2016; 김현표 외,

2016; 차명기·김수성, 2016 등). 따라서 이들 선행연구들은 배당이 당기 이익의 질과 밀접한 관계가 있으며, 특히 배당을 지급하는 기업이 무배당기업과 비교할 때 이익의 질이 높음을 신호한다고 주장한다.

하지만, 앞서의 연구들은 모두 당기 배당과 당기의 이익조정이나 이익의 질 간의 관계에 초점을 둔 분석이 주로 수행되어 왔기 때문에 당기 배당이 미래 이익의 질과 관련이 있는지를 체계적으로 분석한 연구는 아직까지 국내외로 다루어진 바 없다. 그런데 만일 당기 배당 정보가 당기 이익의 질을 신호하는 외에도 경영자가 배당을 통해 시장에 미래 높은 품질의 이익의 질에 관한 예측가치를 전달하는 수단으로도 이용하고 있다면 외부 이해관계자들(예로, 투자자, 채권자, 실무계 및 규제당국과 정책입안자 등) 측면에서는 기업의 차기 이후 이익의 질을 판단해 보는데 있어 유용한 잣대로 활용될 수 있다. 왜냐하면 기업과 투자자 간에 정보비대칭이 높은 상황일 때 기업에서 보고된 이익 정보에는 경영자의 여러 이익조정 유인에 따라 왜곡된 이익이 시장에 보고될 수 있는 반면에, 배당 정보는 이러한 개연성이 낮을 수 있기 때문이다. 그러므로 배당은 기업의 이익의 질을 가늠하는데 있어 이익과 더불어 보완적이고 추가적인 정보로 유용할 수 있다. 이러한 맥락에서 만일 당기 배당과 미래 이익의 질 간에 체계적인 양(+)의 관계를 가지고 있다면 외부 이해관계자들에게는 배당을 통해 기업의 미래 이익의 질을 예측하는데 있어 유용한 정보로 활용될 수 있다. 따라서 본 연구의 실증적 결과에서 나타난 증거는 기업의 미래 이익의 질을 판단하는데 있어 중요한 의미를 내포한다.

2.2 가설의 설정

배당의 정보가치에 대한 주목은 Miller and Modigliani(1961)의 연구에서 유래한다. 전통적인 배당 신호(dividend-signaling) 모형에서는 배당이 기업의 미래 이익 전망에 관한 정보를 전달하는지를 예측하는데 있다. 선행연구들은 이를 통해 배당의 증가는 호재(good news)를, 배당의 감소는 악재(bad news)인지를 알아보았다. 또한 예상치 않은 배당의 변화(dividend changes)는 주가의 변화를 야기하지만, 연구에 따라서는 배당의 변화가 주가의 변화와 동일 방향으로, 또는 이익의 변화를 수반하는지와 관련해서는 그동안 혼재된 증거(mixed evidence)를 보여 왔다.⁴⁾ 이러한 배당 변화가 미래 이익의 변화에 관한 신호 정보를 제공하는지와 관련된 증거 부족으로 인해, 몇몇 연구들은 상이한 접근 방법으로 배당의 변화는 과거 이익의 변화에 따라 기인한다는 결과를 보여주기도 하였다(Koch and Sun, 2004). 예를 들어, Koch and Sun(2004)의 연구는 배당의 변화는 과거 이익의 지속성의 변화에 관한 정보를 제공한다고 보았다. 또한 배당에 대한 또 다른 접근은 위험 관점에서 다루어졌으며, 선행연구는 배당이 증가(감소)된 기업은 체계적인 위험이 감소(증가)됨을 보고하였다(Grullon et al., 2002). 따라서 Grullon et al.(2002)은 배당의 변화가 기대 현금흐름의 위험 또는 변동성에 관한 정보를 제공한다고 주장한다. 또한 Chen et al.(2007)은 앞서의 주장에 추가하여 이익의 질에 기초한 정보위험 요소로서 배당의 증감은 이익의 질의 변화에 영향을 미친다고 주장한다.

4) 예를 들어, Nissim and Ziv(2001)은 배당의 변화와 미래 이익의 변화 간에 양(+)의 관계를 보고한 반면, DeAngelo, DeAngelo, and Skinner(1996), Benartzi, Michaely, and Thaler(1997), Grullon et al.(2002)은 배당의 변화와 미래 이익의 변화 간에 유의한 관계를 발견하지 못하였다.

하지만 앞서의 전통적인 연구들과 달리, 보다 최근의 연구들은 배당의 변화에 초점을 맞추기 보다는 배당지급 상태 자체(dividend paying status per se)가 이익에 관한 정보를 제공하는지를 중심으로 분석하기 시작했으며, 특히 이들 연구들은 종전 관심을 가졌던 주가의 변화와 미래 이익의 변화가 배당과 어떻게 관련이 있는지 보다는 단순히 배당이 이익에 관해 어떤 정보를 제공하는지에 초점을 둔 분석을 수행하였다. 즉 이와 관련한 선행연구들은 배당과 이익의 질 측면과의 관계를 중심으로 다루었다(Hanlon et al., 2007; Skinner and Soltes, 2011, Tong and Miao, 2011; Caskey and Hanlon, 2013 등). 예를 들어, Skinner and Soltes(2011)는 배당을 지급한 기업의 이익이 무배당기업보다 더 지속성이 높고, Hanlon et al. (2007)은 배당지급기업은 무배당기업에 비해 현재 수익률이 미래 이익과 더욱 관련성이 있음을 미래 이익반응계수를 이용하여 제시하였다. 따라서 이 연구에서는 배당이 현재 이익과 미래 이익 이상의 추가적인 정보를 제공한다고 주장하였다. 또한 Caskey and Hanlon(2013)은 회계부정으로 SEC의 감리 지적을 받은 기업과 그렇지 않은 기업 간의 이익의 질을 비교한 결과에서, 회계부정 기업들은 그렇지 않은 경우보다 이전 연도에 덜 배당을 선호한다는 결과를 보고하였다. 그리고 Tong and Miao(2011)은 배당지급여부와 현재 이익의 질과의 관계를 분석한 결과에서 배당지급기업이 무배당기업에 비해 이익의 질이 높음을 보고하였다. 국내의 경우도 김현표 외(2016)는 배당지급기업이 무배당기업보다 이익조정 크기가 더 작다는 결과를 보고했다.

이상의 선행연구의 주장과 실증적 증거에 기초해 보면, 배당이 정보가치를 내포한다면 미래 수익성에 관한 경영자의 사적정보를 제공할 뿐만 아니라, 배

당을 지급한 기업은 당기와 차기 이익 간에 지속성이 높고, 회계부정의 가능성이 낮으며, 배당을 지급한 기업은 미래 이익의 주가관련성이 더 높아 현재 이익의 질은 높기 때문에 이들 기업의 정보위험은 낮을 수 있다. 결국 배당이 미래 현금흐름의 불확실성을 낮추는 역할을 할 수 있기 때문에 차기 이후에도 더 높은 품질(higher-quality)의 이익의 질에 관한 정보를 신호해 주는 역할을 제공할 것으로 예상된다. 따라서 본 연구는 다음과 같은 선택 가설(alternative hypothesis)을 설정한 후 당기 배당을 지급하는 기업이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 미래 이익의 질이 더 높은지에 관한 신호 정보를 제공하는지를 알아보기 위하여 이러한 검증가능한(testable) 의문사항을 경험적으로 알아보려고 한다.

가설: 다른 조건이 일정할 때 당기 현금배당을 지급하는 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기 이후 이익의 질이 더 높을 것이다.

III. 연구설계 및 표본의 선정

3.1 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 기업의 당기 현금배당이 차기 이후 이익의 질을 내포하는지를 규명하는데 있다. 이에 대한 가설을 검증하기 위해 본 연구는 변수 측정상에 시차가 고려된 모형을 이용하여 분석한다. 이를 위하여 본 연구는 아래의 식(1)부터 식(3)까지의 모형을 통해 검증한다.

$$EQ1_{t+i} = \beta_0 + \beta_1DIV_t + \beta_2BIG4_t + \beta_3AUDCH_t + \beta_4SIZE_t + \beta_5LEV_t + \beta_6GRW_t + \beta_7CFO_t + \beta_8LOSS_t + \beta_9ISSUE_t + \beta_{10}lagTA_t + \beta_{11}FOR_t + \beta_{12}OWNER_t + \beta_{13}MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$EQ2_{t+i} = \beta_0 + \beta_1DIV_t + \beta_2BIG4_t + \beta_3AUDCH_t + \beta_4SIZE_t + \beta_5LEV_t + \beta_6GRW_t + \beta_7NI_t + \beta_8LOSS_t + \beta_9ISSUE_t + \beta_{10}FOR_t + \beta_{11}OWNER_t + \beta_{12}MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$EQ3_{t+i} = \beta_0 + \beta_1DIV_t + \beta_2BIG4_t + \beta_3AUDCH_t + \beta_4SIZE_t + \beta_5LEV_t + \beta_6GRW_t + \beta_7\delta(CFO)_t + \beta_8\delta(SALE)_t + \beta_9OperCycle_t + \beta_{10}Neg_Earn_t + \beta_{11}FOR_t + \beta_{12}OWNER_t + \beta_{13}MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서,

Dependent variable: EQ

EQ1 = t년~t+2년도 재량적 발생액을 이용한 이익의 질

DA_opaque = t년~t+2년도 이익의 질, Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 3년간 재량적 발생액(Dechow, Sloan, and Sweeney(1995))의 크기 (=abs(DA_t)+abs(DA_{t+1})+abs(DA_{t+2}))

DAK_opaque = t년~t+2년도 이익의 질, Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 3년간 재량적 발생액(Kothari, Leone, and Wasley(2005))의 크기 (=abs(DAK_t)+abs(DAK_{t+1})+abs(DAK_{t+2}))

DA_std = t년~t+2년도 이익의 질, 전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 3년간 재량적 발생액(Dechow et al.(1995))의 표준편차

DAK_std = t년~t+2년도 이익의 질, 전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 3년간 재량적 발생액(Kothari et al.(2005))의 표준편차

EQ2 = t년~t+2년도 실제 이익조정을 이용한 이익의 질

RM1_std = t년~t+2년도 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 RM의 두 가지 조합적 측정치(=abPROD+[abDISE*(-1)])의 3년간 표준편차

RM2_std = t년~t+2년도 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 RM의 두 가지 조합적 측정치(=[abCFO*(-1)]+[abDISE*(-1)])의 3년간 표준편차

RM3_std = t년~t+2년도 Roychowdhury(2006)의 세 가지 RM 측정치의 종합적 측정치(=[abCFO*(-1)]+abPROD+[abDISE*(-1)])의 3년간 표준편차

abCFO_std = t년~t+2년도 Roychowdhury(2006)의 비정상 영업현금흐름(abCFO*(-1)) 측정치의 3년간 표준편차

abPROD_std = t년~t+2년도 Roychowdhury(2006)의 비정상 생산원가(abPROD) 측정치의 3년간 표준편차

abDISE_std = t년~t+2년도 Roychowdhury(2006)의 비정상 재량적 지출(abDISE*(-1)) 측정치의 3년간 표준편차

EQ3 = t년~t+2년도 발생액의 질을 이용한 이익의 질

AQ1 = t년~t+2년도 발생액의 질, Dechow and Dichev(2002)의 방법으로 추정된 잔차의 3년간 표준편차

AQ2 = t년~t+2년도 발생액의 질, Francis et al.(2005)의 방법으로 추정된 잔차의 3년간 표준편차

Interest variable

DIV = t년도 현금배당을 지급한 기업이면 1, 아니면 0

Control variables

BIG4 = t년도 Big 4 제휴법인으로부터 감사받은 기업이면 1, 아니면 0

AUDCH = t년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0

SIZE = t년도 총자산의 자연로그 값(천원: 단위)

$LEV = t$ 년도 부채비율(=총부채/총자산)
 $GRW = t$ 년도 매출액 성장성(=(매출액_t-매출액_{t-1})/총자산_{t-1})
 $CFO = t$ 년도 영업활동으로 인한 현금흐름/기초총자산
 $NI = t$ 년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)
 $LOSS = t$ 년도 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0
 $ISSUE = t$ 년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0
 $lagTA = t$ 년도 전기 총발생액
 $\delta(CFO) = t$ 년도 과거 3년간에 걸쳐 계산된 영업현금흐름의 표준편차
 $\delta(SALE) = t$ 년도 과거 3년간에 걸쳐 계산된 매출액의 표준편차
 $OperCycle = t$ 년도 영업순환주기⁵⁾의 자연로그 값
 $Neg_Earn = t$ 년도 과거 3년간 법인세비용차감전순이익이 0보다 작은 해의 개수
 $FOR = t$ 년도 외국인투자자 지분율
 $OWNER = t$ 년도 대주주 지분율(특수관계자 포함)
 $MKT = t$ 년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0
 $\Sigma IND =$ 산업별 더미변수
 $\Sigma YD =$ 연도별 더미변수
 $\varepsilon =$ 잔차항

본 연구는 배당과 미래 이익의 질(혹은 재무보고의 질)의 관계를 분석하는데 있어 종속변수로 세 가지 EQ(earnings quality) 측정치를 중심으로 살펴보았다. 세 가지 EQ1~EQ3은 각각 재량적 발생액(discretionary accruals; 이하 DA), 실제 이익조정(real earnings management; RM) 및 발생액의 질(accrual quality; AQ)에 기초한 측정치이다. Dechow, Ge, and Schrand(2010)는 이익조정 현상을 검증하는데 있어 한 가지 측정치의 결과보다는 다양한 측정방법의 검증결과 간에 가지는 일관성이 중요하다는 점을 지적한 바 있다. 그러한 점

에서 본 연구는 이익조정을 다룬 선행연구들에서 보편적으로 이용되는 DA, RM 및 AQ를 병행하여 살펴본다. 한편, 본 연구에서 종속변수의 하단에 보고된 표기상 't년~t+2년'의 의미는 정확히 말하면 변수 측정상에 DA, RM 및 AQ에 대해 각각 t년부터 t+2년까지의 기간이 고려되는 방법으로 미래 이익의 질의 대응치 EQ1, EQ2, EQ3을 측정했다는 것을 나타낸다. 즉 본 연구는 단기 이익조정 측정치로 나타나는 DA와 RM을 살펴보기 보다는 Hutton et al.(2009) 및 전규안·박종일(2017) 또는 Dechow and Dichev(2002) 및 Francis et al.(2005)의 방법과 같이 이익의 질(EQ)의 측정치를 3년의 장기간이 고려된 방법으로 측정 후 분석에 이용하였다. 즉 본 연구에서 DA, RM 및 AQ의 회귀식을 통해 추정된 잔차(residual)에 대해서 t년부터 t+2년까지 3년간의 시계열적 다기간(multi-year)의 합 또는 3년간의 표준편차(standard deviation)로 측정하는 이유는 배당의 신호가설을 검증하는데 있어 기업의 이익조정과 관련한 회계정책을 장기적 측면에서 변동성의 정도로 포착하기 위함이다(Hutton et al., 2009; 전규안·박종일, 2017). 식(1)에서 EQ1은 재량적 발생액(DA)을 이용한 측정방법이고, EQ2는 실제 이익조정(RM)을 이용한 측정방법이며, EQ3은 발생액의 질(AQ)을 이용한 측정방법으로 본 연구는 이들 모두 t년부터 t+2년까지의 3년간 자료를 사용해서 측정한다. 이들에 대한 보다 구체적인 측정방법에 대해서는 다음의 소절(3.2)에서 DA, RM 및 AQ의 추정모형과 더불어 다루고자 한다. 다만, 이들 EQ1, EQ2, EQ3의 각 측정치 값이 작을수록(클수록) 기업이 보고하는 이익의 질(또

5) 본 연구에서 OperCycle의 측정은 다음과 같다. OperCycle= (매출채권/매출액)*360+(재고자산/매출원가)*360을 계산한 후 자연로그 값을 취하여 측정하였다(김현아·최우석·최승욱, 2014).

는 재무보고의 질)은 높은(낮은) 것으로 해석한다.

식(1)부터 식(3)까지 공통된 관심변수는 DIV이다. 본 연구는 최근 선행연구들과 같이 현금배당을 지급한 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수로 측정하였다(Tong and Miao, 2011; Caskey and Hanlon, 2013; Lawson and Wang, 2016; 김현표 외, 2016). 따라서 가설과 부합되게 만일 당기 현금배당을 지급한 기업이 그렇지 않은 경우와 비교하여 배당이 미래 이익의 질에 관한 신호 정보를 제공한다면 식(1)부터 식(3)까지 종속변수인 EQ1~EQ3에 해당되는 범주의 측정치들 모두는 더 작은 값을 가질 것이다. 즉 본 연구에서 EQ 측정치의 속성상 낮은 값일 때 더 높은 미래 이익의 질을 나타내므로, 당기 DIV와 미래 EQ 간에 음(-)의 관계가 관찰되면 당기 배당지급기업이 무배당기업에 비해 미래 이익의 질은 더 높은 것으로 해석될 수 있다. 그러한 점에서 연구가설과 부합될 경우 식(1)부터 식(3)까지 공통된 관심변수 DIV(현금배당지급 여부)는 유의한 음(-)의 회귀계수 값을 가질 것으로 예상된다($\beta_1 < 0$).

다음으로, 본 연구는 배당과 EQ 간의 관계를 분석하는데 있어 선행연구에 기초하여 각 EQ에 영향을 미칠 것으로 예상되는 통제변수를 모형에 고려하였다. 식(1)부터 식(3)까지의 회귀모형식에 공통되게 고려된 통제변수는 감사인 특성 변수로 BIG4(Big 4 감사인 선임여부)와 AUDCH(감사인 교체여부), 기업특성 변수로 SIZE(기업규모), LEV(부채비율), GRW(매출액 성장률), 소유구조 변수로 FOR(외국인투자자 지분율)과 OWNER(대주주 지분율) 그리고 MKT(시장유형) 등이다. 또한 산업간 차이와 연도별 차이를 통제하기 위하여 산업(Σ IND) 및 연도(Σ YD) 더미변수를 모형에 추가로 포함하였다. 다만, 식(1)에서 DA가 이용되는 종속변수(EQ1)는 선행

연구에서 보편적으로 고려하는 다음의 네 가지 통제변수인 CFO(영업현금흐름), LOSS(손실발생여부), ISSUE(유상증자여부) 및 lagTA(전기 총발생액)를 추가로 고려하였다(Ashbaugh, LaFond, and Mayhew, 2003; 박종일·곽수근, 2007; 박종일, 2015 등). 또한 식(2)에서 RM이 이용되는 종속변수(EQ2)는 세 가지 통제변수인 NI(총자산이익률), LOSS 및 ISSUE를 추가로 고려하였고(Roychowdhury, 2006; 강선아·전성빈, 2010; 박종일, 2015; 김현표 외, 2016 등), 그리고 식(3)에서 AQ가 이용되는 종속변수(EQ3)의 경우에는 δ (CFO)(영업현금흐름의 과거 3년간의 표준편차), δ (SALE)(매출액의 과거 3년간의 표준편차), OperCycle(영업순환주기) 및 Neg_Earn(과거 3년간의 법인세비용차감전순이익의 손실발생 횟수)이 모형에 추가로 포함되었다(Francis et al., 2005). 이들 통제변수와 관련된 시점 표시 및 변수의 측정과 정의는 식(3)의 하단과 같다. 따라서 통제변수와 종속변수 간의 관계에 대해 간략히 살펴보고자 한다.

먼저 선행연구들은 감사인 규모로 대표되는 감사품질로 BIG4를 모형에 고려한 경우가 많다(Becker, DeFond, Jiambalvo, and Subramanyam, 1998; Ashbaugh et al., 2003; 박종일·곽수근, 2007 등). 선행연구들은 Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업이 non-Big 4 감사인의 경우보다 이익조정행위가 억제될 것으로 기대하므로, BIG4는 앞서 전술한 본 연구의 EQ의 값이 낮을수록 높은 품질의 이익의 질을 나타내므로, 음(-)의 관계가 기대된다. 이와 달리, 감사인을 교체한 기업은 전임 감사인의 보수적 회계처리 성향에 기인하여 감사인을 교체할 유인이 있으므로, 기업은 감사시장에서 덜 보수적인 후임 감사인을 선호할 수 있다. 따라서 선행연구들은 AUDCH와 EQ 간에 양(+)의 관계를 기대한다

(DeFond and Subramanyam, 1998; 박종일 · 광수근, 2007). 기업특성 변수 중 SIZE는 모형식에 여러 생략된 변수들(correlated omitted variables)의 대응치로 간주되어 왔다(DeFond and Subramanyam, 1998; Tong and Miao, 2011; 박종일 · 광수근, 2007 등). 또한 기업규모가 클수록 이익조정 유인은 상대적으로 낮을 수 있으므로(Tong and Miao, 2011; 김성혜 · 이아영 · 전성빈, 2012), SIZE와 EQ 간에 음(-)의 관계가 예상된다. LEV는 선행연구들에서 부채비율이 높은 기업일수록 경영자는 보고이익을 상향조정하려는 유인이 있음을 보고해 왔다(DeFond and Jiambalvo, 1994; Ashbaugh et al., 2003; Tong and Miao, 2011). 따라서 LEV와 EQ 간에 양(+)의 관계가 기대된다.⁶⁾ GRW는 선행연구들의 경우 성장성이 높은 기업일수록 경영자는 기회주의적 이익조정 유인이 더 높다고 주장한 바 있다(Roychowdhury, 2006; Tong and Miao, 2011; 박종일 · 광수근, 2007). 따라서 GRW와 EQ 간에 양(+)의 관계가 기대된다. 한편, 모형에 고려된 소유구조 변수들의 경우 국내 선행연구들은 FOR의 경우 외국인투자자 지분율이 높은 기업일수록 이들의 모니터링 역할에 따라 DA 또는 RM의 이익조정행위가 줄어들 것으로 기대한 바 있다(전영순, 2003; 김성혜 외, 2012; 김문태 · 이선화, 2016). 또한 OWNER의 경우 선행연구들은 대주주 지분율이 높은 기업일수록 지배주주의 사적이익의 추구활동에 따라 DA의 이익조정행위가 증가됨을 보고하였다(박종일, 2003; 이아영 · 전성빈 · 김성혜, 2012; 박종일, 2015). 따라서 소유구조의 특성이 EQ에 미치는 영향을 통제하기 위해 본 연구는

식(1)부터 식(3)까지의 모형에 FOR과 OWNER 변수를 고려하였다. MKT는 유가증권기업에 비해 코스닥기업의 경우가 이익조정 유인이 더 높다는 선행연구의 결과들이 있으므로(윤순석, 2001; 이아영 외, 2012; 박종일, 2015), 모형에 고려하였다. MKT와 EQ 간에는 양(+)의 관계가 기대된다.

다음으로, Dechow et al.(1995)은 DA와 CFO 간에 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다. 따라서 종속변수가 EQ1의 경우에는 CFO를 추가로 고려하였다. 다만, 종속변수가 EQ2의 경우는 선행연구에 따라 CFO 대신 NI로 측정된 기업성과 측정치를 통제변수로 고려하였다(Roychowdhury, 2006; 김지홍 · 고재민 · 고윤성, 2008; 김성혜 외, 2012). 이전 연구들은 적자보고 기업이면 이익을 상향조정할 유인이 높을 것으로 예상하고 있어 종속변수 EQ1과 EQ2의 경우 LOSS를 통제변수로 고려하였다(Choi, Kim, and Zang, 2010; 박종일 · 광수근, 2007; 박종일 · 최 관, 2009; 김현표 외, 2016). 다만, EQ3의 경우에는 LOSS 대신 Francis et al.(2005)의 방법에 따라 Neg_Earn 변수로 대체하여 모형에 고려하였다. 또한 종속변수가 EQ1의 경우는 재량적 발생액의 반전효과를 통제할 목적에서 lagTA를 모형에 포함하였다(DeFond and Subramanyam, 1998; Ashbaugh et al., 2003; 박종일 · 광수근, 2007). ISSUE의 경우 선행연구들은 유상증자를 실시한 기업이 그렇지 않은 경우보다 DA 혹은 RM 활동을 통해 보고이익을 상향조정한다는 결과를 보고한 바 있다(Cohen and Zarowin, 2010; 최 관 · 백원선, 1999; 강선아 · 전성빈, 2010). 따라서 EQ1과 EQ2의 경우가 종속변수일 때 이를 모형에 포함하였고,

6) 그러나 종속변수가 DA에 해당되는 EQ1의 경우 LEV와 DA 간에 음(-)의 관계가 나타남을 보고한 선행연구들도 다수 존재한다(Ashbaugh et al., 2003; 박종일, 2003; 박종일 · 최 관, 2009 등).

ISSUE와 EQ 간에는 양(+의) 관계가 예상된다. 한편, Francis et al.(2005)은 발생액의 질인 EQ3의 경우 기업규모, 영업현금흐름의 표준편차, 매출액의 표준편차, 영업순환주기, 그리고 손실보고빈도에 따라 결정된다고 보았기 때문에, 본 연구에서는 종속변수가 EQ3일 때 $\delta(CFO)$, $\delta(SALE)$, OperCycle 및 Neg_Earn를 추가로 통제하였다.

이상의 통제변수와 EQ 간의 관계는 대체로 단기적 DA, RM 간의 관계를 중심으로 한 선행연구에 기초하여 논의한 사항이다. 하지만 본 연구의 경우 종속변수인 EQ 측정치들은 한 기간의 이익조정 측정치가 아닌 3년의 다기간(t년~t+2년)으로 측정된 DA, RM 및 AQ 측정치를 이용한다는 점에서 통제변수와 EQ 간의 관계는 실증적 의문사항에 귀결될 수 있다.

3.2 재량적 발생액, 실제 이익조정, 발생액의 질의 추정모형 및 종속변수의 측정

본 연구에서 DA의 추정은 Dechow et al.(1995) 및 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 다음의 식(4) 및 식(5)의 모형식을 이용하였다. 두 모형에서 이분산성(heteroskedasticity)을 통제하기 위하여 기초총자산으로 표준화하였고, 각 선행연구에서의 방법에 따라 식(4)의 경우는 상수항을 제외하고(Jones, 1991; Dechow et al., 1995), 식(5)은 상수항이 포함되어 추정되었다(Kothari et al., 2005). DA의 추정절차는 산업-연도별로 횡단면 패널 분석을 통해 추정한다.⁷⁾ DA는 식(4) 및 식(5)의 회귀 분석을 통해 산출된 개별기업의 잔차항(ϵ) 값이다. 본 연구는 식(4)에서 추정된 경우를 DA로 지칭하

고, 식(5)에서 추정된 경우를 DAK로 칭한다. 선행 연구들은 DA(DAK) 값이 클수록 경영자의 기회주의적인 이익조정행위가 증가되는 것으로 해석한다(Jones, 1991; Dechow et al., 1995; Kothari et al., 2005 등).

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2((\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \epsilon_t \quad (4)$$

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2((\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \beta_4 ROA_t + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서,

- TA_t = t년도 NI(당기순이익)-CFO(영업활동으로 인한 현금흐름)
 - A_t = t년도 기초총자산
 - ΔREV_t = t년도 매출액의 변화분
 - ΔREC_t = t년도 매출채권의 변화분
 - PPE_t = t년도 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)
 - ROA_t = t년도 당기순이익/기초총자산
 - ϵ_t = 잔차항
- 편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

한편, 본 연구는 식(1)의 종속변수에 대한 추정을 위해 이들 두 DA와 DAK에 대하여 Hutton et al.(2009) 및 전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 t년부터 t+2년까지 다기간의 시계열적 변동성이 고려된 이익의 질 측정치를 분석에 이용하였다. 구체적으로, 전자인 Hutton et al.(2009)의

7) 본 연구는 DA, RM 및 AQ를 추정할 때 KISVALUE의 자료에서 산업과 연도별 횡단면 자료를 이용하여 추정하였고, 산업은 중분류 기준에 따라 최소 20개 이상의 관찰치를 대상으로 하였다.

opaque⁸⁾ 측정치는 과거 3년간 연도별 재량적 발생액(DA)에 절대값을 취한 후 이들의 합계로 계산된다. 본 연구는 배당지급여부가 미래 이익의 질에 관한 신호 정보를 제공하는지를 알아보는 것이므로, 관심변수(t시점)보다 종속변수를 미래 시점이 고려되도록 하기 위해 t년부터 t+2년까지를 이용하여 측정하였다($opaque = abs(DA_t) + abs(DA_{t+1}) + abs(DA_{t+2})$). 이를 측정하는데 있어 Hutton et al.(2009)의 연구는 Dechow et al.(1995)의 모형을 기본으로 하고 있으나, 본 연구는 ROA 성과가 통제된 Kothari et al.(2005)의 방법에 대해서도 앞서와 동일하게 측정된 후 종속변수로 고려하였다($opaque = abs(DAK_t) + abs(DAK_{t+1}) + abs(DAK_{t+2})$). 본 연구는 이들에 대해 각각 DA_opaque와 DAK_opaque로 지칭한다. 한편, 전규안·박종일(2017)은 Hutton et al.(2009)의 opaque 측정 방법에 대해 일부 변형하여 3년간의 DA에 대한 표준편차로 계산한 opaque_std 측정치를 새롭게 제안하고 있다. 이 측정치는 Hutton et al.(2009)의 방법과 유사하게 3년간의 DA 자료를 이용하나, 연도별 DA에 절대값을 취하는 대신 DA 수준 자체에 대한 3년간의 시계열적 변동성을 표준편차의 형태로 측정한다는 점에서 보다 계량경제학적 의미를 가진다(전규안·박종일 2017).⁹⁾ 하지만, opaque 및 opaque_std 모두는 3년의 다기간으로 측정된다는

점에서 DA가 가지는 반전효과가 고려된다는 점은 동일하다. 예를 들어, 다음에 설명할 AQ의 경우에도 Dechow and Dichev(2002) 및 Francis et al.(2005) 모두는 회귀식을 통해 추정된 연도별 잔차(ϵ)를 과거 몇 년간의 표준편차로 계산해 AQ를 측정하고 있다. 따라서 전규안·박종일(2017)에서 3년간의 DA에 대해 표준편차로 계산하는 방법은 AQ 측정치를 제안한 Dechow and Dichev(2002) 및 Francis et al.(2005)의 방법과 유사하다. 본 연구는 전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 3년간 DA의 측정을 앞서와 같이 미래 기간이 고려될 수 있도록 t년~t+2년으로도 측정된 후 분석에 이용하였다. 또한 앞서의 선행연구(전규안·박종일, 2017)에서는 분석에 이용되지는 않았으나, 본 연구는 앞서의 경우와 같이 Kothari et al.(2005)의 방법에 의한 DAK에 대해서도 동일한 방법을 적용해 측정하였다. 기술의 편의상 이들을 각각 DA_std와 DAK_std로 칭한다. 따라서 본 연구는 이들 네 가지 재량적 발생액을 이용한 측정치를 EQ1의 범주로 간주한다(DA_opaque, DAK_opaque, DA_std, DAK_std).

RM의 추정은 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 다음의 식(6)부터 식(8)까지를 이용하여 추정하였다. Roychowdhury(2006)의 연구는 세 가지 RM 측정치를 제안하였는데, 이 연구는 세 가지의

8) Hutton et al.(2009)은 Dechow et al.(1995)의 모형을 이용하여 DA를 추정된 후 3년간의 다기간으로 측정된 재무제표의 투명성(transparency of financial statements)과 관련된 이익조정을 불투명성 측정치(measure of opacity) 혹은 불투명한 재무보고(opaque financial reports) 또는 재무보고의 불투명성(financial reporting opacity) 등으로 칭하였다. 국내 연구로 강나라·최관(2016)과 강나라·백원선(2016)은 앞서 Hutton et al.(2009)의 측정치에 대해 회계이익의 불투명성(opaque earnings)으로 칭하였다.

9) Hutton et al.(2009)의 방법에서 3년간의 DA 자료를 이용할 때 각 연도별로 절대값을 취한 후 합산한 경우 대신 3년간의 DA 자체에 대한 표준편차를 이용하여도 기업의 과거 3년간 큰 폭의 상향 또는 하향이익조정이 있는 경우 Hutton et al.(2009)이 주장하는 기업의 과거 3년간의 DA를 통해 파악하려는 기본적인 이익조정의 정책을 포착하는데 있어서는 유용한 측정방법이 될 수 있다(전규안·박종일, 2017). 또한 이익의 질을 표준편차로 측정하는 방법은 AQ의 측정을 다룬 Dechow and Dichev(2002) 및 Francis et al.(2005)의 연구들에서도 이용되는 방법이다.

실물거래를 통한 이익조정(또는 실제 이익조정)과 관련해서, 즉 매출의 조작, 재량적 비용의 축소, 과잉생산을 통한 매출원가의 축소를 통해서 실제 이익 조정을 수행한다고 보았다. RM의 추정절차는 앞서 DA(DAK)와 동일한 절차에 따라 산업-연도별로 횡단면 패널 분석을 통해 추정한다. 본 연구는 이들 식(6)부터 식(8)까지를 통해 추정된 잔차(ε)를 각각 abCFO(비정상 영업현금흐름), abPROD(비정상 생산원가), abDISE(비정상 재량적 지출)로 칭한다.

$$CFO_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \beta_4(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$DISE_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

여기서,

CFO_t = t년도 영업활동으로 인한 현금흐름

$PROD_t$ = t년도 생산원가(=COGS[매출원가]+ ΔINV [Δ 재고자산])

$DISE_t$ = t년도 재량적 지출, 여기서 $DISE_t$ 는 최중서·곽영민(2010)의 추정방법에 따라 추정함¹⁰⁾

A_t = t년도 기초총자산

S_t = t년도 매출액

ΔS_t = t년도 매출액의 변화분

ε_t = 잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

한편, RM을 다룬 연구들은 기업이 실제 이익조정 전략을 수행할 때 개별적 구성요소 중 하나를 이용하거나, 또는 하나 이상을 동시에 이용할 수 있다는 점에서 세 가지 개별적 RM을 단순 합산한 측정치로 분석하기도 하였다(Cohen and Zarowin, 2008; Kim and Sohn, 2013). 따라서 본 연구는 개별적 RM뿐만 아니라 세 가지 RM을 단순 합산한 종합적 측정치(이하 RM3= abCFO+abPROD+abDISE)도 병행하여 살펴봄, 또한 세 가지 RM 측정치를 단순 합산할 경우 이중계산의 문제가 있다는 Cohen and Zarowin(2010)의 지적에 따라 두 가지 RM을 합제한 조합적 측정치(이하 RM1=abPROD+abDISE, RM2=abCFO+abDISE)에 대해서도 비교목적상 같이 살펴본다. 본 연구는 선행연구의 방법과 같이 RM 측정치에 대한 결과해석의 편의상 abCFO와 abDISE에 대해서는 (-1)의 값을 각각 곱하여 abCFO, abPROD, abDISE를 측정하였다(Cohen and Zarowin, 2010). 따라서 이들 세 가지 RM 측정치, 또한 이후 Cohen and Zarowin(2010)의 두 가지 조합적 RM 측정치(RM1, RM2), 그리고 세 가지를 합산한 종합적 RM 측정치(RM3) 모두 양(음)의 값이 클수록 RM이 증가(감소)되는 것으로 해석될 수 있다.

이렇게 측정된 각 RM의 경우 본 연구는 앞서 EQ1과 같은 방법으로 측정하기 위하여 Hutton et al.(2009)과 전규안·박종일(2017)의 방법 중 본 연구는 후자의 방법 또는 다음에 설명한 AQ의 방법처럼 t년부터 t+2년까지 3년간의 표준편차로 다시 재측정한 후 분석에 이용하였다.¹⁰⁾ 따라서 본 연구는

10) 본 연구는 최중서·곽영민(2010)의 방법에 따라 DISE를 측정하였다. 한편, 김지홍 외(2008)의 방법에 따라 복리후생비+(일반관리비-세금과공과-감가상각비-임차료비용-보험료)+판매비+(연구비+경상연구개발비+경상개발비)로 판매비와 관리비 항목을 조정한 후 검증한 결과도 앞서와 질적으로 유사하였다.

11) Roychowdhury(2006)에서 제안된 세 가지 RM 모두는 당기의 보고이익을 상향조정할 경영자의 기회주의적 이익조정과 관련이 있으나, 보고이익을 하향조정하는 것과는 무관한 측정치다. 따라서 선행연구들은 DA와 달리 RM에 대해서는 절대값을 취하지 않고

앞서의 RM의 구성방법에 따라 6개의 RM 측정치가 분석에 이용된다. 즉 RM1_std, RM2_std, RM3_std, abCFO_std, abPROD_std, abDISE_std로 이들을 본 연구는 EQ2의 범주로 간주한다.

마지막으로, AQ의 추정은 Dechow and Dichev (2002) 및 Francis et al.(2005)의 각 방법에 따라 다음의 식(9) 및 식(10)을 이용하였다. 원래 Dechow and Dichev(2002)에서 제안된 모형에서 발생액의 질은 전기, 당기 그리고 차기의 영업현금 흐름으로 연결되지 않는 유동발생액의 잔차(ε)의 표준편차로 측정된다. 반면, Francis et al.(2005)에서 발생액의 질 모형은 앞서의 모형에 설명력을 높이기 위한 방법으로 Jones(1991)에서 이용된 ΔREV 과 PPE 변수를 추가로 고려한 후 추정한다. 그런 후 Francis et al.(2005)은 식(10)을 이용해 얻어진 연도별 잔차(ε)를 이용하여 발생액의 질을 표준편차로 측정하고 있다. 따라서 각 잔차의 표준편차가 클수록 기업의 발생액의 질(AQ) 수준은 낮은 것으로 해석한다. 한편, AQ의 추정도 앞서와 같이 산업-연도별로 횡단면 패널 분석을 통해 추정하였다.

$$CA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1CFO_{t-1}/A_{t-1} + \beta_2CFO_t/A_{t-1} + \beta_3CFO_{t+1}/A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$CA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1CFO_{t-1}/A_{t-1} + \beta_2CFO_t/A_{t-1} + \beta_3CFO_{t+1}/A_{t-1} + \beta_4\Delta REV_t/A_{t-1} + \beta_5PPE_t/A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

여기서,

CA_t = t년도 유동발생액

CFO_t = t-1, t, t+1년도 영업활동으로 인한 현금흐름

ΔREV_t = t년도 매출액의 변화분

PPE_t = t년도 유형자산

A_t = t년도 기초총자산

ε_t = 잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

본 연구는 배당과 미래 이익의 질 간의 관계를 살펴 보는데 있으므로, 앞서 EQ1과 EQ2의 측정방법과 동일하게 EQ3의 경우도 3년간인 t년부터 t+2년까지의 기간을 이용하며, 또한 Dechow and Dichev (2002) 및 Francis et al.(2005)의 방법을 준용하여 3년간 잔차의 표준편차를 이용하여 측정하였다. 본 연구는 식(9)과 식(10)의 모형을 이용한 방법 중 전자를 AQ1로, 후자를 AQ2로 지칭하고, 이를 EQ3의 범주로 간주한다.

3.3 표본의 선정

본 연구는 2016년에 한국거래소에 상장되어 있는 유가증권기업 및 코스닥기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 분석에 필요한 배당지급여부, 감사인 명단 및 분석에 필요한 재무자료 등이 입수 가능한 기업
- (4) 상장회사협의회(주)의 TS2000 데이터베이스로부터 지분을 자료에 대해 이용 가능한 기업
- (5) 자본잠식기업은 제외
- (6) 적정 이외의 감사의견을 받은 기업은 제외

측정한다. 반면, Hutton et al.(2009)의 방법은 3년간의 DA에 절대값을 취한 후 합산하는 방법이므로, 본 연구는 앞서 모형의 특성을 반영하기 위해 절대값을 취하지 않은 전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 EQ2를 측정하였다.

본 연구의 분석대상 표본은 유가증권시장 및 코스닥상장기업이며, 분석기간은 시차모형의 특성이 고려되었기 때문에 관심변수(종속변수)의 경우 2002년부터 2014년까지(2004년부터 2016년까지)이다.¹²⁾ 조건 (1)에서 금융업을 제외한 이유는 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이할 수 있으므로, 표본 간의 비교가능성을 제고하기 위해 제외하였다. 조건 (2)에서 12월 결산법인만을 대상으로 분석한 사항은 표본의 동질성을 유지하기 위함이다. 조건 (3) 및 (4)은 자료원에 대한 사항이며, 분석에 이용된 기본 자료는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스를 통해 추출하였다. 다만, 대주주 지분율 자료의 경우 한국상장회사협의회(주)의 TS2000 데이터베이스를 이용하였다. 조건 (5)과 (6)에서 자본잠식기업이나 비적정감사의견을 받은 기업은 일반기업과 비교해 재무제표의 신뢰성이 낮으므로, 표본에서 제외하였다. 한편, 극단치(outlier) 처리를 위해 본 연구는 식(1)부터 식(3)의 모형식의 변수 중 자연로그 값을 취한

경우와 더미변수를 제외한 나머지 변수들은 각 변수의 상하 1% 내에서 조정한(winsorize) 후 분석하였다. 이상의 조건을 만족시키는 최종표본은 관심변수(종속변수)를 기준으로 분석기간 2002년부터 2014년까지(2004년부터 2016년까지) 18,320개 기업/연 자료이다.¹³⁾

〈표 1〉에는 표본의 특성을 알아보기 위한 분포를 나타내었다. 표에는 전체표본 외에도 배당지급여부(배당지급기업 vs. 무배당기업)로 나누어 각각 보고하였다. 산업 구분은 NICE평가정보(주)의 대분류 기준에 따라 보고했다. 〈표 1〉을 보면, 표본에 수록된 업종이 다양한 산업에 걸쳐 분포된 것을 볼 수 있다. 전체표본, 배당지급기업 및 무배당기업 모두 제조업이 표본에서 대략 67% 정도로 가장 빈도수가 많고, 그 다음이 서비스업에서 17%~19% 사이로 높았다(전체표본: 18%, 배당지급기업: 16.9%, 무배당기업: 19.4%). 나머지 산업은 도매와 소매업(7.5%), 기타(3.8%), 건설업(3.5%) 순으로 나타났고, 이들 모두 표본의 10% 이내이며, 배당지급여부에 따라 차이

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	전체표본		배당지급기업		무배당기업	
	빈도수	백분율 (%)	빈도수	백분율 (%)	빈도수	백분율 (%)
제조업	12,312	67.2%	7,056	68.7%	5,256	65.3%
건설업	645	3.5%	425	4.1%	220	2.7%
도매 및 소매업	1,370	7.5%	639	6.2%	731	9.1%
서비스업	3,291	18.0%	1,729	16.9%	1,562	19.4%
기타	702	3.8%	421	4.1%	281	3.5%
합계	18,320	100.0%	10,270	100.0%	8,050	100.0%

주1) 산업별 구분은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 수록된 산업별 분포의 대분류 기준에 따라 보고함.

주2) 분석기간은 종속변수(관심변수)를 기준으로 2004년부터 2016년까지(2002년부터 2014년까지) 자료를 통합하여 보고함.

12) RM 측정시 설명변수의 경우 t-2년부터 자료가 필요하므로, 실제 분석에 이용된 자료는 2000년부터이다.

13) 특히, 본 연구는 EQ1~EQ3의 경우 t년부터 t+2년의 자료가 모두 있는 기업에 대해 표준편차를 계산하였다.

〈표 2〉 표본의 연도별 및 시장유형별 배당지급비율

구분		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Total
전체표본	N	981	1,093	1,184	1,255	1,384	1,432	1,481	1,511	1,554	1,579	1,605	1,617	1,644	18,320
	배당	592	638	717	753	820	827	760	829	896	859	850	846	883	10,270
	DIV	0.60	0.58	0.61	0.60	0.59	0.58	0.51	0.55	0.58	0.54	0.53	0.52	0.54	0.56
KOSPI	N	493	512	529	548	578	585	594	597	610	611	623	628	640	7,548
	배당	336	356	372	392	421	433	411	427	456	432	418	424	433	5,311
	DIV	0.68	0.70	0.70	0.72	0.73	0.74	0.69	0.72	0.75	0.71	0.67	0.68	0.68	0.70
KOSDAQ	N	488	581	655	707	806	847	887	914	944	968	982	989	1,004	10,772
	배당	256	282	345	361	399	394	349	402	440	427	432	422	450	4,959
	DIV	0.52	0.49	0.53	0.51	0.50	0.47	0.39	0.44	0.47	0.44	0.44	0.43	0.45	0.46

주1) 표에서 '배당'은 배당지급기업의 수를 나타내며, 'DIV'는 해당 연도의 표본에서 배당지급기업이 차지하는 비율임.

는 없었다.

〈표 2〉에는 전체표본을 연도별 또는 시장유형별(KOSPI vs. KOSDAQ)로 구분하여 배당지급비율을 보고하였다. 〈표 2〉를 보면, 분석에 이용된 전체 표본에서 배당지급비율(=표본 대비 배당지급기업의 수, DIV)이 전체 56%로 나타났다. 시장유형별로는 KOSPI는 70%이고 KOSDAQ은 46%로 24% 정도 낮다. 즉 유가증권기업이 코스닥기업보다 배당을 더 많이 하는 것으로 나타났다. 한편, 두 시장 모두 2008년 금융위기 때에는 배당기업수가 감소된 반면, 2009년과 2010년에 들어 소폭 증가하나, 이후 기간은 경기침체로 큰 변화 없이 횡보 중이다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계

〈표 3〉에는 식(1)부터 식(3)까지에 사용된 주요 변수들의 기초통계를 보고하였다. 식(3)의 경우는

식(1) 및 식(2)의 종속변수에 이용된 표본수보다 작기 때문에 본 연구는 식(1)과 식(2)의 모형에 고려된 변수를 중심으로 보고하였고, 식(3)의 경우는 지면상 특성변수를 중심으로 보고했다.

〈표 3〉을 보면, 먼저 종속변수로 EQ1에 속하는 DA_opaque와 DAK_opaque의 평균(중위수)은 각각 0.226(0.175)과 0.193(0.158)으로 나타나 t년부터 t+2년까지 3년간 연도별 DA의 절대값의 합으로 측정된 재무보고의 질은 Dechow et al. (1995)로 측정된 경우보다 Kothari et al.(2005)로 측정된 경우가 더 작은 값으로 나타났다. DA_std와 DAK_std의 평균(중위수)은 각각 0.081(0.060)과 0.068(0.053)로 나타나 3년간 DA의 표준편차로 측정된 경우 역시 Kothari et al.(2005)의 방법이 Dechow et al.(1995)의 경우보다 변동성이 더 작았다.

또한 EQ2의 범주에 속하는 RM1_std부터 RM3_std까지 각 평균(중위수)은 0.073(0.051), 0.083(0.062), 0.127(0.094)이다. 이는 세 가지 RM을 합산한 경우가 두 가지를 조합한 경우보다 3년간의 시계열적 변동성이 더 높게 나타났다. 또한 이들의 각

〈표 3〉 주요 변수의 기술통계

Variable	N	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값
DA opaque	18,320	0.226	0.175	0.178	0.003	1.519
DAK opaque	18,320	0.193	0.158	0.137	0.002	1.288
DA std	18,320	0.081	0.060	0.070	0.000	0.558
DAK std	18,320	0.068	0.053	0.056	0.000	0.500
RM1 std	18,320	0.073	0.051	0.075	0.000	1.564
RM2 std	18,320	0.083	0.062	0.078	0.001	1.034
RM3 std	18,320	0.127	0.094	0.121	0.000	2.424
abCFO std	18,320	0.068	0.053	0.055	0.000	0.454
abPROD std	18,320	0.066	0.047	0.068	0.000	1.807
abDISE std	18,320	0.045	0.025	0.063	0.000	0.913
AQ1	15,658	0.093	0.066	0.084	0.001	0.711
AQ2	15,658	0.089	0.066	0.079	0.000	0.691
DIV	18,320	0.561	1	0.496	0	1
BIG4	18,320	0.572	1	0.495	0	1
AUDCH	18,320	0.177	0	0.382	0	1
SIZE	18,320	18.552	18.324	1.477	13.103	25.824
LEV	18,320	0.422	0.424	0.200	0.043	0.886
GRW	18,320	0.137	0.072	0.400	-0.670	2.295
CFO	18,320	0.065	0.056	0.120	-0.281	0.494
NI	18,320	0.040	0.042	0.119	-0.432	0.408
LOSS	18,320	0.216	0	0.412	0	1
ISSUE	18,320	0.235	0	0.424	0	1
lagTA	18,320	-0.026	-0.022	0.113	-0.424	0.336
FOR	18,320	0.056	0.005	0.108	0	0.535
OWNER	18,320	0.410	0.410	0.153	0.075	0.799
MKT	18,320	0.588	1	0.492	0	1
$\delta(CFO)$	15,638	0.084	0.061	0.080	0.005	0.472
$\delta(SALE)$	15,638	0.242	0.148	0.280	0.009	1.671
OperCycle	15,638	4.705	4.773	0.694	2.254	6.268
Neg Earn	15,638	0.608	0.000	0.916	0	3

주1) 변수의 정의: DA opaque= t년~t+2년도 이익의 절, Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 3년간 재량적 발생액(Dechow et al., 1995)의 크기(=abs(DA_t)+abs(DA_{t+1})+abs(DA_{t+2})); DAK opaque= t년~t+2년도 이익의 절, Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 3년간 재량적 발생액(Kothari et al., 2005)의 크기(=abs(DAK_t)+abs(DAK_{t+1})+abs(DAK_{t+2})); DA std = t년~t+2년도 이익의 절, 전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 3년간 재량적 발생액(Dechow et al., 1995)의 표준편차; DAK std= t년~t+2년도 이익의 절, 전규안과 박종일(2017)의 방법에 따라 3년간 재량적 발생액(Kothari et al., 2005)의 표준편차; RML std= t년~t+2년도 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 RM의 두 가지 조합적 측정치(=abPROD+(abDISE*(-1)))의 3년간 표준편차; RM2 std= t년~t+2년도 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 RM의 두 가지 조합적 측정치(=abCFO*(-1)+(abDISE*(-1)))의 3년간 표준편차; RM3 std= t년~t+2년도 Roychowdhury(2006)의 세 가지 RM 측정치의 종합적 측정치(=abCFO*(-1)+abPROD+(abDISE*(-1)))의 3년간 표준편차; abCFO std= t년~t+2년도 Roychowdhury(2006)의 비정상 영업현금흐름(abCFO*(-1)) 측정치의 3년간 표준편차; abPROD std= t년~t+2년도 Roychowdhury(2006)의 비정상 생산원가(abPROD) 측정치의 3년간 표준편차; abDISE std= t년~t+2년도 Roychowdhury(2006)의 비정상 재량적 지출(abDISE*(-1)) 측정치의 3년간 표준편차; AQ1= t년~t+2년도 발생액의 절, Dechow and Dichev(2002)의 방법으로 추정된 잔차의 3년간 표준편차; AQ2= t년~t+2년도 발생액의 절, Francis et al.(2005)의 방법으로 추정된 잔차의 3년간 표준편차; DIV= t년도 현금배당을 지급한 기업이면 1, 아니면 0; BIG4= t년도 Big 4 제휴법인으로부터 감사받은 기업이면 1, 아니면 0; AUDCH= t년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0; SIZE= t년도 총자산의 자연로그 값(천만원); LEV= t년도 부채비율(=총부채/총자산); GRW= t년도 매출액 성장성(=(매출액_t-매출액_{t-1})/총자산_{t-1}); CFO= t년도 영업활동으로 인한 현금흐름/기초총자산; NI= t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산); LOSS= t년도 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0; ISSUE= t년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0; lagTA= t년도 전기 총발생액; $\delta(CFO)$ = t년도 과거 3년간에 걸쳐 계산된 영업현금흐름의 표준편차; $\delta(SALE)$ = t년도 과거 3년간에 걸쳐 계산된 매출액의 표준편차; OperCycle= t년도 영업순환주기의 자연로그 값; Neg Earn= t년도 과거 3년간 법인세비용차감전 순이익이 0보다 작은 해의 개수; FOR= t년도 외국인투자자 지분율; OWNER= t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함); MKT= t년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0임.

주2) 분석기간은 종속변수(관심변수)를 기준으로 2004년부터 2016년까지(2002년부터 2014년까지) 자료를 통합하여 보고함.

RM의 세 가지 구성요소인 abCFO_std, abPROD_std, abDISE_std의 각 평균(중위수)은 0.068(0.053), 0.066(0.047), 0.045(0.025)로 나타나 3년간의 시계열적 변동성이 높은 순서로는 비정상 영업현금흐름, 비정상 생산원가, 비정상 재량적 지출이다. 그리고 EQ3의 범주에 속하는 AQ1과 AQ2의 각 평균(중위수)은 0.093(0.066), 0.089(0.066)로 나타나 Dechow and Dichev(2002)의 방법인 Francis et al.(2005)의 경우보다 평균에서 3년간으로 측정된 발생액의 질이 더 높은 값이나, 중위수는 같았다.

관심변수 DIV(배당지급여부)의 평균은 0.561로, 배당을 지급한 기업이 표본에서 56.1%인 것으로 나타났다. 국외 연구인 Lawson and Wang(2016)은 2004년부터 2012년까지 미국 자료를 분석한 결과에서 DIV의 평균이 0.29로 나타났다. 따라서 이 수치 값들을 대략 단순 비교하면 미국보다 국내 상장기업들에서 DIV의 경우 대략 1.93배(=0.56/0.29) 정도 배당을 실시한 비중이 더 높다. 통제변수의 경우 BIG4(감사인 유형)의 평균은 0.572로 표본 중 Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업이 더 많았다. AUDCH(감사인 교체여부)의 평균은 0.177로 나타나 표본의 17.7%에서 감사인 교체가 발생하였다. 기업특성 변수로 SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 18.552(18.324)이고, 자연로그를 취하기 전의 총자산의 평균(중위수)은 685,277(90,757)백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.422(0.424)로 자본구성은 타인자본보다 자기자본이 더 높다. GRW(매출액의 성장성)의 평균(중위수)은 0.137(0.072)로 나타나 평균과 중위수 간에 차이를 보인다. CFO(기초총자산 대비 영업현금흐름)의 평균(중위수)은 0.065(0.056)로 양(+)의 값을, NI(총자산이익률)의 평균(중위수)은 0.040(0.042)으로 나

타났고, LOSS(손실발생여부)의 경우 평균 21.6%의 기업에서 당기 손실이 발생하였다. ISSUE(유상증자 실시여부)의 평균은 0.235이고, lagTA(전기 총발생액)의 평균(중위수)은 -0.026(-0.022)으로 나타나 음(-)의 값이다. 소유구조 변수로 FOR(외국인투자자 지분율)의 평균(중위수)은 0.056(0.005)으로 평균과 중위수 간에 차이를 보이고 있어 외국인투자자들은 국내 선호하는 기업에 집중투자를 한 것으로 보인다. OWNER(대주주 지분율)의 평균과 중위수 모두 0.410으로 높게 나타나 국내 상장기업들에서 지배주주가 존재하고 있음을 시사해 준다. 또한 MKT(시장유형)의 평균은 0.588로 나타나 표본에서 코스닥기업이 더 많았다. 한편, EQ3의 표본에 이용된 δ (CFO) 및 δ (SALE)의 각 평균(중위수)은 0.084(0.061)와 0.242(0.148)로 나타나 3년간의 영업현금흐름의 표준편차가 매출액의 표준편차보다 높게 나타나 변동성이 더 높았다. OperCycle(영업순환주기)의 평균(중위수)은 4.705(4.773)이고, Neg_Earn의 평균은 0.608로 과거 3년간 세전손실 빈도는 표본에서 60.8%로 나타났다.

〈표 4〉에는 배당지급여부(배당지급기업 vs. 무배당기업)에 따라 전체표본을 다시 나누고, 각 두 집단의 변수에 대한 평균 및 이들 두 집단의 차이검증 결과를 보고하였다. 〈표 4〉를 보면, 전반적으로 EQ1(DA_opaque, DAK_opaque, DA_std, DAK_std), EQ2(RM1_std, RM2_std, RM3_std, abCFO_std, abPROD_std, abDISE_std) 및 EQ3(AQ1, AQ2)에 해당되는 이익의 질 측정치들 모두 배당지급기업의 평균이 무배당기업과 비교해 모두 1% 수준에서 통계적으로 낮은 것으로 나타나 배당지급기업이 무배당기업에 비해 미래 이익의 질이 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 가설과 일치한다. 그러나 이 사항은 단순 차이검증이라는 점에서 일정 변수가

〈표 4〉 배당지급여부에 따른 주요 변수 간 차이검증

Variable	N	배당지급기업	무배당기업	차이검증
		평균	평균	t test
<i>DA_opaque</i>	18,320	0.180	0.285	-41.69***
<i>DAK_opaque</i>	18,320	0.170	0.223	-26.39***
<i>DA_std</i>	18,320	0.065	0.101	-35.96***
<i>DAK_std</i>	18,320	0.059	0.080	-24.69***
<i>RM1_std</i>	18,320	0.062	0.086	-21.67***
<i>RM2_std</i>	18,320	0.073	0.096	-19.86***
<i>RM3_std</i>	18,320	0.113	0.145	-17.95***
<i>abCFO_std</i>	18,320	0.061	0.078	-21.01***
<i>abPROD_std</i>	18,320	0.058	0.075	-17.09***
<i>abDISE_std</i>	18,320	0.036	0.056	-21.30***
<i>AQ1</i>	15,638	0.079	0.111	-24.41***
<i>AQ2</i>	15,638	0.077	0.106	-22.98***
<i>BIG4</i>	18,320	0.621	0.509	15.28***
<i>AUDCH</i>	18,320	0.158	0.202	-7.72***
<i>SIZE</i>	18,320	18.960	18.031	44.50***
<i>LEV</i>	18,320	0.380	0.476	-33.40***
<i>GRW</i>	18,320	0.131	0.144	-2.25**
<i>CFO</i>	18,320	0.086	0.038	27.24***
<i>NI</i>	18,320	0.076	-0.007	50.09***
<i>LOSS</i>	18,320	0.050	0.428	-69.21***
<i>ISSUE</i>	18,320	0.158	0.333	-28.37***
<i>lagTA</i>	18,320	-0.001	-0.046	21.53***
<i>FOR</i>	18,320	0.078	0.028	32.26***
<i>OWNER</i>	18,320	0.426	0.391	15.28***
<i>MKT</i>	18,320	0.483	0.722	-33.65***
$\delta(CFO)$	15,638	0.072	0.100	-21.66***
$\delta(SALE)$	15,638	0.209	0.285	-17.07***
<i>OperCycle</i>	15,638	4.669	4.753	-7.48***
<i>Neg_Earn</i>	15,638	0.183	1.166	-78.36***

주1) 분석기간은 종속변수(관심변수)를 기준으로 2004년부터 2016년까지(2002년부터 2014년까지) 자료를 통합하여 보고함.

주2) 차이검증의 경우 평균에 대한 t 검증을 보고함.

고려된 다변량 회귀분석(multivariate regression)을 통해 다시 확인할 필요가 있다.

한편, 두 집단의 차이를 보면 배당기업이 무배당

기업보다 Big 4 감사인의 선임, 기업규모, 영업현금 흐름, 총자산이익률, 전기 총발생액의 수준, 외국인 투자자 지분율, 대주주 지분율이 크거나 높게 나타

난 반면, 감사인 교체, 부채비율, 매출액 성장성, 손실발생여부, 유상증자 실시여부, 코스닥기업의 비중, 영업현금흐름의 변동성, 매출액의 변동성, 영업순환주기, 과거 3년간의 손실발생의 빈도는 적거나 낮았다. 따라서 이 결과는 배당지급기업의 재무건전성이 더 높다는 것을 알 수 있다.

4.2 상관관계 분석

〈표 5〉에는 식(1)과 식(2)의 모형식에 이용된 주요 변수들의 피어슨 상관관계를 나타내었다. 〈표 5〉를 보면, 먼저 DA_std나 DAK_std는 RM3_std와 양(+)의 상관성으로 나타나 평균적으로 이익조정수단 간에 대체성보다 보완성을 가지고 있다. 즉 DA와 RM의 시계열적 변동성은 같은 방향으로 움직이고 있음을 의미한다.

관심변수인 DIV는 DA_std나 DAK_std뿐 아니라 RM3_std 모두와 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있다. 지면상 표에 보고하지는 않았으나, DIV는 AQ1과 AQ2의 경우와도 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 이는 가설과 일치하게 당기 배당을 지급한 기업이 그렇지 않은 경우보다 미래 이익의 질이 더 높다는 것을 의미한다. 따라서 당기 배당은 미래 높은 품질의 이익의 질과 체계적인 관계가 있음을 시사한다. 하지만, 이러한 두 변수 간의 단순 상관성의 결과는 식(1)부터 식(3)까지에 포함된 이익의 질에 유의한 영향을 미칠 수 있는 일정 통제변수가 고려되지 않은 결과이므로, 보다 정확한 검증결과의 확인은 다변량 회귀분석을 이용하여 할 필요가 있다.

한편, 종속변수 DA_std, DAK_std 및 RM3_std는 통제변수와 대체로 유의한 상관성을 보인다. 구체적으로는 종속변수 EQ1과 EQ2의 경우 BIG4,

SIZE, lagTA, FOR, OWNER과 대체로 유의한 음(-)의 상관성을, AUDCH, LEV, GRW, LOSS, ISSUE, MKT와는 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 즉 Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업이면, 기업규모가 클수록, 전기 총발생액의 수준이 높을수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록 미래 이익의 질이 높게 나타난 반면, 감사인 교체기업이면, 부채비율이 높을수록, 매출액의 성장성이 높을수록, 손실이 발생한 기업이면, 유상증자를 실시한 기업이면, 코스닥기업이면 미래 이익의 질이 낮게 나타났다. 또한 DIV는 BIG4, SIZE, CFO, lagTA, FOR, OWNER과 유의한 양(+)의 상관성을, AUDCH, LEV, GRW, LOSS, ISSUE, MKT와 유의한 음(-)의 상관성이 나타나 대체로 앞서 EQ1과 EQ2와 같은 방향으로 나타나고 있음을 볼 수 있다. 이상의 결과는 〈표 4〉의 단순 차이검증 결과와도 일치한다.

한편, SIZE와 MKT 간에 -0.578로 음(-)의 상관성을, CFO와 lagTA 간에 -0.462로 음(-)의 상관성을, DIV와 LOSS 간에는 -0.455로 음(-)의 상관성이 나타나 다소 높은 상관계수를 보인다. 따라서 모형에 고려된 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 회귀분석 시 확인해 볼 필요가 있다.

4.3 가설의 주된 검증결과

가설을 검증하기 위하여 먼저 종속변수가 EQ1에 해당되는 식(1)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 〈표 6〉에 나타내었다. 〈표 6〉에서 주된 관심변수는 DIV이고, 종속변수는 EQ1에 해당되는 DA_opaque, DAK_opaque, DA_std, DAK_std 순으로 각각 모형 1부터 4까지에 보고하였다. 한편, 회귀분석 시에 식(1)에 포함된 모든 변수가 분석에

〈표 5〉 주요 변수의 상관관계

Variable	DA_std	DAK_std	RM3_std	DIV	BIG4	AUDCH	SIZE	LEV	GRW	CFO	LOSS	ISSUE	lagTA	FOR	OWNER	MKT
DA_std	1	0.838 (0.000)	0.400 (0.000)	-0.257 (0.000)	-0.074 (0.000)	0.062 (0.000)	-0.260 (0.000)	0.137 (0.000)	0.131 (0.000)	-0.115 (0.000)	0.183 (0.000)	0.184 (0.000)	-0.036 (0.000)	-0.113 (0.000)	-0.057 (0.000)	0.192 (0.000)
DAK_std		1	0.500 (0.000)	-0.179 (0.000)	-0.057 (0.000)	0.056 (0.000)	-0.260 (0.000)	0.116 (0.000)	0.167 (0.000)	-0.028 (0.000)	0.080 (0.000)	0.144 (0.000)	0.011 (0.154)	-0.111 (0.000)	-0.045 (0.000)	0.189 (0.000)
RM3_std			1	-0.132 (0.000)	-0.014 (0.063)	0.060 (0.000)	-0.234 (0.000)	0.017 (0.020)	0.151 (0.000)	0.099 (0.000)	0.013 (0.076)	0.121 (0.000)	-0.016 (0.034)	-0.057 (0.000)	-0.042 (0.000)	0.177 (0.000)
DIV				1	0.112 (0.000)	-0.057 (0.000)	0.312 (0.000)	-0.240 (0.000)	-0.017 (0.024)	0.197 (0.000)	-0.455 (0.000)	-0.205 (0.000)	0.157 (0.000)	0.232 (0.000)	0.112 (0.000)	-0.241 (0.000)
BIG4					1	-0.050 (0.000)	0.303 (0.000)	0.019 (0.009)	-0.006 (0.412)	0.077 (0.000)	-0.072 (0.000)	-0.025 (0.000)	0.016 (0.026)	0.203 (0.000)	0.031 (0.000)	-0.205 (0.000)
AUDCH						1	0.059 (0.000)	0.029 (0.000)	0.059 (0.000)	0.007 (0.327)	0.009 (0.242)	0.060 (0.000)	0.010 (0.168)	-0.044 (0.000)	-0.007 (0.350)	0.027 (0.000)
SIZE							1	0.141 (0.000)	-0.085 (0.000)	-0.003 (0.698)	-0.107 (0.000)	-0.134 (0.000)	0.057 (0.000)	0.470 (0.000)	0.010 (0.168)	-0.578 (0.000)
LEV								1	0.065 (0.000)	-0.140 (0.000)	0.193 (0.000)	0.016 (0.035)	-0.106 (0.000)	-0.105 (0.000)	-0.065 (0.000)	-0.106 (0.000)
GRW									1	0.165 (0.000)	-0.159 (0.000)	0.090 (0.000)	0.102 (0.000)	-0.030 (0.000)	-0.004 (0.586)	0.100 (0.000)
CFO										1	-0.350 (0.000)	-0.057 (0.000)	-0.462 (0.000)	0.102 (0.000)	0.013 (0.080)	0.053 (0.000)
LOSS											1	0.134 (0.000)	-0.340 (0.000)	-0.106 (0.000)	-0.082 (0.000)	0.066 (0.000)
ISSUE												1	-0.027 (0.000)	-0.051 (0.000)	-0.110 (0.000)	0.193 (0.000)
lagTA													1	0.013 (0.078)	0.059 (0.000)	-0.051 (0.000)
FOR														1	-0.056 (0.000)	-0.262 (0.000)
OWNER															1	-0.031 (0.000)
MKT																1

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉를 참조. 표에 보고된 상관계수는 피어슨 상관계수를 보고함.
 주2) 분석기간은 종속변수(관심변수)를 기준으로 2004년부터 2016년까지(2002년부터 2014년까지) 자료를 통합하여 보고함.
 주3) 괄호안의 수치는 p 값임 (양측검증).

고려되었으나, 지면상 간결성을 위하여 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD) 더미변수에 대한 보고를 생략하였다. 따라서 표에 보고된 회귀분석은 산업과 연도에 대한 고정효과가 통제된 후의 결과이다.

〈표 6〉의 결과를 보면, F 값은 모형 1부터 4까지 모두 통계적으로 유의한 값으로 나타나 본 연구에서 설정된 모형식은 적합성이 있는 것으로 나타났다.¹⁴⁾ 또한 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1부터 4까지 각각 0.229, 0.165, 0.175, 0.143으로 나타나 모형 1이 높고, 모형 4가 낮게 나타났다.

가설과 관련한 관심변수 DIV 는 일정 변수를 통제 한 후에도 종속변수 DA_{opaque} , DAK_{opaque} , DA_{std} 및 DAK_{std} 모두에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 회귀계수 값이 나타났다. 즉 Dechow et al.(1995)의 방법에 의한 DA 추정이나 Kothari et al.(2005)의 방법에 의한 ROA 성과가 통제된 DAK 의 추정 모두 Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 t 년부터 $t+2$ 년까지 3년간의 $DA(DAK)$ 의 절대값의 합으로 측정된 미래 이익의 질 측정치, 또한 앞서의 DA 와 DAK 에 대해 각각 전규안과 박종일(2017)의 방법에 따라 t 년부터 $t+2$ 년까지 3년간의 $DA(DAK)$ 의 표준편차로 측정된 미래 이익의 질 측정치 모두 측정방법과 관계없이 단기 배당을 지급한 기업이면 그렇지 않은 경우보다 $EQ1$ 의 범주에 속하는 미래 이익의 질은 더 높게 나타났다. 이러한 결과는 단기 배당을 지급한 기업이 무배당기업보다 경영자의 기회주의적 이익조정 수단 중 하나로 재량

적 발생액을 이용한 이익조정행위가 상대적으로 낮아 이를 연도별 DA 를 이용하여 다기간의 시계열적 변동성으로 측정한 미래 재무보고의 불투명성 정도 역시 더 낮아짐을 의미한다. 따라서 이 결과는 단기 배당지급은 차기 이후에도 경영자의 발생액을 이용한 이익조정 정도가 더 낮을 것이라는 측면의 이익의 질에 관한 긍정적 신호 정보를 제공함을 시사한다. 따라서 재량적 발생액 측면에서 살펴본 본 연구 가설은 지지된 결과로 나타났다.

기타 통제변수의 경우 모형 1부터 4까지 공통되게 유의한 변수로는 $AUDCH$, $SIZE$, LEV , GRW , CFO , $LOSS$, $ISSUE$, $lagTA$, FOR , $OWNER$ 및 MKT 등이다. 구체적으로, $AUDCH$, LEV , GRW , $LOSS$, $ISSUE$, FOR , MKT 는 종속변수 $EQ1$ 에 대해 유의한 양(+)의 관계를, $SIZE$, $OWNER$ 은 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 즉 감사인을 교체한 기업이면, 부채비율이 높을수록, 매출액 성장성이 높을수록, 손실이 발생한 기업이면, 유상증자를 실시한 기업이면, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 코스닥기업이면 미래 이익의 질이 낮고, 기업규모가 클수록, 대주주 지분율이 클수록 미래 이익의 질이 높게 나타났다. 소유구조 관련 변수를 제외하면 선행연구에서 단기 DA 를 중심으로 논의되는 일반적인 기대와 일치한다.¹⁵⁾ 다만, CFO 와 $lagTA$ 모두는 모형 1과 3에서 $EQ1$ 에 대해 유의한 음(-)의 관계를, 모형 2와 4에서는 앞서와 달리 유의한 양(+)의 관계로 나타나 종속변수를 Dechow et al.(1995)

14) 식(1)에 고려된 설명변수 간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는지를 분산팽창요인(variance influence factor: VIF) 값으로 알아보았다. 통계적으로 VIF가 10 이상이면 모형에서 설명변수 간에 다중공선성 문제가 높은 것으로 판단한다. 〈표 6〉의 추정모형 중 모형 1부터 모형 4까지 VIF가 가장 높았던 변수는 $SIZE$ 로 그 값은 모두 2.276으로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 본 연구의 모형에서 설명변수 간에 다중공선성 문제가 중요한 영향을 미치지 않는 것이다.

15) 한편, 일반적인 기대와 다른 부호를 보이는 변수는 소유구조의 변수로 FOR 과 $OWNER$ 이다. 그러나 본 연구는 일반 선행연구와 달리, 종속변수로 단기 DA 를 분석한 결과는 아니고, t 년부터 $t+2$ 년까지의 다기간의 시계열적 DA 의 크기 혹은 변동성으로 측정된 경우이므로, 단기 DA 의 경우에는 다른 결과를 보일 수 있다.

〈표 6〉 배당지급여부와 재량적 발생액을 이용한 미래 이익의 질 간의 회귀분석 결과

$$EQ1_{t+i} = \beta_0 + \beta_1 DIV_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 CFO_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} lagTA_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} OWNER_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variable	pred. sign	종속변수 = EQ1 (18,320)			
		Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 3년간 DA(DAK)의 절대값의 크기로 측정		전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 3년간 DA(DAK)의 표준편차로 측정	
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		Dechow et al.(1995)	Kothari et al.(2005)	Dechow et al.(1995)	Kothari et al.(2005)
		DA_opaque _{t~t+2}	DAK_opaque _{t~t+2}	DA_std _{t~t+2}	DAK_std _{t~t+2}
Intercept	?	0.621 (26.63***)	0.516 (27.68***)	0.230 (24.28***)	0.196 (26.40***)
DIV	-	-0.035 (-12.08***)	-0.019 (-8.35***)	-0.013 (-10.65***)	-0.006 (-6.04***)
BIG4	-	0.003 (1.05)	0.004 (1.79*)	0.001 (1.04)	0.002 (2.44**)
AUDCH	+	0.012 (3.98***)	0.009 (3.59***)	0.004 (3.16***)	0.002 (2.05**)
SIZE	-	-0.024 (-20.57***)	-0.020 (-21.25***)	-0.010 (-19.93***)	-0.009 (-21.22***)
LEV	+	0.101 (15.47***)	0.092 (17.64***)	0.041 (15.49***)	0.036 (16.62***)
GRW	+	0.056 (18.04***)	0.046 (18.33***)	0.019 (15.69***)	0.016 (15.89***)
CFO	-	-0.192 (-13.31***)	0.083 (7.20***)	-0.052 (-8.92***)	0.012 (2.43**)
LOSS	+	0.029 (7.20***)	0.016 (4.95***)	0.011 (6.78***)	0.007 (5.09***)
ISSUE	+	0.050 (17.33***)	0.028 (12.33***)	0.016 (14.04***)	0.010 (10.88***)
lagTA	-	-0.193 (-12.91***)	0.062 (5.14***)	-0.013 (-2.21**)	0.032 (6.55***)
FOR	-	0.086 (6.85***)	0.065 (6.48***)	0.028 (5.48***)	0.016 (3.89***)
OWNER	+	-0.024 (-3.14***)	-0.025 (-4.08***)	-0.005 (-1.50)	-0.006 (-2.22**)
MKT	+	0.024 (8.03***)	0.016 (6.72***)	0.008 (6.19***)	0.006 (6.08***)
ΣIND		Included	Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.229	0.165	0.175	0.143
F-value		188.58***	126.08***	134.93***	106.38***

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄 (양측검증).

과 Kothari et al.(2005)의 측정방법에 따라 상반된 결과를 보였다.

다음으로, 가설을 검증하기 위하여 종속변수 EQ2에 해당되는 식(2)의 모형식을 이용한 다변량 회귀 분석 결과는 <표 7>에 나타내었다. <표 7>에서 관심변수는 DIV이고, 종속변수는 EQ2에 해당되는 RM1_std, RM2_std, RM3_std, abCFO_std, abPROD_std, abDISE_std 순으로 각각 모형 1부터 6까지에 보고하였다. 표의 보고방식은 앞서와 동일하다.

<표 7>의 결과를 보면, F 값은 추정모형 모두 통계적으로 유의한 값이 나타났고,¹⁶⁾ 모형의 설명력(Adj. R²)은 모형 1부터 6까지 0.124~0.166 사이로 나타났으며, 이중 모형 5가 가장 낮고 모형 6이 가장 높았다.

관심변수 DIV는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수 RM1_std, RM2_std, RM3_std, abCFO_std, abPROD_std, abDISE_std 모두에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 즉 Roychowdhury(2006)의 모형에 따라 추정된 후 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 두 가지 RM을 조합한 측정치나 세 가지 RM을 합산한 측정치의 경우, 또한 세 가지 RM 측정치를 각각 t년부터 t+2년까지 3년간 RM의 표준편차로 측정된 미래 이익의 질 모두는 당기 배당을 지급한 기업이 무배당기업과 비교할 때 EQ2의 범주에 속하는 미래 이익의 질이 유의하게 높은 결과로 나타났다. 이는 당기 배당을 지급한 기업이 무배당기업의 경우보다 경영자의 또 다른 이익조정 수단인 실물거래활동을 통한 보고이익의 상향조정행위가 상대적으로 낮

아 RM을 이용하여 다가간의 시계열적 변동성으로 측정된 미래 이익의 질 역시 더 낮아진 것으로 나타났다. 특히 이러한 결과는 일시적으로 보고이익을 증가시키는 수단인 Roychowdhury(2006)의 세 가지 측정치인 비정상 영업현금흐름, 비정상 생산원가 및 비정상 재량적 지출 모두에서 일치된 결과를 보였다. 따라서 이 결과는 당기 배당지급은 차기 이후에도 경영자의 실제 이익조정을 이용한 보고이익의 상향조정행위가 더 낮을 수 있다는 측면의 이익의 질에 관한 신호 정보를 전달함을 시사해 준다. 그러한 점에서 본 연구가설은 앞서 DA뿐만 아니라 RM 측정치의 경우에도 지지된 결과를 얻었다.

통제변수의 경우 모형 1부터 6까지 EQ2에 대해 대체로 유의한 결과를 보이고 있다. 구체적으로, BIG4, AUDCH, LEV, GRW, NI, LOSS, ISSUE, FOR, MKT는 종속변수 EQ2에 대해 유의한 양(+)의 관계를, SIZE와 OWNER는 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 즉 Big 4 감사인이 감사한 피감기업이면, 감사인을 교체한 기업이면, 부채비율이 높을수록, 매출액 성장성이 높을수록, 총자산이익률이 높을수록, 손실이 발생한 기업이면, 유상증자를 실시한 기업이면, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 코스닥기업이면 미래 이익의 질이 낮고, 기업규모가 클수록, 대주주 지분율이 클수록 미래 이익의 질이 높았다. AUDCH, SIZE, LEV, GRW, NI, LOSS, ISSUE, MKT는 일반적인 기대와 일치한다.

소유구조 변수는 앞서 <표 6>의 경우와 유사한 결과로 나타났고, BIG4와 NI는 모두 RM에 대해 t년 부터 t+2년까지 3년간의 시계열적 변동성으로 측정된 경우와 양(+)의 관계로 나타났다. BIG4의 결

16) <표 7>에서 모형 1부터 모형 6까지 VIF의 최대값은 SIZE 변수로, 그 값은 모두 2.274로 나타나 설명변수 간에 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

〈표 7〉 배당지급여부와 실제 이익조정을 이용한 미래 이익의 질 간의 회귀분석 결과

$$EQ2_{t+i} = \beta_0 + \beta_1 DIV_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 NI_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} FOR_t + \beta_{11} OWNER_t + \beta_{12} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variable	pred. sign	종속변수 = EQ2 (18,320)					
		3년간 RM(abCFO, abPROD, abDISE)의 표준편차로 측정					
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		Cohen and Zarowin(2010)			Roychowdhury(2006)		
		RM1_std _{t~t+2}	RM2_std _{t~t+2}	RM3_std _{t~t+2}	abCFO_std _{t~t+2}	abPROD_std _{t~t+2}	abDISE_std _{t~t+2}
Intercept	?	0.229 (21.91***)	0.257 (23.88***)	0.373 (22.24***)	0.188 (24.94***)	0.180 (19.14***)	0.191 (22.20***)
DIV	-	-0.008 (-6.45***)	-0.008 (-5.91***)	-0.014 (-6.69***)	-0.006 (-6.12***)	-0.008 (-6.71***)	-0.008 (-7.19***)
BIG4	-	0.001 (1.27)	0.004 (3.04***)	0.007 (3.71***)	0.002 (2.94***)	0.003 (3.02***)	0.002 (2.62***)
AUDCH	+	0.007 (5.29***)	0.005 (3.57***)	0.008 (3.62***)	0.002 (1.75*)	0.004 (3.25***)	0.005 (4.56***)
SIZE	-	-0.010 (-18.51***)	-0.011 (-20.88***)	-0.016 (-18.76***)	-0.009 (-21.53***)	-0.008 (-16.21***)	-0.008 (-19.41***)
LEV	+	0.022 (7.59***)	0.038 (12.78***)	0.046 (9.82***)	0.035 (16.85***)	0.026 (9.84***)	0.006 (2.37**)
GRW	+	0.025 (17.85***)	0.017 (12.17***)	0.025 (10.99***)	0.013 (12.64***)	0.018 (13.97***)	0.012 (10.17***)
NI	+	0.016 (2.58***)	0.089 (13.82***)	0.157 (15.68***)	0.067 (14.86***)	0.067 (11.91***)	0.011 (2.21**)
LOSS	+	0.009 (4.71***)	0.012 (6.62***)	0.018 (6.26***)	0.008 (6.09***)	0.007 (4.41***)	0.008 (5.29***)
ISSUE	+	0.009 (7.11***)	0.011 (8.60***)	0.017 (8.18***)	0.009 (8.86***)	0.008 (6.96***)	0.010 (9.69***)
FOR	-	0.041 (7.18***)	0.032 (5.53***)	0.050 (5.47***)	0.010 (2.40**)	0.031 (6.02***)	0.041 (8.75***)
OWNER	+	-0.010 (-2.89***)	-0.010 (-2.68***)	-0.013 (-2.26**)	-0.006 (-2.54**)	-0.005 (-1.59)	-0.008 (-2.69***)
MKT	+	0.005 (3.50***)	0.008 (5.71***)	0.012 (5.72***)	0.008 (8.02***)	0.005 (4.31***)	0.000 (0.01)
ΣIND		Included	Included	Included	Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.135	0.149	0.139	0.149	0.124	0.166
F-value		103.36***	115.22***	106.56***	115.20***	94.15***	131.02***

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

과는 일반적인 기대와는 다른 결과를 보이며, 또한 NI의 경우 당기 이익 수준이 높은 기업일수록 미래 이익의 질은 더 낮아지는 것으로 나타나 앞서 <표 6>의 CFO와 비교하면 상반된 결과를 보이고 있다. 따라서 이 결과는 <표 6> 및 <표 7>에서 당기 DIV나 <표 6>에서 CFO와 비교하면 당기 NI의 미래 이익의 질에 관한 예측력은 DIV 및 CFO와 비교해 상대적으로 더 낮다는 것을 보여준다.

그리고 가설을 검증하기 위하여 종속변수 EQ3에 해당되는 식(3)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석 결과는 <표 8>에 나타내었다. <표 8>에서 관심변수는 DIV이고, 종속변수 EQ3에 해당되는 AQ1과 AQ2는 각각 모형 1과 2에 보고하였다. 표의 보고방식은 앞서와 동일하다.

<표 8>의 결과를 보면, F 값은 추정모형 모두 통계적으로 유의한 값이 나타났고,¹⁷⁾ 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1과 2의 경우 각각 0.186과 0.174로 나타났다.

관심변수 DIV는 일정 변수를 통제된 후에도 종속변수 AQ1과 AQ2에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 즉 Dechow and Dichev(2002) 및 Francis et al.(2005) 모형에 따라 추정된 잔차에 대해 t 년부터 $t+2$ 년까지 3년간의 표준편차로 측정된 발생액의 질 역시 당기 배당을 지급한 기업이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 EQ3의 범주에 속하는 미래 이익의 질이 유의하게 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 당기 배당을 지급한 기업이 무배당기업에 비해 발생액의 질로 측정된 미래 이익의 질이 더 높다는 것은 당기 배당을 실시한 기업의 경우가 그렇지 않은 경우보다 발생액이 영업현금흐름으로 전환되는 비율이 더 높음

을 의미한다. 따라서 앞서 경영자의 이익조정 수단(예로, DA, RM)뿐 아니라 발생액의 질로 측정된 재무보고의 질의 상태 역시 배당을 지급한 기업이 무배당기업과 비교할 때 미래 이익의 질 수준이 더 높다는 것을 나타낸다. 그러한 점에서 미래 이익의 질을 발생액의 질로 측정된 경우에도 앞서 DA와 RM을 이용한 경우와 마찬가지로 당기 배당지급이 미래 이익의 질을 긍정적으로 신호할 것으로 본 연구가설은 지지된 결과를 얻었다.

통제변수의 결과에서는 모형 1과 2에서 OperCycle와 OWNER에서 모형에 따라 유의하지 않거나 한계적 수준으로 유의한 경우를 제외하면 나머지 변수들은 종속변수 EQ3에 대해 대체로 유의한 결과를 보이고 있다. 구체적으로, BIG4, AUDCH, GRW, $\delta(CFO)$, $\delta(SALE)$, Neg_Earn, FOR, MKT는 종속변수 EQ3에 대해 유의한 양(+)의 관계를, SIZE와 LEV는 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 즉 Big 4 감사인이 감사한 피감기업이면, 감사인을 교체한 기업이면, 매출액 성장성이 높을수록, 영업현금흐름의 변동성이 클수록, 매출액의 변동성이 클수록, 과거 3년간의 손실발생의 빈도가 많을수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 코스닥기업이면 미래 발생액의 질이 낮게 나타난 반면, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록 미래 발생액의 질은 높게 나타났다. AUDCH, SIZE, GRW, $\delta(CFO)$, $\delta(SALE)$, Neg_Earn, MKT는 대체로 일반적인 기대와 일치한다. 소유구조 FOR은 <표 6> 및 <표 7>의 경우와 일치된 결과를 보이고 있으며, BIG4 변수도 앞서 <표 7>과 일치된 결과를 보인다. 다만, LEV는 앞서 종속변수가 EQ1과 EQ2의 경우와는 상반된 결과를 보이고 있다.

17) <표 8>에서 모형 1과 2에서 VIF의 최대값은 SIZE 변수로, 그 값이 2.336으로 나타나 설명변수 간에 다중공선성 문제는 심각한 결과로 나타나지 않았다.

〈표 8〉 배당지급여부와 발생액의 질 간의 회귀분석 결과

$$EQ3_{t+i} = \beta_0 + \beta_1 DIV_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 \delta(CFO)_t + \beta_8 \delta(SALE)_t + \beta_9 OperCycle_t + \beta_{10} Neg_Earn_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} OWNER_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

Variable	pred. sign	종속변수 = EQ3 (N=15,638)	
		3년간 AQ의 표준편차로 측정	
		Model 1	Model 2
		Dechow and Dichev(2002)	Francis et al.(2005)
		AQ1 _{t~t+2}	AQ2 _{t~t+2}
Intercept	?	0.230 (17.00***)	0.220 (17.16***)
DIV	-	-0.015 (-9.59***)	-0.013 (-8.87***)
BIG4	-	0.005 (3.63***)	0.005 (4.17***)
AUDCH	+	0.010 (6.32***)	0.009 (5.65***)
SIZE	-	-0.008 (-13.51***)	-0.008 (-12.79***)
LEV	+	-0.038 (-11.29***)	-0.038 (-11.92***)
GRW	+	0.013 (8.54***)	0.010 (6.88***)
δ(CFO)	+	0.188 (20.61***)	0.179 (20.62***)
δ(SALE)	+	0.027 (10.50***)	0.023 (9.17***)
OperCycle	+	-0.000 (-0.40)	-0.002 (-1.89*)
Neg_Earn	+	0.005 (6.35***)	0.005 (6.26***)
FOR	-	0.038 (5.82***)	0.032 (5.20***)
OWNER	+	-0.005 (-1.31)	-0.006 (-1.67*)
MKT	+	0.010 (6.44***)	0.010 (6.82***)
ΣIND		Included	Included
ΣYD		Included	Included
Adj. R ²		0.186	0.174
F-value		127.73***	118.32***

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.
 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

이상의 분석결과를 종합해 보면, 미래 이익의 질을 DA, RM 및 AQ를 이용하여 t 년부터 $t+2$ 년까지 다기간의 시계열적 변동성이 고려되는 표준편차로 측정된 경우 가설과 일치되게 EQ1, EQ2, EQ3 모두는 평균적으로 당기 배당을 지급한 기업이 무배당기업과 비교할 때 미래 이익의 질은 더 높게 나타났다. 이러한 결는 당기 현금배당을 실시한 기업이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 배당이 미래 높은 품질의 이익의 질을 전달한다는 배당신호가설과 일치하는 증거들이다. 따라서 앞서 <표 6>부터 <표 8>까지의 실증적 결과들은 경영자의 이익조정 수단인 DA, RM 및 재무보고의 질의 상태를 나타내는 AQ의 측정방법에 관계없이 다기간으로 측정된 미래 이익의 질 변수들(EQ1, EQ2, EQ3)의 경우 현재 배당지급이 미래 투명한 재무보고의 질 제고에 긍정적일 것이라는 신호를 전달하는 역할을 한다는 것을 보여준다. 이러한 사항은 배당이 이익의 질에 관한 정보를 내포한다는 선행연구들의 주장과도 일치한다 (Skinner and Soltes, 2011; Tong and Miao, 2011; Caskey and Hanlon, 2013; Lawson and Wang, 2016).

4.4 추가분석 결과

본 절에서는 두 가지 추가분석(additional analysis)을 별도로 수행해 보았다. 첫 번째의 추가분석에서는 Tong and Miao(2011)과 같이 DIV 변수에 대해 다시 5년간 배당이 연속성이 있는 경우(persistent dividend payers)로 측정하여 재분석을 하였다. 즉 식(1)부터 식(3)까지 관심변수인 DIV 대신 PDIV로 대체한 후 분석하였다. PDIV는 다음과 같이 과거 5년간($t-4$ 년부터 t 년까지) 배당을 연속적으로 지급한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 지면

상 별도의 표로 나타내지는 않았으나, DA와 RM 표본에서 DIV5의 평균은 0.64로 나타났다. 즉 배당을 지급한 기업들 중 64%에서 5년간 연속배당을 실시한 것으로 나타났다. 이에 대해 앞서 <표 6>부터 <표 8>까지를 다시 분석한 결과는 <표 9>에 나타내었다. 분석시에 통제변수가 모두 고려되었으나, 지면상 관심변수를 중심으로 요약 표를 작성해 보고하였다. Panel A에는 <표 6>의 결과를, Panel B에는 <표 7>의 결과를, Panel C에는 <표 8>의 결과를 각각 나타내었다.

<표 9>에서 Panel A, B 및 C의 결과를 살펴보면, 관심변수 PDIV는 종속변수 EQ1, EQ2 및 EQ3에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수 값이 나타나 앞서 <표 6>부터 <표 8>까지의 결과와 일치하였다. 이는 배당을 5년간 연속적으로 실시한 기업이 무배당기업이나 5년 연속기간보다 적은 배당을 수행한 기업과 비교하면 미래 이익의 질이 더 높다는 것을 나타낸다.

본 절의 두 번째 추가분석에서는 DIV 변수에서 DIV의 값이 0인 무배당기업을 표본에서 제외한 후 DIV5 변수를 다시 재정의 하였다. 즉 다시 정의된 DIV5는 5년간($t-4$ 년부터 t 년까지) 배당을 연속적으로 실시한 기업이면 1, 5년의 연속적인 배당보다 더 적은 횟수로 배당한 기업(배당의 비연속성)이면 0인 더미변수이다. 이를 이용하여 앞서 <표 6>부터 <표 8>까지 다시 분석한 결과를 <표 10>에 나타내었다. 앞서와 같이 관심변수를 중심으로 요약 표를 작성해 보고하였고, 표 보고방식은 <표 9>와 유사하다.

<표 10>에서 Panel A, B 및 C의 결과를 살펴보면, 관심변수 DIV5는 종속변수 EQ1, EQ2 및 EQ3에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 따라서 <표 10>의 결과는 앞서 <표 6>부터 <표 9>까지의 경우와 일관된 결과를 보

〈표 9〉 추가분석 1 : 5년간 배당을 연속적으로 지급한 경우

Panel A: 〈표 6〉의 경우					
Variable	pred. sign	종속변수 = EQ1 (18,320)			
		Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 3년간 DA(DAK)의 절대값의 크기로 측정		전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 3년간 DA(DAK)의 표준편차로 측정	
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		Dechow et al.(1995)	Kothari et al.(2005)	Dechow et al.(1995)	Kothari et al.(2005)
		DA_opaque _{t~t+2}	DAK_opaque _{t~t+2}	DA_std _{t~t+2}	DAK_std _{t~t+2}
PDIV	-	-0.032 (-11.30***)	-0.022 (-9.81***)	-0.013 (-10.55***)	-0.007 (-7.88***)

Panel B: 〈표 7〉의 경우							
Variable	pred. sign	종속변수 = EQ2 (18,320)					
		3년간 RM(abCFO, abPROD, abDISE)의 표준편차로 측정					
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		Cohen and Zarowin(2010)			Roychowdhury(2006)		
		RM1_std _{t~t+2}	RM2_std _{t~t+2}	RM3_std _{t~t+2}	abCFO_std _{t~t+2}	abPROD_std _{t~t+2}	abDISE_std _{t~t+2}
PDIV	-	-0.007 (-5.71***)	-0.010 (-7.80***)	-0.015 (-7.36***)	-0.007 (-8.04***)	-0.006 (-5.59***)	-0.007 (-6.60***)

Panel C: 〈표 8〉의 경우			
Variable	pred. sign	종속변수 = EQ3 (N=15,638)	
		3년간 AQ의 표준편차로 측정	
		Model 1	Model 2
		Dechow and Dichev(2002)	Francis et al.(2005)
		AQ1 _{t~t+2}	AQ2 _{t~t+2}
PDIV	-	-0.013 (-8.44***)	-0.012 (-8.21***)

주1) 표에 보고된 결과는 통제변수가 모두 고려된 후의 결과임.
 주2) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.
 주3) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.
 주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄 (양측검증).

이고 있다. 이는 배당을 5년간 연속적으로 실시한 기업은 배당을 5년보다 적은 횟수로 실시한 비연속성의 기업보다 이익의 질이 더 높다는 것을 나타낸다. 이 결과는 현재 배당을 실시한 기업이더라도, 과거 배당이력이 5년간의 연속성이 있을 때가 그렇지 않은 경우보다 미래 이익의 질은 더 높다는 결과이므로, 배당의 연속성이 높을수록 배당이 미래 이익

의 질에 관한 예측정보력은 더 증가된다는 것을 시사한다.

4.5 민감도 분석결과

본 절에서는 민감도 분석(sensitivity analysis)의 일환으로 〈표 6〉부터 〈표 8〉까지의 전체 상장기

〈표 10〉 추가분석 2 : 배당의 연속성 vs. 배당의 비연속성

Panel A: 〈표 6〉의 경우					
Variable	pred. sign	종속변수 = EQ1 (10,270)			
		Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 3년간 DA(DAK)의 절대값의 크기로 측정		전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 3년간 DA(DAK)의 표준편차로 측정	
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		Dechow et al.(1995)	Kothari et al.(2005)	Dechow et al.(1995)	Kothari et al.(2005)
		DA_opaque _{t~t+2}	DAK_opaque _{t~t+2}	DA_std _{t~t+2}	DAK_std _{t~t+2}
DIV5	-	-0.019 (-6.86***)	-0.018 (-7.18***)	-0.008 (-6.58***)	-0.006 (-6.20***)

Panel B: 〈표 7〉의 경우							
Variable	pred. sign	종속변수 = EQ2 (10,270)					
		3년간 RM(abCFO, abPROD, abDISE)의 표준편차로 측정					
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		Cohen and Zarowin(2010)			Roychowdhury(2006)		
		RM1_std _{t~t+2}	RM2_std _{t~t+2}	RM3_std _{t~t+2}	abCFO_std _{t~t+2}	abPROD_std _{t~t+2}	abDISE_std _{t~t+2}
DIV5	-	-0.007 (-4.39***)	-0.010 (-6.89***)	-0.013 (-6.05***)	-0.007 (-6.53***)	-0.005 (-3.85***)	-0.005 (-4.74***)

Panel C: 〈표 8〉의 경우			
Variable	pred. sign	종속변수 = EQ3 (N=8,871)	
		3년간 AQ의 표준편차로 측정	
		Model 1	Model 2
		Dechow and Dichev(2002)	Francis et al.(2005)
		AQ1 _{t~t+2}	AQ2 _{t~t+2}
DIV5	-	-0.009 (-5.47***)	-0.007 (-4.81***)

주1) 표에 보고된 결과는 통제변수가 모두 고려된 후의 결과임.
 주2) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.
 주3) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.
 주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

업을 대상으로 분석한 결과가 유가증권상장기업에 기인한 것인지, 아니면 코스닥상장기업에 기인한 것인지, 그렇지 않고 이들 시장유형에 관계없이 나타나는 현상인지를 알아보기 위하여 표본을 다시 KOSPI vs. KOSDAQ 표본으로 나누어 각각 살펴 보았다. 그 결과는 〈표 11〉에 나타내었고, 지면상 앞서와 같이 관심변수를 중심으로 요약 표를 작성해

보고하였다.

〈표 11〉에서 Panel A부터 F까지의 결과를 살펴 보면, 관심변수 DIV는 종속변수 EQ1, EQ2 및 EQ3에 대해 KOSPI 표본이나 KOSDAQ 표본에 관계없이 유의수준에는 다소 차이는 있으나 전반적으로 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났다. 이러한 〈표 11〉의 결과는 당기 배당이 미래 높은 품질의 이익의

〈표 11〉 민감도 분석결과 : KOSPI vs. KOSDAQ 표본

Panel A: KOSPI 표본							
Variable	pred. sign	종속변수 = EQ1 (18,320)					
		Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 3년간 DA(DAK)의 절대값의 크기로 측정		전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 3년간 DA(DAK)의 표준편차로 측정			
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4		
		Dechow et al.(1995)	Kothari et al.(2005)	Dechow et al.(1995)	Kothari et al.(2005)		
		<i>DA_opaque_{t~t+2}</i>	<i>DAK_opaque_{t~t+2}</i>	<i>DA_std_{t~t+2}</i>	<i>DAK_std_{t~t+2}</i>		
<i>DIV</i>	-	-0.035 (-8.44***)	-0.022 (-6.72***)	-0.013 (-7.36***)	-0.005 (-3.79***)		
Panel B: KOSDAQ 표본							
<i>DIV</i>	-	-0.032 (-8.16***)	-0.015 (-4.77***)	-0.011 (-7.11***)	-0.005 (-3.97***)		
Panel C: KOSPI 표본							
Variable	pred. sign	종속변수 = EQ2 (18,320)					
		3년간 RM(abCFO, abPROD, abDISE)의 표준편차로 측정					
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		Cohen and Zarowin(2010)			Roychowdhury(2006)		
		<i>RM1_std_{t~t+2}</i>	<i>RM2_std_{t~t+2}</i>	<i>RM3_std_{t~t+2}</i>	<i>abCFO_std_{t~t+2}</i>	<i>abPROD_std_{t~t+2}</i>	<i>abDISE_std_{t~t+2}</i>
<i>DIV</i>	-	-0.006 (-3.61***)	-0.003 (-1.86*)	-0.006 (-2.36**)	-0.003 (-2.38**)	-0.006 (-3.49***)	-0.004 (-2.83***)
Panel D: KOSDAQ 표본							
<i>DIV</i>	-	-0.008 (-4.15***)	-0.008 (-4.21***)	-0.014 (-4.78***)	-0.006 (-4.70***)	-0.007 (-4.50***)	-0.007 (-4.65***)
Panel E: KOSPI 표본							
Variable	pred. sign	종속변수 = EQ3 (N=15,638)					
		3년간 AQ의 표준편차로 측정					
		Model 1		Model 2			
		Dechow and Dichev(2002)		Francis et al.(2005)			
		<i>AQ1_{t~t+2}</i>	<i>AQ2_{t~t+2}</i>				
<i>DIV</i>	-	-0.012 (-5.88***)	-0.014 (-7.05***)				
Panel F: KOSDAQ 표본							
<i>DIV</i>	-	-0.014 (-6.36***)		-0.011 (-5.08***)			

주1) 표에 보고된 결과는 통제변수가 모두 고려된 후의 결과임.
 주2) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.
 주3) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.
 주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

질에 관한 정보를 신호하는데 있어 시장 간 차이에 민감하지는 않음을 보여준다. 따라서 국내 유가증권 기업이나 코스닥기업에서 배당을 지급하면 이들 기

업들에서의 배당 정보는 기업의 미래 이익의 질이 높다는 신호를 전달하는데 있어 유용하다는 것을 나타낸다.

V. 결론

본 연구는 당기에 배당을 지급한 기업이 회계학적 측면에서 미래 이익의 질에 관한 신호 정보를 전달하는지를 실증적으로 분석하였다. 나아가 추가분석에서는 5년간 지속적으로 배당을 지급한 기업이 그렇지 않은 경우보다 미래 높은 품질의 이익의 질과 관계가 있는지와, 또한 5년간 지속적인 배당을 지급한 기업이 비연속적으로 배당을 지급한 기업보다 미래 이익의 질이 더 높은지를 알아보았다. 아울러 시장유형별(KOSPI vs. KOSDAQ)로 당기 배당과 미래 높은 품질의 이익의 질과의 관계가 다른지에 대해서도 살펴보았다.

배당을 분석한 과거 연구들은 주로 배당이 현재와 미래 이익에 대한 정보를 제공하는지, 또한 최근 회계학 측면의 연구들은 당기 배당기업이 그렇지 않은 경우에 비해 현재 이익의 질이 더 높은지를 분석하였다. 이와 달리, 본 연구는 당기 배당과 미래 이익의 질 간의 관계를 이익지속성 대신 차기 이후의 경영자의 이익조정 수단 및 발생액의 질의 상태와 연계시켜 분석했다는 점에서 선행연구와는 차별성이 있는 정보를 제공한다. 분석을 위하여 본 연구는 t 시점의 배당과 t 년부터 $t+2$ 년까지로 측정된 미래 이익의 질 간의 관계를 중심으로 살펴보았다. 미래 이익의 질(또는 재무보고의 질)의 측정치로 본 연구는 선행연구들에서 보편적으로 이용되는 재량적 발생액(DA), 실제 이익조정(RM) 및 발생액의 질(AQ)을 이용하고, 특히 한 해 기간의 측정치 보다는 다기간의 측정치로 분석하였다. 즉 본 연구는 이익의 질을 나타내는 DA, RM 및 AQ에 대해 다시 Hutton et al.(2009), 전규안·박종일(2017) 및 Francis et al.(2005)의 방법을 준용하여 t 년부터 $t+2$ 년까

지 3년간의 각 연도별 DA, RM 및 AQ의 시계열적 변동성이 고려되는 표준편차로 측정된 후 분석에 이용하였다. 본 연구는 이를 각각 EQ1, EQ2, EQ3로 지칭하였다. 또한 DA에 대해서는 Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 재무보고의 질을 측정된 후 이를 분석에 이용한 경우도 살펴보았다. 본 연구에서는 각 EQ의 값이 작을수록 높은 품질의 이익의 질을 나타낸다. 따라서 본 연구는 당기 배당지급여부와 미래 EQ 간에 음(-)의 관계가 있는지를 통해 당기 배당이 차기 이후 이익의 질에 관한 신호 정보를 제공하는지를 알아보았다. 분석기간은 관심변수(종속변수)를 기준으로 2002년부터 2014년까지(2004년부터 2016년까지)이고, 최종표본은 상장기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인으로 EQ1과 EQ2의 경우 18,320개 기업/연 자료이고, EQ3는 15,638개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

본 연구에서 나타난 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이익의 질에 영향을 미치는 일정 변수를 통제된 후에도, 또한 종속변수로 EQ1, EQ2, EQ3로 측정된 경우에 상관없이 배당을 지급한 기업은 그렇지 않은 경우보다 미래 이익의 질이 유의하게 더 높은 결과로 나타났다. 이러한 결과는 배당지급기업이 무배당기업에 비해 평균적으로 미래 높은 품질의 이익의 질과 체계적인 양(+)의 관계가 있음을 시사해 준다. 따라서 당기 배당이 미래 이익의 질(또는 재무보고의 질)에 관한 유용한 신호 정보를 제공할 것으로 기대한 배당신호가설과 일치된 결과로 나타났다. 둘째, 추가분석에 따르면 앞서의 결과들은 5년간 배당을 연속적으로 지급한 여부와 종속변수(EQ1, EQ2, EQ3) 간에는 모두 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 5년간 배당을 연속적으로 실시한 기업이 비연속적인 경우보다 미래 EQ1, EQ2, EQ3 측정치 모두 유의하게 더 낮

은 결과로 나타났다. 이는 기업에서 배당에 연속성이 있을 때 미래 이익의 질은 더 높다는 것을 시사한다. 마지막으로, 표본을 다시 KOSPI와 KOSDAQ로 나누어 분석하면 앞서 전체표본의 결과는 두 시장 모두에서 일치된 결과를 보여 국내 상장기업들에서 배당이 제공하는 미래 이익의 질에 관한 신호 정보는 시장 간 차이는 없는 것으로 나타났다.

이상을 종합하면, 본 연구는 전반적으로 당기 배당지급이 경영자의 이익조정행위의 수단 및 재무보고의 질의 상태 모두와 관련된 미래 이익의 질을 예측하는데 있어 통계적으로 중요한 신호를 제공한다는 것을 보여주었다는 데 의미가 있다. 특히 본 연구는 배당과 미래 이익의 질 간의 관계를 살펴보는데 있어 보고된 이익 간의 지속성 대신 경영자의 이익조정 수단이나 발생액의 질의 상태 측면에서 실증적으로 규명한 연구라는 점에서도 의의가 있다. 또한 추가분석에서는 5년간의 지속적인 배당을 실시한 기업이 무배당기업이나 비연속성의 배당을 수행한 기업보다 또는 배당을 시작하더라도 5년간 지속적인 배당을 실시한 경우가 비연속성 배당을 수행한 기업보다 미래 이익의 질이 더 증가된다는 실증적 증거를 제시해 주고 있다. 나아가 본 연구의 민감도 분석 결과에서는 앞서 당기 배당과 미래 높은 품질의 이익의 질 간에 체계적인 양(+)의 관계가 유가증권기업이나 코스닥기업에 관계없이 나타나는 일반적인 현상임을 보여주었다는 데도 의미가 있다.

따라서 본 연구결과는 최근 당기 배당과 당기 이익의 질 간의 관계를 분석한 선행연구들에서 분석이 상대적으로 부족했던 측면을 보완해 주는 추가적인 실증적 증거를 제공할 것으로 기대된다. 아울러 앞서와 같은 학계의 관련연구에 대해 추가적인 증거의 제공 외에도 본 연구의 발견은 배당지급 상태가 기업의 미래 높은 품질의 이익의 질에 관한 신호를 전

달한다는 측면은 자본시장의 투자자에게도 합리적인 의사결정에 유용한 정보로 활용될 수 있다. 뿐만 아니라, 기업이 보고하는 재무보고의 질에 관심이 있는 실무계, 규제기관 및 정책입안자들에게도 기업의 배당 정보는 시장에서 관찰이 어려운 재무보고의 질, 특히 미래 이익의 질에 관한 예측력을 전달해 준다는 본 연구의 발견은 기업의 미래 이익의 질이 높거나 낮음과 관련한 상태를 배당여부를 통해 가늠해 보는데 있어 중요한 잣대로 활용될 수 있을 것이다.

이상의 유익한 공헌과 시사점의 제공에도 불구하고 본 연구는 분석상에 다음과 같은 한계가 있을 수 있다. 첫째, 본 연구는 해당 주제를 분석할 때 이용된 식(1)부터 식(3)의 모형에 고려되지 않은 생략된 변수(omitted variable) 문제는 여전히 남아 있다. 둘째, 본 연구는 종속변수의 측정을 위해 이용된 재무적 발생액, 실제 이익조정 및 발생액의 질 모두는 외부에서 쉽게 관찰되지 않기 때문에 Dechow et al.(1995), Kothari et al.(2005), Roychowdhury (2006), Dechow and Dichev(2002) 및 Francis et al.(2005) 등의 모형을 이용하여 추정하였다. 그러나 이들 추정치는 추정이 수반된다는 점에서 추정 오차(estimator error)의 문제가 있을 수 있다. 따라서 이상의 사항은 결과해석상 고려될 필요가 있다. 한편으로, 이상의 분석상의 한계는 본 연구만의 문제라기보다는 경험적 연구들에서 흔히 나타나는 공통된 한계일 수 있다.

한편, 향후 논문에서는 손실기업에서 배당을 지급하면 배당이 미래 높은 품질의 재무보고의 질에 관한 신호를 전달하는지와 관련한 주제 역시 분석될 필요가 있다. 또한 본 연구에서 배당이 미래 이익의 질에 관한 신호를 제공한다는 것을 보여주었기 때문에 배당지급 상태와 재무분석가의 이익예측오차 간의 관계를 살펴보는 것도 의미 있는 연구주제가 될

것으로 보인다.

참고문헌

- 강나라·백원선(2016), “배당변화와 미래신용위험의 예측 가능성,” **회계학연구**, 41(2), 167-211.
- 강나라·최 관(2016), “누가 주가붕괴위험을 부담하는가?: 회계이익의 불투명성을 중심으로,” **회계학연구**, 41(2), 87-129.
- 강선아·전성빈(2010), “Consequences of Real Activity Based Earnings Management: Evidence of Seasoned Equity Firms in Korea,” **경영학연구**, 39(3), 595-632.
- 김문태·이선화(2016), “국민연금투자가 경영자의 이익조정과 배당정책에 미치는 영향,” **경영학연구**, 45(2), 537-556.
- 김성혜·이아영·전성빈(2012), “외국인투자자의 특성과 실제이익조정: 외국인대주주의 역할을 중심으로,” **회계학연구**, 41(2), 167-211.
- 김지홍·고재민·고윤성(2008), “적자 회피 및 이익 평균화를 위한 실제 이익조정 활동,” **회계저널**, 17(4), 31-63.
- 김현아·최우석·최승욱(2014), “이사회 독립성 및 전문성과 투자효율성,” **경영학연구**, 43(4), 1343-1378.
- 김현표·전경민·신영직(2016), “배당, 지배구조와 이익조정에 관한 연구,” **회계학연구**, 41(2), 39-86.
- 남혜정(2016), “배당지급 손실기업의 이익의 질에 대한 연구,” **회계학연구**, 41(2), 213-241.
- 류주연·전진규(2015), “배당정책과 이익의 질에 관한 연구: 배당신호가설의 재검증,” **기업경영연구**, 59, 155-175.
- 박경서·이은정(2006), “외국인투자자가 한국기업의 경영 및 지배구조에 미치는 영향,” **금융연구**, 20(2), 73-113.
- 박종일(2003), “기업지배구조와 이익조정: 최대주주 지분을 중심으로,” **회계학연구**, 28(2), 135-172.
- 박종일(2015), “IFRS 도입이 실제 이익조정에 미친 영향,” **세무와회계저널**, 16(5), 65-110.
- 박종일·곽수근(2007), “감사인 교체와 감사품질,” **회계와 감사연구**, 46, 191-226.
- 박종일·전규안·최종학·박찬웅(2009), “대주주 및 외국인 주주의 이익조정과 대형 감사인의 역할,” **회계정보연구**, 27(1), 201-229.
- 박종일·최 관(2009), “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재무적 발생액에 미치는 영향,” **세무와회계저널**, 10(3), 257-293.
- 윤순석(2001), “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구,” **경영학연구**, 29(1), 57-85.
- 이아영·전성빈·김성혜(2012), “지배주주의 지분구조와 실제이익조정-소유권과 소유지배리더를 중심으로,” **회계학연구**, 37(1), 157-189.
- 이화진·박종국·김재오(2005), “이익지속성을 통한 배당 정보효과의 재조명,” **회계학연구**, 30(1), 133-166.
- 이화진·이계원(2007), “이익지속성을 통한 이익기업과 손실기업의 배당정보효과,” **회계저널**, 16(3), 169-195.
- 전규안·박종일(2017), “회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향,” **경영학연구**, 46(5), 1303-1041.
- 전영순(2003), “외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자 의사결정과 회계이익의 질,” **경영학연구**, 32(4), 1001-1032.
- 차명기·김수성(2016), “중간배당이 이익조정에 미치는 영향,” **국제회계연구**, 70, 253-283.
- 최 관·백원선(1999), “유상증자기업의 이익조정에 관한 연구,” **회계학연구**, 24(4), 1-27.
- 최중서·곽명민(2010), “비상장중소기업의 발생액 및 실물 조정활동을 통한 이익조정 실태,” **회계저널**, 19(1), 37-76.
- Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew(2003), “Do Non-audit Services Compromise Auditor

- Independence? Further Evidence," *The Accounting Review*, 78(3), 611-539.
- Becker, C., DeFond, M., Jiambalvo, and K. Subramanyam(1998), "The Effect of Audit Quality on Earnings Management," *Contemporary Accounting Research*, 15, 1-24.
- Benartzi, S., R. Michaely, and R. Thaler(1997), "Do Changes in Dividends Signal the Future or the Past?," *The Journal of Finance*, 52, 1007-1035.
- Bhattacharya, S.(1979), "Imperfect Information, Dividend Policy, and 'The Bird in the Hand' Fallacy," *Bell Journal of Economics*, 10(1), 259-270.
- Brav, A., J. R. Graham, C. R. Harvey, and R. Michaely(2005), "Payout Policy in the 21st Century," *Journal of Financial Economics*, 77(3), 483-527.
- Caskey, J., and M. Hanlon(2013), "Dividend Policy at Firms Accused of Accounting Fraud," *Contemporary Accounting Research*, 30(2), 818-850.
- Chen, S., T. Shevlin, and Y. Tong(2007), "Does the Pricing of Financial Reporting Quality Change around Dividend Changes?," *Journal of Accounting Research*, 45, 1-40.
- Choi, J. H., J. B. Kim, and Y. Zang(2010), "Do Abnormally High Audit Fees Impair Audit Quality?," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 29(2), 115-140.
- Cohen, D., and P. Zarowin(2010), "Accrual-based and Real Earnings Management Activities around Seasoned Equity Offerings," *Journal of Accounting & Economics*, 50(1), 2-19.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. J. Skinner(1996), "Reversal of Fortune Dividend Signaling and the Disappearance of Sustained Earnings Growth," *Journal of Financial Economics*, 40(3), 341-371.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- Dechow, P., and I. Dichev(2002), "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review*, 77, 35-59.
- Dechow, P., W. Ge, and C. Schrand(2010), "Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, their Determinants and their Consequences," *Journal of Accounting and Economics*, 50, 344-401.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo(1994), "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 17, 145-176.
- DeFond, M., and K. Subramanyam(1998), "Auditor Changes and Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 25(1), 35-67.
- Dewenter, K. L., and V. A. Warther(1996), "Dividends, Asymmetric Information, and Agency Conflicts: Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and US Firms," *Journal of Finance*, 53(3), 879-904.
- Easterbrook, F.(1984), "Two Agency-cost Explanations of Dividends," *The American Economic Review*, 74, 650-659.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper (2005), "The Market Pricing of Accruals Quality," *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295-327.
- Grullon, G., R. Michaely, and B. Swaminathan (2002), "Are Dividend Changes a Sign of Firm Maturity?," *The Journal of Business*, 75, 387-424.

- Hanlon, M., J. Myers, and T. Shevlin(2007), "Are Dividends Informative about Future Earnings?," *Working Paper*, University of Washington.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian (2009), "Opaque Financial Reports, R², and Crash Risk," *Journal of Financial Economics*, 94(1), 67-86.
- Jensen, M. C.(1986), "Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jones, J.(1991), "Earnings Management During Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228.
- Kalay, A.(2014), "International Payout Policy, Information Asymmetry, and Agency Costs," *Journal of Accounting Research*, 52(2), 457-472.
- Kim, J. B. and B. C. Sohn(2013), "Real Earnings Management and Cost of Capital," *Journal of Accounting Public Policy*, 32, 518-543.
- Koch, A. and A. Sun.(2004), "Dividend Changes and the Persistence of Past Earnings Changes," *The Journal of Finance*, 59, 2096-2116.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley(2005), "Performance Matched Discretionary Accruals Measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- Lawson, B., and D. Wang(2016), "The Earnings Quality Information Content of Dividend Policies and Audit Pricing," *Contemporary Accounting Research*, 33(4), 1685-1719.
- Lintner, J.(1956), "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review*, 46(2), 97-113.
- Liu, N., and R. Espahbodi(2014), "Does Dividend Policy Drive Earnings Smoothing?," *Accounting Horizons*, 28(3), 501-528.
- Miller, M., and F. Modigliani(1961), "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *The Journal of Business*, 34, 411-433.
- Nissim, D., and A. Ziv(2001), "Dividend Changes and Future Profitability," *The Journal of Finance*, 56(6), 2111-2133.
- Roychowdhury, S.(2006), "Earnings Management through Real Activities Manipulation," *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), 335-370.
- Sivakumar, K. N., and G. Waymire(1993), "The Information-content of Earnings in a Discretionary Reporting Environment: Evidence from NYSE Industrials 1905-10," *Journal of Accounting Research*, 31(1), 62-91.
- Skinner, D., and E. Solttes(2011), "What do Dividends Tell us about Earnings Quality?," *Review of Accounting Studies*, 16(1), 1-28.
- Tong, Y. H., and B. Miao(2011), "Are Dividends Associated with the Quality of Earnings?," *Accounting Horizons*, 25(1), 183-205.

What do Dividends tell us about Future Earnings Quality?

Jongil Park* · Seol-hee Jung**

Abstract

We examine whether dividend paying status provides information about earnings quality. Specifically, in this paper, we investigate whether dividends are informative about future earnings quality. There is a long line of literature that investigates whether managers use dividends to signal the future prospects of their firm – known as the dividend information content hypothesis. According to the information content of dividends hypothesis, managers' dividend decisions provide information about the earnings prospects of their firms. Under the most common interpretation of this hypothesis, changes in firms' dividends map directly into changes in future earnings. However, that idea is not strongly supported in the data. On the other hand, recent studies indicate dividends are associated with higher-quality earnings (e.g., Hanlon et al., 2007; Skinner and Soltes, 2011; Tong and Miao, 2011; Caskey and Hanlon, 2013; Kim et al., 2016 etc.). Our study extends the previous literature by examining whether dividends' information is associated with earnings quality. In other words, in this paper, we examine whether dividend paying firms have better earnings quality about future than non-dividend paying firms. Specifically, we analyze managers use both discretionary accruals and real earnings management activities, these two methods to achieve their opportunistic goals as well as accruals quality as a proxy for the state of financial reporting quality. Our study differs from the prior research as their focus is on whether dividend paying status are informative about current earnings quality, while our focus is on whether dividend paying status is informative about current earnings quality.

Meanwhile, prior research relies on various empirical measures for earnings quality as no one single measure exists (Dechow et al., 2010). Thus, we utilize three empirical proxies in order

* Professor, School of Business, Chungbuk National University, First Author

** Assistant Professor, Department of Business Administration, Catholic Kwandong University, Corresponding Author

to corroborate and triangulate the inferences that can be drawn on the association between dividends and earnings quality. The first proxy is discretionary accruals (hereafter DA) calculated using both Dechow et al. (1995) and Kothari et al. (2005) models. The second proxy is real earnings management (hereafter RM) calculated using the Roychowdhury (2006) models. The third proxies are based on the mapping of accruals onto lagged, current, and future cash flows using both Dechow and Dichev (2002) and Francis et al. (2005) models of accrual quality (hereafter AQ). For analysis, similar to following Hutton et al. (2009), Jeon and Park (2017), and Francis et al. (2005), this paper measures about future earnings quality as the subsequent three years ($t = 0$ to $+2$) standard deviation of DA, RM, and AQ, respectively. Our sample covers KOSPI and KOSDAQ listed firms in non-financial industries from 2002 to 2014 (based on the dependent variable from 2004 to 2016).

The empirical findings of this paper are following. First, after controlling for several factors that affect earnings quality, we find that the coefficient on the dummy variable for dividend paying status is significantly negative for all three about future earnings quality proxies. That is, compared to non-dividend payers, dividend payers have lower standard deviation of future earnings quality measures based on DA, RM and AQ, respectively. Thus, this implies that dividend paying firms' future earnings quality are higher than non-dividend paying firms', this results provides support for the dividend information content hypothesis. Second, we use an alternative definition of the dividend indicator variable to identify persistent dividend paying firms (e.g., if the firm pays dividend for five contiguous years from year $t-4$ to year t). we find that compared to firms that do not pay dividends or pay dividends for less than five contiguous years, persistent dividend paying firms that have lower standard deviation of future earnings quality measures based on DA, RM and AQ, respectively. This results show that relatively persistent dividend paying firms having a significantly higher earnings quality about future do not pay dividends or/and pay dividends for less than five contiguous years. Finally, when we partition the samples into KOSPI and KOSDAQ listed firms, our main findings regarding the effect of dividend paying status on the future earnings quality are robust to stock exchange type of listed firms.

Overall, this results evidence supports the idea that dividends are informative about future earnings quality. In that sense, we provide new evidence on the dividend information content hypothesis by investigating the association between dividend paying and future-year earnings quality for firms that pay dividends in the current year as compared to firms that do not pay a dividend. As a result, we conclude that dividend paying status contains additional information

about future earnings quality that helps investors better forecast future earnings. That is, investors are better able to predict future earnings quality for dividend paying firms compared to non-dividend paying firms. And the findings of this paper also contribute to the related literature on the positive association between dividend and earnings quality by providing empirical results. Furthermore, the findings of this paper also provide an important implication and valuable insights for accounting researchers, practitioners, and regulators who are interested in dividend paying status per se is indicative of firms' future earnings quality.

Key words: Dividend, Future earnings quality, Discretionary accruals, Real earnings management, Accruals quality

-
- 저자 박종일은 현재 충북대학교 경영대학 경영학부의 재무회계 전공 교수로 재직 중이다. 홍익대학교 경영대학 경영학부를 졸업하였으며, 동 대학의 대학원에서 경영학석사 및 박사학위(경영학 전공)를 취득하였다. 주요 연구분야는 이익의 질, 감사품질, 회계이익과 과세소득의 차이, 조세회피, 기업지배구조, 재무분석가의 이익예측치의 특성 등이다.
 - 저자 정설희는 현재 가톨릭관동대학교 사회과학대학 경영학과와 회계학 전공 조교수로 재직 중이다. 충북대학교 경영대학 경영학부를 졸업하였으며, 동 대학의 대학원에서 경영학석사 및 박사학위(경영학 전공)를 취득하였다. 주요 연구분야는 이익의 질, 재무분석가의 이익예측치의 특성 등이다.