

## 재무보고의 불투명성이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향\*

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

김수인(교신저자)  
충북대학교 대학원 회계학과 박사과정  
(suink@chungbuk.ac.kr)

신상이(공동저자)  
충북대학교 대학원 회계학과 박사과정  
(ssyend@naver.com)

본 연구는 Hutton, Marcus, and Tehranian(2009)에서 제안된 재량적 발생액의 3년간 시계열적 변동성으로 측정된 재무보고의 불투명성 측정치가 이익예측의 정확성과 편의로 측정되는 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 나아가 앞서의 관계가 시장유형, 또는 감사인 규모로 측정된 감사품질, 그리고 재무분석가의 정보환경의 변화가 있었던 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 차이가 있는지도 살펴보았다.

분석을 위해 본 연구에서는 Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 과거 3년간 연도별 재량적 발생액(DA)의 절대값의 합으로 측정되는 재무보고의 불투명성 측정치(이하 OPAQUE1)와 전규안·박종일(2017)에서 제안한 과거 3년간 DA의 표준편차로 측정된 재무보고의 불투명성 측정치(OPAQUE2)를 이용하여 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석하였다. 이를 분석하는데 있어 비교목적으로 DA의 결과도 살펴보았다. 분석기간은 관심변수를 기준으로 2001년부터 2015년까지 금융업을 제외한 12월 결산인 상장기업 중 분석가능 했던 최종표본 9,677개 기업/연 자료가 이용되었다.

실증분석 결과에 따르면, 첫째로 종속변수에 영향을 주는 통제변수를 고려한 후에도 재무보고의 불투명성 측정치가 높을수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 떨어지고, 또한 낙관적 편이의 성향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 OPAQUE1과 OPAQUE2 모두 일치된 결과로 나타났다. 이와 달리, 선행연구에서 보편적으로 이용되었던 Kothari, Leone, and Wasley(2005)의 모형으로 측정된 DA는 재무분석가의 이익예측오차와는 통계적으로 유의한 관계가 나타나지 않았다. 둘째로 전체표본을 다시 시장유형, 감사인 규모, 그리고 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 표본을 나누어 분석하더라도 재무보고의 불투명성 측정치와 이익예측오차 간에 양(+)의 관계는 모두 앞서와 일치된 결과였다.

이상을 종합하면, 본 연구는 3년간 DA의 다기간으로 측정된 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가들이 발표하는 이익예측오차가 증가된다는 것을 보여주었다는데 의미가 있다. 특히, 한 기간으로 측정된 DA와 달리, 3년간 DA의 반전효과가 고려된 재무보고의 불투명성 측정치는 재무분석가의 이익예측오차와 양(+)의 관계로 나타난다는 본 연구의 발견은 재무분석가의 이익예측오차를 통해 살펴본 재무보고의 불투명성과 관련한 대용치(surrogate)의 경우 DA보다는 OPAQUE 측정치가 재무분석가들에게 정보의 불확실성을 더 증가시킨다는 것을 보여준다. 따라서 본 연구의 발견은 이익의 질과 재무분석가의 이익예측오차를 다룬 관련연구에 추가적인 새로운 증거를 제공한다. 아울러 본 연구결과는 학계뿐만 아니라 재무분석가의 이익예측치를 이용하는 자본시장의 투자자 및 실무계, 또한 재무보고의 질에 관심이 있는 규제기관에게 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가의 이익예측치에 어떤 체계적인 영향을 미치고 있는지와 관련한 전반적인 이해에도 유용한 정보를 더불어 제공해 줄 것으로 예상된다.

주제어: 재무보고의 불투명성, 정보의 불확실성, 재무분석가의 이익예측오차, 정확성과 편이, 시장유형, 감사인 규모, IFRS 도입 전후

최초투고일: 2018. 1. 8      수정일: (1차: 2018. 8. 12)      게재확정일: 2018. 12. 30

\* 본 논문에 유익한 제언을 주신 익명의 두 심사자에게 감사사를 표한다. 또한 본 논문에 조언을 주신 2017년 한국회계학회 동계학술대회 참가자들에게도 감사하며, 첫 번째 저자는 삼정KPMG의 연구비 지원에 감사드린다.

## 1. 서론

본 연구는 Hutton et al.(이하 HMT, 2009)에서 제안된 대기기간인 3년간 재량적 발생액의 반전효과가 고려되어 측정된 재무보고의 불투명성이 재무분석가의 미래 이익예측치에는 어떤 영향을 미치는지를 이익예측치의 정확성(accuracy)과 편의(bias) 측면에서 실증적으로 분석하였다. 이를 알아보는데 있어 본 연구는 종전 선행연구들에서 보편적으로 사용된 이익의 질의 대용치인 Kothari et al.(2005)의 방법으로 측정된 한 기간으로 측정된 재량적 발생액에 대해서도 앞서와 비교목적으로 살펴보았다. 또한 앞서의 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차 간의 관계가 시장유형에 따라, 감사인 규모로 측정되는 감사품질에 따라, 그리고 정보환경에 변화가 있었던 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 다른지에 대해서도 살펴보았다. 아울러 전체표본에서 주된 재무제표가 연결 또는 개별재무제표인 경우로도 나누어 살펴보았다.

재무분석가들이 발표하는 미래 이익예측 정보나 추가예측 정보의 경우 기업가치 평가에 유용한 정보를 제공할 수 있어 기업과 투자자들 사이의 정보비대칭을 해소하는 역할을 한다(Das, Levine, and Sivaramakrishnan, 1998). 또한 자본시장의 투자자들은 자신보다 우월한 분석능력과 정보수집능력을 가진 재무분석가들이 제공하는 기업의 미래 이익예측치를 투자의견에 고려하여 경제적 의사결정을 수행한다(안윤영 · 유영태 · 조영준 · 신현한 · 장진호, 2006). 아울러 경영자는 재무분석가들이 자신의 해당 기업에 대해 발표한 미래 이익예측치를 충족하거나 달성(meet or beat)하기 위한 이익조정 유인이 존재한다(Degeorge, Patel, and Zeckhaiuser,

1999; Matsumoto, 2002 등). 그러한 점에서 재무분석가의 미래 이익예측 정보는 기업의 주가에 영향을 미치고(Graham, Harvey, and Rajgopal, 2005), 또한 자본시장에서 자원의 효율적 배분에도 영향을 준다.

한편, 선행연구들은 이익의 예측가능성이 낮은 기업이거나 이익의 질이 낮은 기업일수록 재무분석가의 이익예측오차가 증가된다는 결과를 보고해 왔다(Das et al., 1998; Bradshaw, Richardson and Sloan, 2001; Eames and Glover, 2003; 정석우 · 임태균, 2005; 조중석 · 조문희, 2009; 김지홍 · 유정민 · 고재민, 2014 등). 즉 재무분석가는 기업평가에 전문성을 가지고 있으나, 만일 기업에서 공시하는 회계정보에 불완전성이 높고 예측력이 낮은 형태의 정보로 제공되면 재무분석가 역시 정확한 이익예측치를 산출하는데 있어 어려움이 있기 때문에 실제치에서 벗어난 미래 이익예측치를 자본시장에 발표할 수 있다(박종일 · 지승민 · 신재은, 2016). 그러한 점에서 재무분석가들이 발표하는 이익예측치의 특성은 자본시장의 사전적인 정보의 불확실성을 나타내는 대용치로도 보는 경향이 있다(Barron and Stuerke, 1998; 김성혜 · 전성빈 · 송민섭, 2012). 이러한 맥락에서 보면, 본 연구주제인 재무보고의 불투명성이 높은 기업일 때 재무분석가들이 산출하는 이익예측치의 특성에는 어떤 영향을 주는지에 관한 사항은 재무보고의 질이 자본시장에서의 정보환경에 어떠한 영향을 미치는지를 이해하는데 있어 중요하다.

투자자 측면에서 정보의 불확실성을 나타내는 이익조정(earnings management)은 경영자의 재량적 판단과 기회주의적인 의도가 포함되어 있기에, 선행연구들은 경영자와 투자자들 사이의 정보비대칭의 정도를 나타내는 대용치로도 널리 이용된다(Schipper, 1989; 조중석 · 조문희, 2009; 김지홍 · 백혜원 ·

고재민, 2010 등). 특히 Graham et al.(2005)의 설문조사의 결과 및 Roychowdhury(2006)의 연구에서 실제 이익조정(real earnings management)과 관련한 모형을 제안하기 전까지는 주로 발생액에 기초한 이익조정인 재량적 발생액이 기업에서 행해지는 이익조정의 주된 대상으로 논의되어 왔다(Schipper, 1989; Houlthausen, 1990; Healy and Wahlen, 1999). 재량적 발생액을 이용한 이익조정은 기업의 회계처리 방법상에 수익과 비용의 보고시기를 조정하는 재량적 선택이 포함되기 때문에 선행연구에서는 경영자의 기회주의적인 이익조정의 수단으로 간주되고 있다(Schipper, 1989).<sup>1)</sup> 이러한 기업의 재량적 발생액을 이용한 이익조정은 경영자가 사적인 목적에 따라 의도적으로 보고이익을 조정할 수 있기 때문에 외부정보이용자 측면에서는 미래 현금흐름을 예상하는데 있어 정보의 불확실성(uncertainty of information)을 높일 수 있다.

그런데 이익의 질을 재량적 발생액(discretionary accruals; 이하 DA)으로 측정된 후 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 살펴본 선행연구들에서는 혼재된 증거(mixed evidence)를 보고해 왔다. 예를 들어, 재량적 발생액과 재무분석가의 이익예측오차

간의 관계를 주된 주제로 분석한 연구들(조중석·조문희, 2009; 김성혜 외, 2012; 김지홍 외, 2014 등)은 두 변수 사이에 양(+의) 관련성을 보고하였다.<sup>2)</sup> 그런데 연구주제는 다르나, 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석하면서 재량적 발생액을 통제변수로 고려한 후속연구들의 경우는 대부분이 재량적 발생액과 재무분석가의 이익예측오차 간에 유의한 양(+의) 관계를 발견하지 못한 경우가 더 많다(임태균·정석우, 2008; 정설희·박범진, 2015; 남혜정, 2015; 박종일 외, 2016). 이와 같이 기업의 재량적 발생액이 증가할 때 재무분석가의 미래 이익예측치의 정확성을 낮추어 재무분석가 측면에서 재량적 발생액이 정보의 불확실성에 대한 대리변수인지에 관한 사항은 연구마다 보고된 증거가 달라 아직까지 합의된 결론에는 이르지 못한 것으로 보인다.

앞서 재량적 발생액과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석한 선행연구들은 한 기간(one-year)의 재량적 발생액을 중심으로 분석한 결과들이 대부분이었다. 이와 달리, 본 연구에서는 HMT(2009)의 연구에서 재무보고의 불투명성(financial reporting opacity; 이하 OPAQUE)으로 명명한 과거 3년간 다기간(multi-year)으로 측정되는 연도별 DA에 절

1) DA(재량적 발생액)를 이용한 당기 보고이익의 상향조정은 이후 반대방향으로 반전효과가 나타나 장기적으로 보면 전체 경영성과에는 영향을 주지 않는다. 이와 달리 RM(실제 이익조정)은 반전효과가 없고 당기 RM을 증가시키면 차기 이후 오히려 부정적인 경영성과 또는 초과수익률이 낮아지는 결과를 초래하여 기업가치를 파괴하고 미래 현금흐름을 악화시킨다는 주장과 실증적 증거가 다수 존재한다(Roychowdhury, 2006; Zang, 2012; Leggett, Parsons, and Reitenga, 2009). 따라서 기업은 RM을 이용한 이익조정은 엄격한 회계기준이 등장하거나 DA를 이용한 이익조정이 부족할 때 RM을 추가로 수행한다는 주장이 있어 왔다(Cohen, Dey, and Lys, 2008; Zang, 2012).

2) 예를 들어, 조중석·조문희(2009)는 Dechow, Sloan, and Sweeney(1995) 모형을 이용하여 재량적 발생액(DA)을 추정된 후 DA에 절대값을 취하여 분석한 결과에서 DA의 절대값이 클수록 재무분석가의 이익예측치의 경우 정확성이 낮고 낙관적 편위의 성향이 있는 것으로 나타났다. 반면, 김성혜 외(2012)는 Jones(1991) 모형을 이용하여 DA와 재무분석가의 이익예측의 정확성과 분산 간의 관계를 분석한 결과에서 DA가 클수록 이익예측의 정확성이 낮고, 분산이 커짐을 보고하였다. 김지홍 외(2014)는 Kothari et al.(2005) 모형에 따라 ROA성공통제 재량적 발생액을 추정된 후 DA와 이익예측의 정확성과 재무분석가의 수와의 관계를 분석한 결과에서 DA가 클수록 10% 수준에서 이익예측의 정확성이 낮게 나타났고, DA와 재무분석가의 수 간에는 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 이들 연구 중 앞서 조중석·조문희(2009)의 경우만 DA에 절대값을 취한 후 분석한 결과이다. 이와 달리, 임태균·정석우(2008), 정설희·박범진(2015), 남혜정(2015) 및 박종일 외(2016)의 연구는 통제변수로 DA를 고려한 결과에서 모두 DA와 재무분석가의 이익예측의 정확성, 편의 혹은 분산 간에 통계적으로 유의한 관계는 나타나지 않았다.

대값을 취한 후 합산된 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가의 이익예측오차에는 어떤 영향을 미치는지를 중심으로 살펴본다. HMT(2009)에서 처음으로 제안된 OPAQUE 측정치는 기업이 한 기간에서 양(+ )의 DA(재량적 발생액)를 증가시키면 반전효과(reversal effect)에 따라 이후 기간에서 음(-)의 DA 역시 증가되는 속성을 가진다(Dechow, Sloan, and Sweeney, 1996).<sup>3)</sup> 따라서 이러한 속성을 이용하여 3년간 DA의 절대값의 합으로 측정된 OPAQUE는 기업이 발생액을 이용할 경우 양(+ )의 DA와 음(-)의 DA 모두를 크기로서 반영하므로, 기업이 보고이익을 상향조정하여 양(+ )의 DA를 높일수록 이를 다기간으로 포착하면 OPAQUE의 시계열적 변동폭은 커진다. 이와 달리, 한 기간으로 측정된 DA는 한 기간에 대한 기업의 이익조정 수준의 단층만을 포착하기 때문에 앞서와 같은 효과파악은 사실상 어려운 측면이 있다.<sup>4)</sup> 또한 OPAQUE는 한 기간의 DA와 달리, 기업에서의 이익조정에 대한 다기간의 영향(multi-year effects)을 포착하는 이점과 더불어 3년간의 합(moving sum)으로 계산되기 때문에 기업 또는 경영자의 기본적인 이익조정 정책을 반영한 측정치일 수 있다(HMT, 2009; 전규안 ·

박종일, 2017).

이러한 OPAQUE 측정치가 갖는 특성에 따라 HMT(2009)는 재무보고의 불투명성 측정치를 개발한 후, OPAQUE 값이 클수록 투자자 측면에서 미래 추가폭락의 가능성과 양(+ )의 관계를 보고하였다. 또한 후속연구인 Kim and Zhang(2014)은 HMT(2009)에서 제안된 OPAQUE 값으로 측정되는 재무보고의 불투명성과 사전적(ex ante)으로 측정된 추가폭락의 위험 간에 양(+ )의 관계를 보고하였다. 강나라 · 최 관(2016)은 앞서의 OPAQUE 정보에 따라 시장에서 투자자 유형별로 거래행태에 차이가 있다는 결과를 보고하였고, 전규안 · 박종일(2017)은 HMT(2009)의 측정치와 해당 연구에서 제안한 3년간 DA의 표준편차로 측정된 재무보고의 불투명성 모두 감사인 측면에서 감사보수와 감사시간과 양(+ )의 관계가 있음을 보여주었다. 이와 같이 OPAQUE 측정치를 이용한 선행연구들은 주로 투자자나 감사인 측면에서 다루었다. 그러한 점에서 OPAQUE로 측정된 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석한 연구는 아직까지 거의 다루어지지 않았다. 따라서 본 연구는 OPAQUE 측정치를 분석한 기존 선행연구와 달리,

3) HMT(2009)은 재무보고의 불투명성 측정치를 개발할 때 Dechow et al.(1996)의 연구에서 SEC로부터 감리지적을 받은 기업들의 DA가 -1시점에서 +1시점 사이의 3년간 패턴에서 반전된다는 결과에 착안한 것이다. 즉 Dechow et al.(1996)은 감리지적을 받은 기업의 경우 감리지적 전의 DA의 증가는 이후 시점 간 변화에서는 다시 역의 방향으로 감소된다는 것을 보여주고 있다(Dechow et al., 1996, p.18). 따라서 HMT(2009)의 연구는 OPAQUE를 재무보고의 불투명성 측정치로 보았다.

4) 예를 들어 설명하면, 기업이 t-2년도에 총자산 대비 +0.10의 DA를 증가시켜 보고이익을 상향조정할 경우 만일 앞서의 반전효과로 인해 t-1년도와 t년도에 각각 -0.07과 -0.03의 DA가 감소했다고 가정해 보자. 이런 경우 외부정보이용자가 t년만의 각 DA를 탐지한다고 가정해 볼 때 t년도의 각 음(-)의 DA만으로 그 기업의 이익조정을 파악하면 이 기업은 보고이익을 보수적으로 수행한 기업에 해당될 수 있다. 하지만 t년도에 나타나는 음(-)의 DA는 해당 연도에 경영자가 다른 이익조정을 수행하지 않았다고 가정할 경우에는 t-2년도의 반전효과에 기인한 결과일 뿐이다. 이와 달리, t년도 HMT(2009)의 OPAQUE 측정방법에 따라 측정하면  $+0.2 [= \text{abs}(+0.10) + \text{abs}(-0.07) + \text{abs}(-0.03)]$  값으로 측정되고, 전규안 · 박종일(2017)의 3년간 DA의 표준편차로 측정하면 +0.09의 값이 된다. 따라서 이 기업은 t년도를 기준으로 볼 때, DA는 -0.03이나, OPAQUE로 측정하면 HMT(2009)의 방법은 +0.2이고, 전규안 · 박종일(2017)의 방법은 +0.09로 나타나 외부정보이용자 관점에서 해당 기업의 이익조정을 파악하는데 있어 t년도만을 고려해 판단하면 DA와 OPAQUE 간에는 이익조정에 대한 포착에 있어 차이가 있음을 알 수 있다. 따라서 재무분석가의 경우도 한 시점인 t년도의 DA가 음(-)인 사항만으로 기업의 이익조정을 파악하는 것보다는 과거 3년간의 OPAQUE로 파악하는 것이 해당 기업의 이익조정 정책에 관하여 보다 잘 탐지할 수 있을 것으로 보인다.

HMT(2009) 및 전규안·박종일(2017)에서 제안된 재무보고의 불투명성 측정치가 재무분석가 측면에서 미래 이익예측치 특성에 어떤 체계적인 영향을 미치고 있는지를 재무분석가의 이익예측오차(analyst's earnings forecast errors)와의 관계를 통해 살펴보고자 한다. 한편, 재무분석가의 이익예측의 특성을 분석한 이전 연구들은 이익의 예측가능성이 낮거나 정보의 불확실성이 높을 때 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 낮아지고, 또한 보다 낙관적인 예측치를 발표하는 성향이 있음을 보고하였다(Das et al., 1998; Lim, 2001; Duru and Reeb, 2002). 그러한 점에서 이익예측의 정확성이 떨어지거나 이익예측치에 낙관적 편협의 성향이 나타날 때 재무분석가의 이익예측오차는 증가한다(Eames and Glover, 2003). 따라서 본 연구는 OPAQUE 값이 클수록 정보의 불확실성이 높을 수 있기 때문에 재무분석가들이 발표하는 이익예측치의 정확성이 낮고, 낙관적인 이익예측치를 발표할 것으로 기대된다.

앞서의 주제를 살펴보기 위하여 본 연구에서는 HMT(2009)의 방법에 따라 과거 3년간의 다기간으로 측정되는 연도별 재량적 발생액(DA)의 절대값의 합인 재무보고의 불투명성 측정치(이하 OPAQUE1)와 더불어 전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 과거 3년간 DA의 표준편차로 측정된 재무보고의 불투명성(이하 OPAQUE2)을 병행하여 분석에 이용한다. 재무분석가의 이익예측오차는 선행연구들에서 이용되었던 방법인 정확성과 편의를 중심으로 살펴보았다. 본 연구에서 정확성(이하 ACCR)은 재무분석가의 주당순이익 예측치의 합의치에 대한 평균과 기업의 주당순이익 실제치의 차이를 기초주가로 표준화한 후 절대값을 취하여 측정하였고, 편의(이하 BIAS)는 앞서 ACCR에 대해 절대값을 취하지 않고 측정된 값이다(Libby, Hunton, Tan, and Seybert,

2008; 조중석·조문희, 2009; 정석우·배성호·임태균, 2012 등). 본 연구에서 재무분석가의 이익예측치 자료는 Fn-Guide 데이터베이스에서 해당 기업에 대해 회계연도 마지막(final)으로 발표한 연간(annual) 주당이익예측치 중 평균으로 측정된 재무분석가들의 합의치(consensus)를 이용하였다. 또한 앞서의 해당 주제를 살펴보는데 있어 본 연구는 Kotheri et al.(2005)의 방법으로 측정된 한 기간의 재량적 발생액(DA)에 대해서도 검증결과와의 비교 목적으로 같이 살펴보았다. 분석을 위해 본 연구는 재무분석가들이 발표한 이익예측치 자료가 있는 기업 중에서 금융업을 제외한 12월 결산의 상장기업(유가증권과 코스닥기업)을 대상으로, 분석기간의 경우 관심변수(종속변수) 기준으로 2001년부터 2015년까지(2002년부터 2016년까지) 분석에 이용가능한 9,677개 기업/연 자료이다.

실증결과는 첫째, 종속변수에 영향을 주는 통제변수가 고려된 후에도 평균적으로 재무보고의 불투명성 측정치(OPAQUE1, OPAQUE2)는 재무분석가의 이익예측의 정확성(ACCR) 및 편의(BIAS)에 대해 각각 유의적인 양(+의) 관계가 나타났다. 즉 재무보고의 불투명성이 높을수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 떨어지고, 또한 낙관적 편협의 성향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 HMT(2009) 및 전규안·박종일(2017)의 측정방법에 관계없이 모두 일치된 결과를 보였다. 이와 달리, 보편적으로 이용되었던 한 기간의 재량적 발생액(DA)은 재무분석가의 이익예측오차와의 관계가 통계적으로 유의하지는 않았다. 이는 평균적으로 한 기간으로 측정된 DA와 달리, 다기간인 3년간 DA의 반전효과가 고려된 재무보고의 불투명성 측정치와 재무분석가의 이익예측오차 간에 유의한 양(+의) 관계로 나타난 본 연구의 발견은 재무분석가 측면에서 DA보다는

OPAQUE 측정치가 재무분석가들에게 정보의 불확실성을 더 증가시킬 수 있음을 시사한다. 둘째, 표본을 다시 시장유형, 감사인 규모, IFRS 의무도입 전 후기간에 따라 나누어 분석하더라도 앞서의 두 변수 간의 양(+)의 관계는 전체표본의 경우와 일관되게 일치된 결과를 보였다. 이러한 결과는 OPAQUE로 측정된 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차 간에 유의적인 양(+)의 관계는 상대적으로 이익의 질이 낮은 시장의 경우나, 감사품질이 낮은 감사인에게 감사받은 경우나 낮은 정보환경에 기인한 결과라기보다는 OPAQUE 측정치 자체의 특성에 기인한 것임을 시사해 준다. 마지막으로, 앞서의 방법과 달리 DA의 추정치를 HMT(2009)에서 이용된 Dechow et al.(1995) 대신 Kothari et al.(2005)의 방법으로 추정 후 OPAQUE를 측정하거나, 표본을 주된 재무제표가 연결인 경우와 개별인 경우로 나누어 분석하더라도 재무보고의 불투명성과 이익예측오차 간에 양(+)의 관계는 모두 앞서 전체표본의 결과와 일치된 결과를 보여 검증결과 측면에서 본 연구결과는 강건성이 있는 것으로 나타났다.

본 연구는 관련 선행연구와 비교할 때 다음과 같은 측면에서 차별성을 가지고 있다. 첫째, 재량적 발생액과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석한 선행연구들은 주로 한 기간으로 측정된 DA를 중심으로 살펴보았다(조중석·조문희, 2009; 김성혜 외, 2012; 김지홍 외, 2014 등). 이와 달리, 본 연구는 DA에 기초한 3년간의 시계열적 변동성이 고

려된 대기간의 측정방법인 HMT(2009) 및 전규안·박종일(2017)에 따라 측정된 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 중심으로 분석했다는 점에서 차별적인 정보를 제공한다. 둘째, HMT(2009)의 재무보고의 불투명성 측정치를 이용한 선행연구들이 주로 투자자의 시장반응을 중심으로 살펴보거나(HMT, 2009; Wang and Du, 2012; Kim and Zhang, 2014; 강나라·최관, 2016), 또는 감사인의 반응을 살펴보았다(전규안·박종일, 2017). 하지만, HMT(2009)의 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석한 연구는 아직까지 없다는 점에서 본 연구는 앞서의 선행연구와는 차별성을 가진다. 셋째, DA와 재무분석가의 이익예측의 특성 간의 관계를 살펴본 선행연구들은 주로 유가증권기업만을 대상으로 분석하거나, 또는 IFRS 의무도입 이전 자료를 중심으로 살펴보았다(조중석·조문희, 2009; 김성혜 외, 2012; 김지홍 외, 2014).<sup>5)</sup> 이와 달리, 본 연구는 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석할 때 연구범위를 보다 확장(extension)시켜 유가증권기업뿐만 아니라 코스닥 기업까지 포함하여 전체 상장기업을 대상으로 분석하였고, 또한 분석기간에 대해서도 IFRS 의무도입 이전뿐 아니라 IFRS 이후기간까지 포함하여 확장된 증거를 제공한다.

본 연구의 발견은 여러 추가적인 공헌 및 시사점을 제공한다. 첫째, HMT(2009)의 재무보고의 불

5) 예를 들어, 김지홍 외(2014)는 분석기간 2003년부터 2007년까지 유가증권기업을 대상으로 468개 기업/연 자료만이 표본으로 분석되었다. 또한 김성혜 외(2012)는 분석기간 2001년부터 2008년까지 유가증권기업을 대상으로 1,447개 기업/연 자료를, 조중석·조문희(2009)는 분석기간 2001년부터 2008년까지 1,759개 기업/연 자료가 분석되었다. 본 연구는 2001년부터 2015년까지 유가증권과 코스닥기업에 상장된 기업 중 분석에 이용가능했던 최종표본으로 9,677개 기업/연 자료를 이용하였다. 따라서 본 연구에서 분석에 이용된 표본수와 선행연구를 비교하면 본 연구는 김지홍 외(2014)의 경우보다 20.7배(=9,677/468개), 김성혜 외(2012)보다 6.7배(=9,677/1,447개), 또한 조중석·조문희(2009)보다 5.5배(=9,677/1,759개) 더 많은 표본으로 구성되었기에 검증결과에 대한 일반화의 가능성은 높을 것으로 기대된다.

투명성 측정치를 이용한 이전 연구들은 재무보고의 불투명성이 높을수록 주식시장이나 옵션시장에서 미래 주가폭락의 위험이 높고(HMT, 2009; Bradshaw, Hutton, Marcus, and Tehranian, 2010; Wang and Du, 2012; Kim and Zhang, 2014), 주식 시장에서 전문투자자와 일반투자자 간에 상이한 투자행태를 보이며(강나라·최 관, 2016), 또한 감사인의 감사위험을 증가시킨다는 결과를 보고하였다(전규안·박종일, 2017). 이와 달리, 본 연구는 투자자들의 투자의사결정에 중요한 영향을 미치고 있는 재무분석가 측면에서 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가들이 발표하는 미래 이익예측치의 정확성이 낮고, 또한 낙관적 편위의 성향이 높다는 것을 보여주었다. 둘째, 본 연구결과에서는 재무분석가 측면에서 OPAQUE와의 관계뿐만 아니라 DA와의 관계에 대해서도 비교하여 살펴본 결과에서 한 기간으로 측정된 DA는 재무분석가의 이익예측오차와 통계적으로 유의한 관계가 나타나지 않은데 반해, 3년간의 다기간으로 측정되어 연도별 DA의 반전효과가 고려된 OPAQUE는 재무분석가의 이익예측오차와 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 따라서 본 연구의 발견은 한 기간의 DA보다 3년간으로 측정된 OPAQUE 측정치가 재무보고의 불투명성과 관련한 대응변수로서 재무분석가들에게 정보의 불확실성을 더 높인다는 것으로 제시해 주고 있다. 또한 앞서 전술한 바와 같이 선행연구들의 경우 DA로 측정된 이익의 질과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석한 결과에서 혼재된 증거가 제시되고 있는 상황에서(임태균·정석우, 2008; 조중석·조문희, 2009; 김성혜 외, 2012; 김지홍 외, 2014; 정설희·박범진, 2015; 남혜정, 2015; 박종일 외, 2016 등), 본 연구결과는 이익의 질과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 다룬 관련연구에 추가

적인 새로운 증거(novel evidence)를 제공해 준다. 셋째, 본 연구의 추가분석 결과는 조건적인 상황인 시장유형, 감사인 규모, 그리고 IFRS 의무도입 전 후기간에 따라 표본을 나누어 분석하더라도 재무보고의 불투명성과 이익예측오차 간에 양(+)의 관계는 모두 일관된 결과가 나타남을 보여주고 있다. 따라서 이러한 본 연구의 발견은 OPAQUE로 측정된 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차 간의 양(+)의 관계는 상대적으로 이익의 질이 낮은 시장이나, 감사품질이 낮은 감사인에게 감사받은 경우나, 낮은 정보환경에 기인한 것이라기보다는 OPAQUE 측정치 자체에 기인된 결과임을 보여주고 있다. 마지막으로, 재무분석가의 이익예측치 정보는 자본시장에서 투자자들의 의사결정에 중요한 영향을 미친다는 점을 감안해 볼 때 본 연구의 발견은 학술적으로 학계뿐만 아니라 재무분석가의 이익예측 정보를 이용하는 투자자, 실무계 및 재무보고의 질에 관심이 있는 규제기관에게도 기업이 산출하는 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가들이 발표하는 미래 이익예측치 정보가 어떠한 영향을 주는지와 관련된 전반적인 이해에 유용한 시사점을 제공할 것으로 예상된다. 예를 들어, 재무분석가의 이익예측 정보는 투자자의 의사결정에 영향을 미치므로, 재무보고의 불투명성이 높은 기업에 대한 재무분석가의 이익예측치와 관련한 정보제공은 투자자들에게 기업의 가치를 평가하는데 있어 그 정확성이 낮을 수 있다는 시사점을 제공한다. 또한 규제기관은 기업이 산출하는 회계정보의 신뢰성 제고에 많은 관심을 가지고 있다. 따라서 재무보고의 불투명성이 높은 기업은 정보의 불확실성에 기인하여 재무분석가의 이익예측오차를 증가시킨다는 본 연구의 발견은 규제기관에서 재무보고의 불투명성이 높은 기업들에 대한 감시·감독을 할 때 OPAQUE 측정

치를 이용할 수 있고, 또한 감리지적에도 활용할 수 있을 것이다.

이후 본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 HMT(2009)의 재무보고의 불투명성 측정치를 분석한 선행연구에 대해 검토한 후 이를 기초로 가설을 설정하였다. III장에서는 가설검증을 위한 연구모형의 제시, 변수의 측정과 정의 그리고 본 연구의 표본선정의 과정을 설명한다. IV장에서는 가설에 대한 실증결과를 보고하고, 이를 논의한다. 마지막으로, V장에서는 본 연구결과를 정리하여 요약하고, 관련 연구에 대한 본 연구의 공헌과 시사점을 제시한다.

## II. 선행연구의 검토 및 가설의 설정

### 2.1 선행연구의 검토

본 연구에서 다루는 재무보고의 불투명성 측정치는 HMT(2009)의 연구에서 처음 제안한 측정치로 기본적으로는 재량적 발생액에 대해 과거 3년간의 연도별 값에 절대값을 취한 후 합계한 크기로 측정한다. 후속연구인 전규안·박종일(2017)은 앞서의 측정방법으로 3년간 다기간으로 연도별 재량적 발생액에 대해 시계열적 변동성을 표준편차로 측정하였다. 하지만 이들 두 방법 모두는 재량적 발생액을 기반으로 하여 재무보고의 불투명성을 측정한다. HMT(2009)의 재무보고의 불투명성 측정치를 이용하여 분석한 연구는 한 기간의 재량적 발생액을 이용한 경우와 비교하면 아직까지 국내외로 몇 편 되지 않아 소수에 불과하다. 그러한 점에서 본 절의 선행연구

에 대한 검토에서는 본 연구주제의 측정치와 관련이 있는 HMT(2009)의 연구를 먼저 살펴본 후, 다음으로 이 연구에서 제안된 재무보고의 불투명성 측정치를 이용하여 분석한 과거 연구들을 살펴보고자 한다.

먼저 HMT(2009)의 연구는 Dechow et al.(1995)의 모형을 이용하여 재량적 발생액(DA)을 추정하고, 과거 3년간의 연도별 DA에 절대값을 취한 후 이를 합산하여 재무보고의 불투명성을 측정하였다. 이 연구는 이 측정치를 OPAQUE로 지칭한 후 기업이 어떤 시점에서 양(+ )의 DA를 증가시키면 이후에 반전효과로 인해 음(-)의 DA 역시 반대방향으로 증가하기 때문에 3년간 다기간의 DA에 대하여 절대값의 합으로 측정되는 OPAQUE는 양(+ )의 DA와 음(-)의 DA에 따른 이익조정 크기 모두가 반영될 것으로 보았다. 따라서 HMT(2009)은 OPAQUE 값이 커질수록 기업에서 공격적인 이익조정을 수행했을 가능성이 높다고 보고, 기업의 재무보고의 불투명성은 높을 것으로 예상하였다. 이러한 관계가 성립하는지를 알아보기 위하여 이 연구는 OPAQUE 값이 클수록 기업의 고유위험(idiosyncratic risk)에 대해 양(+ )의 관계가 있는지와 더불어 주식시장의 투자자 측면에서 주가폭락의 위험(crash risk)<sup>6)</sup>과 양(+ )의 관계가 있는지를 분석한 결과에서 기대와 일치된 증거를 보고하였다. 또한 이 연구는 재무보고의 불투명성과 주가폭락의 위험 간에 양(+ )의 관계가 2002년에 시행된 사베인스-옥슬리(Sarbanes-Oxley) 법안이 통과된 이후에 들어서는 나타나지 않음을 보고하였다. 이에 대해 이 연구는 사베인스-옥슬리 법안의 시행에 따라 이후기간의 재무보고의 불투명성이 감소되었기 때문으로 해석하였다.

Kim and Zhang(2014)은 앞서 HMT(2009)에

6) 주가폭락(stock price crash)은 기업의 전망에 관한 시장의 기대가 갑작스럽고 극적으로 반대방향으로 수정되는 의미로 정의된다 (Bradshaw et al., 2010).

서 제안된 측정치를 이용하여 주가폭락의 위험을 앞서의 주식시장 대신 옵션시장에서의 내재변동성 웃는 곡선(implied volatility smirk)<sup>7)</sup>을 대상으로 분석하였다. 특히 이 연구는 옵션시장에서 발생하는 implied volatility smirk의 가파른 경사 기울기<sup>8)</sup>와 재무보고의 불투명성 간의 관계를 분석함으로써 최근 옵션시장에서 나타나는 현상에 대해 재무보고의 불투명성과 연계시켜서 주가폭락의 위험 또는 음(-)의 점프위험을 증가시키는지를 경험적으로 다루었다. 분석결과는 HMT(2009)에서 제안된 재무보고의 불투명성은 앞서의 사전적인 주가폭락의 위험과 양(+)의 관계로 나타났다. 이 연구는 이에 대해 Kothari, Shu, and Wysocki(2009)의 논의를 이용하여 좋은 정보는 빨리 시장에 알리고, 나쁜 정보는 철회하거나 지연시킨다는 경영자의 동기와 관련이 있고, 또한 Jin and Myers(2006) 및 HMT(2009)에서 주장된 기업의 투명성이 부족시 투자자들에게 확장된 기간으로 나쁜 정보를 감추려는 유인과 일치된 결과로 해석하였다. 또한 Bradshaw et al.(2010)은 HMT(2009)의 연구에서 이용된 재무보고의 불투명성 측정치, 주가폭락의 위험 및 옵션에서의 웃는 곡선(option smirk curve) 간의 관계를 각각 분석하였다. 이 연구는 옵션의 웃는 곡선과 재무보고의 불투명성 측정치는 각각 독립적으로 주가폭락의 위험을 설명한다는 결과를 제시하였다.

Wang and Du(2012)은 Jensen(2005)에서 주장하는 시장가치가 고평가된 기업의 경영자는 기회주의적인 이익조정을 통해 기업가치를 파괴할 것으로 보고, 자본의 시장가치가 과대평가된 기업의 경우 재무보고의 불투명성과 주가폭락 위험 간에는 어떤 관계가 있는지를 분석하였다. 이 연구는 재무보고의 불투명성을 HMT(2009)의 방법에 따라 측정하였다. 연구결과는 주가가 고평가된 기업일수록 재무보고의 불투명성이 높고, 투자자들에게 특정 정보의 공시를 숨기려는 경향이 있음을 보고하였다. 또한 이 연구에서는 주가가 고평가된 기업일수록 보고된 ROE는 관리 전 ROE보다 높았고, 주가폭락의 가능성 역시 높게 나타났다. 하지만 주가가 고평가되더라도 CEO가 이사회 의장을 겸직하여 막강한 영향력을 행사할 수 있는 경영자는 오히려 공격적 이익조정을 억제하는 것으로 나타났다.

HMT(2009)의 재무보고의 불투명성 측정치를 이용하여 분석한 국내 연구로는 강나라·최 관(2016)과 전규안·박종일(2017)이 있다. 강나라·최 관(2016)은 HMT(2009)의 방법에 따라 재무보고의 불투명성을 측정한 후 이 측정치와 투자자유형별로 정보접근가능성 및 거래형태 간에 차이가 있는지 분석하였다.<sup>9)</sup> 이 연구는 지연된 나쁜 정보에 대한 정보접근성이 투자자유형별로 다를 수 있어 이들의 거래형태에 차이를 보일 것으로 가정하였다. 투자자유

7) volatility smirk 곡선은 동일한 기초상품에 대하여 낮은 행사가격옵션의 내재변동성(특히 외가격(OTM), 풋옵션)이 높은 행사가격 옵션의 내재변동성(특히 등가격(ATM), 콜옵션)보다 높은 정형화된 사실로 언급된다. 그런데 Black-Scholes(1973)의 옵션가격이론에서 모든 옵션은 동일한 기초상품에 대하여 동일한 변동성을 가정하기 때문에 앞서 volatility smirk 곡선은 풀리지 않은 수수께끼(puzzles) 중에 하나이다. 특히, volatility smirk는 풋옵션의 외가격이 콜옵션의 등가격보다 비싼 경우를 가리킨다. 옵션가격이론에서 기초상품의 가격에 기대되는 음(-)의 점프와 추락(jumps or crashes)은 투자자의 위험회피 성향에 기인할 때 volatility smirk의 견인차로 작용한다는 주장이 있다(Kim and Zhang, 2014).

8) 재무관리 연구들에서는 'option smirk curve'을 폭락위험(crash risk)의 지표로 인지하고 있다(Bates, 2000; Bradshaw et al., 2010). 또한 최근 재무관리 연구에서 volatility smirk의 가파른 경사 기울기(steeptness)는 인지된 점프위험에 관한 대응치로도 사용된 바 있다(Yan, 2011).

9) 이 연구는 HMT(2009)의 방법으로 측정된 재무보고의 불투명성을 '회계이익의 불투명성'으로 용어 사용을 하였으나, 결국 HMT(2009)의 측정치를 나타낸다는 점에서 본 연구는 '재무보고의 불투명성'으로 기술하였다.

형은 개인투자자와 기관투자자로 구분하였다. 연구 결과는 정보접근성이 떨어지는 개인투자자가 기관투자자에 비해 재무보고의 불투명성이 높은 기업의 주식을 더 많이 순매수하고, 또한 주가붕괴가 발생하기 이전부터 주식을 순매수하는 반면, 정보접근성이 높은 기관투자자는 반대로 순매도하는 것으로 나타났다. 이 연구는 이에 대해 전문투자자는 주가붕괴 이전에 기업의 악재를 선점하는 반면에 개인투자자는 악재의 신호를 해석하지 못하거나 선점하지 못한 결과로 보았다. 또한 이 연구는 공정공시제도 도입 이후에는 재무보고의 불투명성이 높은 기업에 대한 개인투자자와 전문투자자의 순매수거래량의 차이와 주가붕괴발생 이전까지의 순매수거래량의 차이가 감소하는 것으로 나타났다. 이는 공정공시제도의 도입이 투자자유형별로 나타나는 정보불균형의 차이를 완화시킨다는 것을 보여준다. 전규안·박종일(2017)은 HMT(2009)의 측정치와 감사보수 및 감사시간과의 관계를 분석할 때, 재무보고의 불투명성 측정치에 대해 HMT(2009)의 방법과 달리, 3년간 DA의 표준편차로 측정하는 방법을 새롭게 제안하였다. 이 연구는 두 방법에 따라 측정된 재무보고의 불투명성이 높을수록 감사인의 감사위험이 증가되는지를 감사보수와 감사시간 측면에서 살펴보았다. 연구결과는 피감기업의 재무보고의 불투명성이 높을수록 감사인의 감사보수 및 감사시간 모두 증가되는 것으로 나타나 이 연구는 감사인이 재무보고의 불투명성을 감사위험에 고려한다는 결과를 보고하였다. 특히 이 연구는 HMT(2009)의 측정치의 경우 감사보수와 유의한 양(+ )의 관계를, 그러나 감사시간과는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 이와 달리, 해당 연구에서 제안된 측정치는 감사보수와 감사시간 모두에 대해 유의적인 양(+ )의 관계로 나타났다. 따라서 저자들은 재무보고의 불투명성을 HMT(2009)의 방

법보다 표준편차로 측정한 경우가 감사인의 감사위험을 더 잘 대리한다고 주장한다. 또한 이 연구는 Big 4 감사인여부에 따라 표본을 나누어 분석하면 non-Big 4 표본(Big 4 표본)에서 재무보고의 불투명성과 감사보수(감사시간) 간에 양(+ )의 결과가 더 뚜렷하게 나타났다.

이상의 선행연구를 종합하면, 재무보고의 불투명성 측정치는 기업위험과 관련이 있는 것으로 나타났다(HMT, 2009). 특히 재무보고의 불투명성이 높은 기업일수록 주식시장이나 옵션시장에서 미래 주가폭락의 위험이 높게 나타났다(HMT, 2009; Bradshaw et al., 2010; Wang and Du, 2012; Kim and Zhang, 2014). 또한 재무보고의 불투명성이 높을 때 주식시장에서 전문투자자와 일반투자자 간에 상이한 투자행태를 보이는 것으로 나타났으며(강나라·최 관, 2016), 감사인 측면에서도 감사위험을 높여 감사보수 및 감사시간이 증가되는 것으로 나타났다(전규안·박종일, 2017).

하지만, 앞서의 국내외 선행연구들에서는 HMT(2009)의 측정치를 이용하여 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가의 이익예측오차에는 어떤 영향을 미치는지 정보의 불확실성 측면에서 분석한 연구는 아직까지 전무한 실정이다. 또한 전술한 바와 같이 선행연구들은 한 기간의 재량적 발생액과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 통해 발생액의 이익조정이 정보의 불확실성과 어떤 체계적인 관계가 있는지를 분석한 연구는 있으나, 그 결과는 혼재된 증거를 보여 왔다(임태균·정석우, 2008; 조중석·조문희, 2009; 김성혜 외, 2012; 김지홍 외, 2014; 정설희·박범진, 2015; 남혜정, 2015; 박종일 외, 2016 등). 따라서 본 연구는 1년치 대신 3년간의 다기간인 방법으로 재량적 발생액의 반전효과를 고려한 측정치인 재무보고의 불투명성이 높은 기업에

대해 재무분석가들은 정보의 불확실성이 높은 상황으로 인지하는지를 재무분석가들이 발표한 이익예측치의 정확성과 편의를 통해 살펴봄으로써 관련연구에 보완적이고 추가적인 증거를 제공하고자 한다.

## 2.2 가설의 설정

선행연구들은 재무분석가의 분석 자료가 정확할 경우 시장참여자의 투자 의사결정에 유용한 회계정보로서의 역할을 수행하여 기업과 투자자 간에 존재하는 정보비대칭 문제를 완화하는데 공헌하는 것으로 보았다(Das et al., 1998; Asquith, Mikhail, and Au(2005)). 이러한 재무분석가의 정보중개인 역할 외에도 최근 연구들은 외부감사자의 역할도 수행할 것으로 기대하였다(Yu, 2008; Chen, Xie, and Zhang, 2017). 그런데 재무분석가들이 산출하는 미래의 이익예측치 정보는 투자자들의 의사결정에 중요한 영향을 미치고 있으나, 재무분석가들의 이익예측치의 특성을 분석한 과거 연구들은 재무분석가의 이익예측치에는 체계적인 편의(bias)가 나타나고 있음을 보고한 바 있다. 예를 들어, Das et al. (1998) 및 Lim(2001)은 재무분석가는 분석대상 기업의 이익예측가능성이 낮거나 제공되는 공시의 양과 질적 수준이 낮은 환경에서는 보다 낙관적인 이익예측치를 발표한다는 결과를 보고하였다. Duru and Reeb(2002)는 국제적으로 다각화된 기업의 경우 재무분석가의 이익예측치에 보다 낙관적 편이가 있고, 정확성도 낮다는 결과를 보고하였다. Hope(2003)는 기업에서 보고하는 공시의 양과 질적 수준이 높은 환경에서는 재무분석가의 이익예측치에 대한 정보의 불확실성이 감소되어 이익예측오차가 낮다는 결과를 보고하였다.

또한 발생액의 이익조정을 재무분석가 측면에서 다

룬 연구들은 이익의 질이 낮은 기업일수록 재무분석가의 이익예측오차는 증가된다는 결과를 보고하였다. 예를 들어, Bradshaw et al.(2001)은 이익의 질을 총발생액으로 측정한 경우 발생액 수준이 클수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮아진다는 결과를 보고하였다. 국내 연구로 조중석·조문희(2009)는 DA에 절대값을 취한 경우에서 재량적 발생액이 높을 때 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮고, 또한 낙관적인 이익예측치를 발표하는 성향이 있는 것으로 나타났다. 김성혜 외(2012)와 김지홍 외(2014) 모두는 DA에 절대값을 취하지 않은 경우에서 재량적 발생액 수준이 높을수록 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 낮음을 보고하였다. 정성환·한승수(2011)는 재무분석가들이 전기의 재량적 발생액을 구분해 내지 못하고 결과적으로 당기 이익을 과대 예측하였을 때 경영자의 이익조정 성향이 증가된다는 결과를 보고하였다. 그 외에도 김지홍 외(2010)의 연구는 기업의 발생액의 질(accruals quality)이 낮을수록 이익예측의 정확성이 낮다는 결과를 보고하였다.

이상과 같이 앞서의 국내외 선행연구들은 기업이 제공하는 정보의 질이 낮거나 이익예측가능성이 낮거나 정보의 불확실성이 높을 때 재무분석가 역시 미래의 이익예측이 어렵기 때문에 발표하는 이익예측치의 정확성이 낮고, 또한 재무분석가들이 발표하는 이익예측치에 낙관적인 편이의 성향이 있는 것으로 나타났다. 이는 재무분석가의 경우 기업분석에 전문성을 가지고 있으나, 기업이 공시하는 회계정보의 질이 낮거나 이익예측력이 낮은 정보환경의 기업일 때 재무분석가는 정확한 이익예측치를 발표하기 어려워 낙관적 이익예측치를 산출하는 경향이 있다. 이는 결국 이익예측오차를 증가시킨다. 이와 같이 선행연구들은 재무분석가의 이익예측치의 오차가 상

대적으로 증가할 때 이익예측치의 정확성이 감소하고, 또한 이익예측오차를 부호에 따라 그 편에 관점에서 구분할 때 비관적 편향(pessimistic bias: 재무분석가의 이익예측치가 실제 이익 발표치보다 더 낮은 경우)보다는 낙관적 편향(optimistic bias: 이익예측치가 실제 이익 발표치보다 더 높은 경우)와 밀접한 관련이 있다는 것을 보고한 바 있다.<sup>10)</sup> 따라서 만일 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가의 이익예측오차는 증가할 수 있으므로, 재무보고의 불투명성이 높을수록 재무분석가가 발표하는 이익예측치의 정확성은 낮고, 또한 비관적 편향의 경우보다는 낙관적 편향의 경향을 보일 것으로 기대된다.<sup>11)</sup> 왜냐하면 HMT(2009)에서 제안된 과거 3년간 연도별 DA에 절대값을 취한 합계로 측정된 경우나 전규안·박종일(2017)에서 3년간 DA의 표준편차로 측정된 경우 모두 재무보고의 불투명성 값이 커질수록 선행연구들은 투자자 측면에서 정보위험을 증가시키고(HMT, 2009; Bradshaw et al., 2010; Wang and Du, 2012; Kim and Zhang, 2014), 감사인 측면에서는 감사위험을 증가시킨다는 결과를 제시하였다(전규안·박종일, 2017). 또한 선행연구는 재무보고의 불투명성이 높을수록 기업의 고유위

험과도 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다(HMT, 2009). 이러한 맥락에서 재무분석가의 이익예측치의 특성상에 편향이 나타난다는 결과와, 특히 해당 기업의 이익예측가능성이 낮거나 이익의 질이 낮을 때 발생된다는 점을 감안하면 HMT(2009)에서 제안된 재무보고의 불투명성이 높을수록 정보의 불확실성이 증가되므로, 재무분석가들이 산출하는 미래의 이익예측치의 오차(forecast errors)는 증가된 것으로 예상된다. 재무분석가의 이익예측의 특성을 살펴본 선행연구들에서는 재무분석가의 이익예측오차가 증가하는 경우에 대해 이들의 이익예측의 정확성이 낮은지, 또는 낙관적인 편향의 성향을 보이는지를 통해 검증한 연구들이 있다(조중석·조문희, 2009; 선우혜정 외, 2010; 박종일 외, 2016 등). 따라서 본 연구는 다른 조건이 일정할 때 재무보고의 불투명성이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측의 정확성(accuracy)이 낮고, 또한 재무분석가의 이익예측치에 낙관적 편향의 성향은 높을 것으로 기대된다. 이러한 선행연구의 결과와 논의를 바탕으로 본 연구는 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가의 이익예측오차가 증가하는지를 정확성과 편향 측면에서 다음과 같은 선택가설의 형태로 두 가지 가

10) 선행연구들은 재무분석가의 미래 이익예측치에 낙관적인 편향의 성향이 관찰되는 것과 관련해서 다음과 같은 주장이 있어 왔다. 첫째, Das et al.(1998) 및 Lim(2001)은 재무분석가들은 전략적 보고 편향에 따라 이익예측가능성이 낮은 기업에 대해 의도적으로 낙관적 예측치를 우선 발표한 후, 이후 기업과 돈독한 관계를 형성하여 경영자로부터 정보를 얻어내 보다 우월한 기업정보에 접근하려는 동기가 있다고 주장한다. 둘째, McNichols and O'Brien(1997)은 재무분석가의 선택적 편향의 문제로 이들은 기업의 전망이 좋을 때 아는 정보만을 선별적으로 발표하는 경향이 있다고 주장한다. 셋째, Easterwood and Nutt(1999)는 재무분석가는 인지적 편향에 따라 호재는 과대평가하고 악재는 과소평가하여 낙관적 예측치가 더 많이 발표되는 경향이 있다고 주장한다. 하지만, 이러한 재무분석가의 낙관적 편향의 성향은 이익예측오차 측면에서는 오차를 증가시키는 결과를 초래한다. 따라서 재무분석가의 낙관적 이익예측치의 발표는 정확한 예측치를 제공하지 못하는 성향과 관계가 있기 때문에 예측의 비합리성(irrationality)과 관련된 사항일 수 있다.

11) 연구주제는 다르지만, 재무분석가의 이익예측오차를 정확성과 편향 측면을 같이 살펴본 선행연구들은 정확성이 낮거나 낙관적 편향이 있을 때 재무분석가의 이익예측오차를 증가시키는 것으로 설명한다. 예를 들어, 조중석·조문희(2009)는 DA에 절대값을 취한 후 분석한 경우에서 재량적 발생액이 높을수록 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 낮고, 낙관적 편향의 성향이 있고, 또한 선우혜정·최종학·이병희(2010)는 지분율 괴리도가 증가할수록 재무분석가의 정확성이 낮고, 낙관적 편향의 성향과 관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고 박종일 외(2016)는 재무보고 공격성이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측오차의 증가로 정확성이 낮고, 낙관적 편향이 나타남을 보고하였다. 이와 같이 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 낮거나 낙관적 편향이 관찰될 때 선행연구들은 재무분석가의 이익예측오차가 증가하는 것으로 보였다.

설을 설정한 후, 이와 관련된 실증적 의문사항을 경험적으로 알아보고자 한다.

가설 1: 재무보고의 불투명성이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측의 정확성은 낮다.

가설 2: 재무보고의 불투명성이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측에 낙관적 편위의 성향이 있을 것이다.

### III. 연구모형 및 표본의 선정

#### 3.1 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 3년간 다기간의 재량적 발생액의 반전효과가 고려되어 측정된 재무보고의 불투명성이 높은 기업의 경우 재무분석가의 미래 이익예측치에 어떻게 반영되는지를 실증적으로 규명하는데 있다. 이를 위해 본 연구는 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계, 특히 이익예측의 정확성과 편의를 중심으로 살펴본다. 본 연구는 앞서 제시된 가설 1과 2를 검증하기 위하여 다음과 같은 식(1)과 식(2)의 모형을 이용하여 분석한다.

$$\begin{aligned}
 ACCR_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 OPAQUE_t \\
 & + \beta_2 FOLLOW_t + \beta_3 EL_t + \beta_4 BIG4_t \\
 & + \beta_5 AUDCH_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t \\
 & + \beta_8 MTB_t + \beta_9 BETA_t + \beta_{10} VAR_t \\
 & + \beta_{11} FOREIGN_t + \beta_{12} MKT_t \\
 & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 BIAS_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 OPAQUE_t \\
 & + \beta_2 FOLLOW_t + \beta_3 EL_t + \beta_4 BIG4_t \\
 & + \beta_5 AUDCH_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t \\
 & + \beta_8 MTB_t + \beta_9 BETA_t + \beta_{10} VAR_t \\
 & + \beta_{11} FOREIGN_t + \beta_{12} MKT_t \\
 & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{2}$$

여기서,

종속변수

$ACCR_{t+1}$  = t+1년도 이익예측의 정확성(=|재무분석가의 주당이익예측치<sub>t+1</sub>-기업이 보고한 실제주당순이익<sub>t+1</sub>|/기말종가<sub>t</sub>)

$BIAS_{t+1}$  = t+1년도 이익예측의 편위(=[재무분석가의 주당이익예측치<sub>t+1</sub>-기업이 보고한 실제주당순이익<sub>t+1</sub>]/기말종가<sub>t</sub>)

관심변수

$OPAQUE1$  = t년도 재무보고의 불투명성(=absDA<sub>t-2</sub>+absDA<sub>t-1</sub>+absDA<sub>t</sub>, HMT, 2009), Dechow et al.(1995) 모형을 이용함

$OPAQUE2$  = t년도 재무보고의 불투명성(=STD(DA<sub>t-2</sub>, DA<sub>t-1</sub>, DA<sub>t</sub>), 전규안·박종일, 2017), Dechow et al.(1995) 모형을 이용함

$DA$  = t년도 ROA성과통제 재량적 발생액, Kothari et al.(2005) 모형을 이용함

통제변수

$FOLLOW$  = t년도 이익예측치를 해당 기업에 대해 발표한 재무분석가의 수

$EL$  = t년도 이익수준(=주당순손익<sub>t</sub>/기말종가<sub>t</sub>)

$BIG4$  = t년도 Big 4 감사인이 감사한 기업이면 1, 아니면 0

$AUDCH$  = t년도 감사인이 교체된 기업이면 1, 아니면 0

$SIZE$  = t년도 총자산에 자연로그를 취함

$LEV$  = t년도 총부채를 총자산으로 나눈 부채비율

$MTB$  = t년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치 비율

BETA = t년도 1년간의 시장모형으로 추정된 체계적 위험  
 VAR = t년도 추가변동성 (=일별자료를 이용한 1년간의 주식수익률 분산)  
 FOREIGN = t년도 외국인투자자 지분을  
 MKT = t년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0  
 ΣIND = 산업 더미변수  
 ΣYD = 연도 더미변수  
 ε = 잔차항  
 i기업의 별도 표시는 생략함.

식(1)과 식(2)에서 종속변수는 각각 ACCR와 BIAS이다. ACCR은 재무분석가의 이익예측의 정확성(forecast accuracy)을, BIAS는 재무분석가의 이익예측치의 편의(forecast bias)를 나타내는 변수이다. 이들 변수는 재무분석가의 이익예측오차(analyst's earnings forecast errors)와 밀접한 관련이 있다.<sup>12)</sup> 식(1)에서 ACCR은 재무분석가들이 t시점에서 발표한 t+1년의 미래 주당이익예측치에서 t+1년에 공시된 실제 기업의 주당순이익을 차감한 후 기초주가로 나눈 값에 절대값(absolute value)을 취해 측정된다(Behn et al., 2008; Cotter, Tarca, and Wee, 2012; 선우혜정 외, 2010). 식(2)에서 BIAS는 앞서의 ACCR를 측정할 때 절대값을 취하지 않은 값이다. 즉 BIAS는 재무분석가들이 t시점에서 예상한 미래(t+1) 주당이익예측치에서 t+1년도에 기업이 보고한 실제주당순이익을 차감한 후 기초주가로 나누어 측정된다(Datta, Datta, and Sharma, 2011; 정현욱 · 이현주 · 이강일, 2014;

박종일 외, 2016). 따라서 종속변수인 ACCR 값이 양(+)의 값으로 커질수록 재무분석가의 이익예측치의 정확성은 낮아지고, BIAS 값이 양(+)의 값으로 커질수록 재무분석가의 이익예측치에 낙관적 편이의 성향이 높아짐을 나타낸다. 여기서 실제주당순이익은 t+1년도에 공시하는 연간 주당순이익 자료이고, t+1년에 대한 연간 주당이익예측치는 재무분석가들이 t시점에서 발표한 자료이다. 재무분석가는 기업에 따라 t시점에서 여러 번 예측치를 발표하기도 하는데, 초반에 발표된 예측치보다 후반에 발표된 예측치의 경우가 더 정확할 수 있으므로, 본 연구는 재무분석가들이 회계연도 마지막(final)에 발표한 주당이익예측치 자료를 이용하였고, 또한 여러 기관에서 발표한 경우는 합의치(consensus)의 평균을 이용하였다. 이들 재무분석가의 연간 주당이익예측치 자료에 대해서는 본 연구는 Fn-Guide 데이터베이스를 이용하였다.

그런데 2011년부터 모든 상장기업들은 K-IFRS (한국채택국제회계기준)가 채택됨에 따라 공시환경에 변화가 있었다. 즉 2011년부터는 상장기업의 경우 종속기업이 있는 지배기업은 주된 재무제표를 종전 개별재무제표에서 연결재무제표로 공시해야 한다. 따라서 재무분석가들이 산출하는 이익예측치의 경우에도 이에 맞춰 종속기업이 있는 지배기업에 대해서는 연결이익예측치를 중심으로 공시하고 있다. 본 연구는 이러한 맥락에 따라 선행연구처럼 해당 연도에 대하여 주된 재무제표를 대상으로 한 이익예측오차를 분석한다(남혜정, 2015). 즉 2011년도

12) 재무분석가의 이익예측오차를 알아보는 경우 앞서 정확성과 편이의 이외에도 분산(dispersion)을 이용하기도 한다(Behn, Choi, and Kang, 2008; 남혜정, 2015). 하지만 분산의 경우는 정확성과 편이의 측정방법과 달리, 한 기업에 대한 이익예측치를 여러 증권회사에서 발표해야 계산이 가능할 수 있다. 예를 들어, 재무분석가의 이익예측치 간 분산을 계산하기 위해서는 최소 3개 이상의 이익예측치 자료가 필요하다(남혜정, 2015). 그런데 본 자료에 따르면 FOLLOW의 평균은 3.586이나, 중위수는 1로 나타나 Fn-Guide에서 제공되는 분산은 정확성과 편이의 경우보다 표본의 수가 매우 적다. 따라서 본 연구는 재무분석가의 이익예측오차를 분석한 과거 연구들에서 주로 이용되었던 이익예측의 정확성과 편의를 중심으로 살펴보았다.

이전은 K-GAAP 보고체계에 따라 모든 상장기업은 개별재무제표가 주된 재무제표였고, 2011년도 이후부터는 종속기업이 있는 경우 연결재무제표가 주된 재무제표이며, 종속기업이 없는 경우 개별재무제표가 주된 재무제표이므로, 이에 맞춰 본 연구는 주된 재무제표를 대상으로 분석하였다.<sup>13)</sup>

식(1)과 식(2)에서의 관심변수는 재량적 발생액(discretionary accruals: DA)을 이용한 3년의 다기간으로 측정된 재무보고의 불투명성(OPAQUE1 또는 OPAQUE2)이다. OPAQUE1 측정치는 HMT(2009)의 연구에서 처음 제안한 방법으로 기업이 어느 한 기간에서 양(+ )의 DA를 증가시키면 이후 반전효과(reversal effect)로 인해 음(-)의 DA 역시 증가된다(Dechow et al., 1996). 따라서 3년간 DA에 절대값의 합계로 측정된 OPAQUE1은 다기간의 양(+ )의 DA와 음(-)의 DA 모두를 이익조정 의 크기로 반영하기 때문에 기업이 재량적 발생액을 상향조정할수록 3년간의 시계열적으로 파악하면 양(+ )의 DA와 음(-)의 DA의 변동성이 커지게 되므로 OPAQUE1 측정치는 이러한 특성에 따라 큰 값을 갖게 된다. 이와 더불어 OPAQUE1 측정치는 한 기간으로 측정되는 DA와 달리, 기업의 이익조정과 관련하여 다기간의 영향(multi-year effects)을 포착하기 때문에 기업의 기본적인 이익조정 정책을 반영한 측정치이다(HMT, 2009). 본 연구는 HMT(2009)의 방법에 따라 OPAQUE를 측정하였다. 즉 HMT(2009)은 먼저 Dechow et al.(1995)의

모형을 이용하여 DA를 추정 한 후 다시 과거 3년간의 연도별 DA에 절대값을 취하고 이를 합산하여 OPAQUE를 측정한다( $OPAQUE_t = absDA_{t-2} + absDA_{t-1} + absDA_t$ ). 본 연구는 HMT(2009)의 방법에 따라 측정된 재무보고의 불투명성 측정치를 기술의 편의상 OPAQUE1로 지칭한다. 한편, 전규안·박종일(2017)은 HMT(2009)의 방법을 달리 하여 과거 3년간 DA에 대한 표준편차(standard deviation)로 측정하는 방법을 재무보고의 불투명성 측정치로 제안하였다.<sup>14)</sup> 따라서 본 연구는 앞서 HMT(2009)의 방법 외에도 전규안·박종일(2017)의 방법을 병행하여 살펴본다. 본 연구는 이를 OPAQUE2로 칭한다.

한편, 본 연구는 OPAQUE 측정치와 재무분석가의 이익예측의 정확성과 편의 간의 관계를 알아보는 데 있어 비교목적으로 과거 연구들에서 주로 분석에 이용된 DA에 대해서도 병행하여 살펴본다. DA는 앞서 OPAQUE와 달리, 측정방법상에 경영자의 기회주의적 이익조정행위에 대한 한 기간의 측정치이다. 본 연구에서 OPAQUE와 비교목적으로 살펴보는 DA는 이익조정을 분석한 연구들에서 보편적으로 이용되었던 Kothari et al.(2005)의 방법으로 측정된 ROA성과통제 재량적 발생액이다. 과거 연구들은 DA 수준이 높을 경우 이익의 질은 낮아지므로, 재무분석가의 이익예측오차는 증가될 것으로 기대한다(김성혜 외, 2012; 김지홍 외, 2014). 따라서 본 연구는 앞서 가설 1과 2를 분석하는데 있어

13) 구체적으로, 본 연구에서는 종속기업이 있는 지배기업에 대한 2011년부터 2016년까지의 재무자료는 주된 재무제표가 연결재무제표이므로, 이들 기업에 대해서는 연결재무제표 자료를 분석에 고려하였다. 본 연구에서 이러한 절차는 종속변수의 측정 이외에도 관심변수와 설명변수의 측정상에도 적용하였다. 한편, 이러한 측면의 경우 분석상에 주된 재무제표가 종속기업이 있는 경우 연결재무제표로 변환된 시점이 IFRS 의무도입에 따른 2011년도부터 발생되었기 때문에, 추가분석에서는 2011년도 IFRS 도입 전후기간으로 표본을 나누어서도 검증결과를 살펴보았다.

14) 전규안·박종일(2017)의 연구에서 HMT(2009)와 달리, 과거 3년간의 DA 수준에 대한 시계열적 변동성을 표준편차로 측정한 방법은 Francis et al.(2005)의 연구에서 발생액의 질(accruals quality: AQ)을 과거 5년간 표준편차로 계산한 방법과 유사하다.

OPAQUE와 비교할 때 DA의 경우 재무분석가의 이익예측오차를 증가시키는지를 비교목적으로 살펴 보았다.

재무보고의 불투명성을 나타내는 OPAQUE 값이 클수록 기업평가에 전문성이 있는 재무분석가라 하더라도 해당 기업에 대한 정보의 불확실성에 기인하여 정확한 이익예측치의 산출에 어려움이 있다면 재무분석가의 이익예측오차는 증가할 것이다. 따라서 만일 OPAQUE와 ACCR 간에 유의한 양(음)의 관계가 있다면 재무분석가는 해당 정보에 대해 보다 덜(더) 정확한 이익예측치를 발표한다는 것을 나타낸다. 또한 만일 OPAQUE와 BIAS 간에 유의한 양(음)의 관계가 있다면 재무분석가들이 정확한 이익예측이 어려울 때 행해지는 재무분석가의 이익예측치의 특성인 낙관적(비관적) 편위의 성향이 나타남을 의미한다.<sup>15)</sup> 그러한 점에서 가설 1의 기대와 일치하는 결과가 나타난다면 식(1)에서 관심변수 OPAQUE1 및 OPAQUE2는 종속변수(ACCR)에 대해 유의적인 양(+ )의 계수 값을 가질 것이다( $\beta_1 > 0$ ). 또한 가설 2의 예상과 일치하는 결과가 나타난다면 식(2)에서 관심변수 OPAQUE1 및 OPAQUE2는 종속변수(BIAS)에 대해 유의적인 양(+ )의 계수 값을 가질 것이다( $\beta_2 > 0$ ).

식(1) 및 (2)에 고려된 통제변수에 대해서는 재무분석가의 이익예측오차를 다룬 선행연구들에 기초하여 선정하였다(Behn et al., 2008; Tan, Wang, and Welker, 2011; Cotter et al., 2012; 정석

우 · 임태균, 2005; 안윤영 외, 2006; 임태균 · 정석우, 2008; 박종일 · 전규안 · 노희천, 2009; 선우혜정 외, 2010; 김지홍 외, 2010; 김성혜 외, 2012; 배성호 · 정석우 · 오광욱, 2012; 정현욱 외, 2014; 남혜정, 2015; 박종일 외, 2016). 본 연구모형에 고려된 통제변수로는 FOLLOW(이익예측치를 발표한 재무분석가의 수), EL(이익수준), BIG4(감사인 규모), AUDCH(감사인 교체), SIZE(기업규모), LEV(부채비율), MTB(성장성), BETA(체계적 위험), VAR(추가변동성), FOREIGN(외국인투자자 지분율), MKT(시장유형) 등이다. 또한 본 연구는 산업 간 차이와 경제변동에 따른 고정효과(fixed effect)의 영향을 통제하기 위해 산업( $\Sigma$ IND)과 연도( $\Sigma$ YD) 더미변수를 모형에 추가하였다. 통제변수의 측정방법은 식(2)의 하단에 보고된 바와 같다. 따라서 모형에 고려된 통제변수와 이익예측오차와의 관계를 살펴보면 다음과 같다.

선행연구들은 재무분석가의 수가 많을수록 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 높음을 보고하였다(Behn et al., 2008; Cotter et al., 2012; 김지홍 외, 2010). 따라서 FOLLOW과 재무분석가의 이익예측오차<sup>16)</sup> 간에 음(-)의 관계가 기대된다. EL은 기업성과를 통제하기 위하여 모형에 고려되었다. 선행연구에서는 기업의 수익성이 높을수록 투자자들의 관심이 높기 때문에 재무분석가는 덜 낙관적이고 정확한 이익예측치를 발표할 것으로 기대하였다(Behn et al., 2008; 박종일 외, 2016). 따라서 EL과 이

15) 낙관적(비관적) 편위는 재무분석가들이 발표하는 이익예측치가 미래 실제이익보다 더 높은(낮은) 경우이다. 재무분석가의 이익예측 특성을 분석한 과거 연구들은 재무분석가들이 기업에 대한 이익이 덜 예측가능하면 이익예측치를 발표할 때 비관적 편위보다는 낙관적 편위의 성향이 나타남을 보고한 바 있다(Das et al., 1998; Easterwood and Nutt, 1999). 따라서 선행연구들은 재무분석가의 이익예측치에서 낙관적 편위의 성향이 있는 경우 이익예측의 정확성이 낮아서 발생하는 현상으로 보았다(Duru and Reeb, 2002).

16) 본 연구는 통제변수와 재무분석가의 이익예측치 간의 관계에 대해 기술의 편위상 이익예측오차와의 관계로 논하였다. 왜냐하면 이익예측오차에 (-1)를 곱한 값이 이익예측의 정확성(ACCR)을 나타내며, 또한 ACCR의 양극단에 놓인 경우 이익예측의 비관적(혹은 낙관적) 편위(BIAS)에 해당하므로, ACCR과 BIAS 모두는 이익예측오차와 관련이 있기 때문이다(박종일 외, 2016).

이익예측오차 간에 음(-)의 관계가 예상된다. BIG4와 AUDCH는 감사인의 특성과 관련된 변수이다. Behn et al.(2008)은 Big 4와 같은 대형 회계법인이 감사하면 이익예측의 정확성이 높고, 이익예측치 간의 분산이 작게 나타남을 보고하였다. 따라서 BIG4와 이익예측오차 간에 음(-)의 관계가 예상된다. 또한 선행연구들은 감사인을 교체한 기업은 그렇지 않은 경우보다 감사인 교체 후 경영자의 기회주의적 이익조정행위가 증가된다는 결과를 보고하였다(DeFond and Subramanyam, 1998; 박종일·곽수근, 2007). 따라서 감사인을 교체한 기업이면 그렇지 않은 경우보다 이익의 질은 낮아질 수 있으므로, AUDCH와 이익예측오차 간에 양(+)의 관계가 예상된다(박종일 외, 2009, 2016).

SIZE, LEV 및 MTB는 기업특성과 관련된 변수들이다. 규모가 큰 기업일수록 자본시장에 정보 공시량이 많으므로, 정보비대칭 수준은 낮아진다. 따라서 SIZE와 이익예측오차 간에 음(-)의 관계가 기대된다(Behn et al., 2008; Cotter et al., 2012). 부채비율이 높을수록 경영자는 부채차입에 따른 이익조정 유인이 높을 수 있으므로, LEV와 이익예측오차 간에는 양(+)의 관계가 기대된다(선우혜정 외, 2010; 남혜정, 2015). 그리고 MTB는 기업의 성장기회를 나타내며, 선행연구들은 MTB와 이익예측오차 간에 음(-)의 관계를 보고한 바 있다(Tan et al., 2011; 배성호 외, 2012; 박종일 외, 2016). 따라서 본 연구는 MTB를 모형에 고려하였다. BETA와 VAR은 기업위험과 관련된 변수이다. 선행연구들은 체계적 위험인 베타나 주가변동성이 높은 기업일수록 정보의 불확실성에 기인한 기업위험이 높을 수 있으므로, 기업위험과 이익예측오차 간에 양(+)의 관계를 기대한다(Tan et al., 2011; 선우혜정 외, 2010; 정석우 외, 2012). 따라서 BETA와 VAR

는 이익예측오차와 각각 양(+)의 관계가 기대된다. 선행연구들은 외국인 지분율이 높은 기업일수록 외국인투자자가 기업에 대한 모니터링 역할을 하여 기업가치를 제고할 것으로 기대한다(박준준·신현한·최완수, 2004). 따라서 외국인 지분율이 높은 기업일수록 정보비대칭 정도는 낮을 수 있으므로, FOREIGN과 이익예측오차 간에 음(-)의 관계가 예상된다(안윤영·신현한·장진호, 2005; 박종일 외, 2009; 정현욱 외, 2014). MKT는 유가증권과 코스닥시장 간의 차이를 통제하기 위하여 고려되었다. 선행연구는 코스닥기업이 유가증권기업에 비해 이익조정 수준이 높음을 보고하였다(윤순석, 2001). 이러한 측면에서 보면 이익의 질이 낮은 코스닥시장에 속한 기업의 경우 이익예측오차는 증가할 것으로 기대된다(배성호 외, 2012).

### 3.2 재량적 발생액의 추정모형

앞서 관심변수 OPAQUE 측정치를 계산할 때 선행연구인 HMT(2009)와 전규안·박종일(2017)의 연구는 모두 Dechow et al.(1995)의 모형식을 이용하여 DA를 추정하였다. 따라서 본 연구도 OPAQUE를 추정할 때 Dechow et al.(1995)의 모형을 이용한다. Dechow et al.(1995)의 모형은 아래의 식(3)과 같다. DA의 추정은 식(3)을 이용하여 산업-연도별로 횡단면 분석을 통해 추정되며, 추정할 때 산업의 기업수는 최소 20개 이상을 대상으로 하였다. DA는 식(3)의 회귀분석을 이용하여 얻어진 개별기업에 대한 잔차( $\varepsilon$ ) 값이다.

$$TA_t/A_{t-1} = a_1(1/A_{t-1}) + a_2([\Delta REV_t - \Delta REC_t]/A_{t-1}) + a_3(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$TA_t/A_{t-1} = a_0 + a_1(1/A_{t-1}) + a_2((\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}) + a_3(PPE_t/A_{t-1}) + a_4ROA_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서,

$TA_t$  = t년도 당기순이익-영업현금흐름

$A_t$  = t년도 기초총자산

$\Delta REV_t$  = t년도 매출액 변동

$\Delta REC_t$  = t년도 매출채권 변동

$PPE_t$  = t년도 토지와 건설중인 자산이 제외된 유형 자산

$ROA_t$  = t년도 당기순이익/기초총자산

$\varepsilon_t$  = 잔차항

i기업의 별도 표시는 생략함.

한편, 앞서 전술한 바와 같이 본 연구는 OPAQUE를 분석할 때 비교목적으로 DA와 재무분석가의 이익예측오차와의 관계에 대해서도 살펴본다. 최근 연구들은 Dechow et al.(1995)의 모형보다 ROA 성과를 통제한 Kothari et al.(2005) 모형을 보다 보편적으로 사용한 경우가 많다. 따라서 본 연구는 OPAQUE와 비교목적으로 Kothari et al.(2005)의 모형을 이용한 DA를 살펴보았다. 또한 본 연구의 강건성 분석의 경우에서는 OPAQUE 추정치를 계산할 때 앞서 Dechow et al.(1995)의 추정모형 대신 Kothari et al.(2005)의 모형을 이용한 분석을 추가로 살펴보았다. Kothari et al.(2005)의 연구에서 ROA성과통제 모형은 식(4)과 같다. Kothari et al.(2005) 모형은 앞서 Dechow et al.(1995)과 달리, ROA가 추가로 통제되고 또한 절편을 포함하여 추정된다. 추정절차는 앞서 식(3)과 같은 방법을 이용하였다. ROA성과통제 재량적 발생액(DA)은 식(4)의 회귀분석을 통해 얻어진 개별기업에 대

한 잔차( $\varepsilon$ ) 값이다. 선행연구들은 DA 값이 클수록 경영자의 기회주의적 이익조정행위가 증가되는 것으로 해석한다(Dechow et al., 1995; Kothari et al., 2005).

### 3.3 표본의 선정

본 연구는 2001년부터 2016년까지 한국거래소에 상장된 기업 중에서 다음의 조건을 만족시키는 표본을 분석에 이용하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 12월이 결산인 기업
- (2) Fn-Guide 데이터베이스로부터 재무분석가들이 발표한 주당이익예측치 자료에 대하여 수집가능한 기업
- (3) NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 재무자료, 시장자료, 외국인 지분율 및 감사인 관련사항이 수집가능한 기업
- (4) 연도별로 DA 측정이 3년간 가능한 기업
- (5) 적정이 아닌 감사의견을 받은 기업과 자본잠식기업은 제외

본 연구는 유가증권과 코스닥시장에 상장된 기업을 분석대상으로 하였고, 분석기간은 방법론상에 시차(lag) 모형이 이용되므로, 종속변수(관심변수 및 통제변수)를 기준으로 2002년부터 2016년까지(2001년부터 2015년까지)<sup>17)</sup> 조건 (1)은 표본의 비교가능성을 제고하기 위한 사항이고, 조건 (2) 및 (3)의 경우는 분석에 이용된 자료원이다. 본 연구는 먼저 재무분석가의 주당이익예측치와 재무분석가의 수 자료를 Fn-Guide의 데이터베이스를 통해 추출

16) 본 연구의 관심변수 OPAQUE의 추정에는 과거 3년간 자료가 필요하다. 따라서 실제 재무자료의 이용은 1998년부터이다.

하였다. 나머지 자료인 재무자료, 시장자료, 외국인 지분을 및 감사인 관련사항은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE를 이용하였다. 조건 (4)의 경우는 HMT (2009)의 OPAQUE 측정치를 계산하기 위해서는 3년간 연도별로 DA 자료가 있어야 가능하므로, 표본의 선정조건에 추가된 것이다. 조건 (5)에서 적정의견을 받지 못한 기업과 자본잠식인 기업은 재무제표에 대한 신뢰성이 낮으므로, 분석에서 제외하였다. 한편, 분석 시 변수에 대한 극단치는 식(1)과 식(2)에 고려된 변수 중 자연로그를 취한 경우와 더미변수를 제외한 변수의 경우는 상하 1% 이내에서 조정(winsorization)하여 분석하였다. 이상과 같은 조건을 모두 만족시키는 최종표본은 분석기간 중 9,677개 기업/연 자료였다.

분석에 이용된 표본의 분포는 <표 1>에 나타내었다. Panel A에 산업별 분포를, Panel B에 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 표본을 나누어 보고하였

다. 또한 전체표본 외에도 시장유형별로도 구분하여 제시하였다.

<표 1>에서 Panel A의 경우 전체표본, KOSPI 그리고 KOSDAQ 표본 모두 제조업이 60% 이상으로 표본의 빈도수가 가장 많다(전체표본: 63.5%, KOSPI 표본: 60.5%, KOSDAQ 표본: 66.4%). 다음으로 서비스업의 빈도수가 많으며, 20% 이상이다(전체표본: 22.9%, KOSPI 표본: 20.1%, KOSDAQ 표본: 25.6%). 나머지 산업은 도매 및 소매업, 건설업, 기타 순으로, 모두 표본의 10% 이내이다. Panel B를 보면, 관심변수를 기준으로 Pre-IFRS(2001년~2010년) 기간의 표본은 61.7%를, Post-IFRS(2011년~2015년) 기간은 38.3%이다. 시장유형별로 표본을 나누는 경우도 앞서와 대체로 유사하고, 또한 분석에 이용된 KOSPI 표본은 49%(=4,708/9,677개)를, KOSDAQ 표본은 51%로 거의 비슷한 수준이다.

<표 1> 표본의 산업별 및 IFRS 도입 전후기간 분포

Panel A: 산업별 분포						
Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	%	빈도수	%	빈도수	%
제조업	6,145	63.5%	2,847	60.5%	3,298	66.4%
건설업	372	3.8%	277	5.9%	95	1.9%
도매 및 소매업	587	6.1%	324	6.9%	263	5.3%
서비스업	2,214	22.9%	944	20.1%	1,270	25.6%
기타	359	3.7%	316	6.7%	43	0.9%
합계	9,677	100.0%	4,708	100.0%	4,969	100.0%

  

Panel B: IFRS 도입 전후기간						
IFRS adoption	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	%	빈도수	%	빈도수	%
Pre-IFRS	5,975	61.7%	3,009	63.9%	2,966	59.7%
Post-IFRS	3,702	38.3%	1,699	36.1%	2,003	40.3%
합계	9,677	100.0%	4,708	100.0%	4,969	100.0%

주1) 산업구분은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 보고된 대분류에 따라 보고함.

주2) 관심변수 기준으로 Pre-IFRS(Post-IFRS)는 2001년부터 2010년까지(2011년부터 2015년까지)임.

## IV. 실증분석결과

### 4.1 주요 변수의 기술통계

식(1)과 식(2)의 모형에 사용된 주요 변수의 기술 통계는 <표 2>에 보고하였다. <표 2>를 보면, 식(1)의 종속변수인 ACCR(이익예측의 정확성)의 평균

(중위수)은 0.112(0.028)이고, 식(2)의 종속변수인 BIAS(이익예측의 편의)의 경우는 0.083(0.012)이다. ACCR의 평균과 중위수 간에 차이가 크게 나타났는데, 이는 일부 기업에 대해서 재무분석가 간에 이질적 기대에 따라 이익예측치를 발표한 결과로 보인다. 또한 BIAS의 평균과 중위수는 모두 양(+)의 값으로 나타나 재무분석가들이 미래(t+1) 이익예측치를 산출할 때 낙관적 편의의 성향이 있음을

<표 2> 주요 변수의 기술통계

Variable	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값
ACCR	0.112	0.028	0.262	0.000	1.943
BIAS	0.083	0.012	0.272	-0.345	1.943
OPAQUE1	0.220	0.172	0.170	0.005	1.411
OPAQUE2	0.078	0.058	0.068	0.001	0.531
DA	-0.002	-0.002	0.090	-0.535	0.656
FOLLOW	3.586	1	5.142	1	31
EL	0.084	0.074	0.303	-1.155	1.873
BIG4	0.662	1	0.473	0	1
AUDCH	0.154	0	0.361	0	1
SIZE	19.312	18.989	1.634	14.943	26.213
LEV	0.413	0.412	0.195	0.050	0.864
MTB	1.501	1.086	1.337	0.198	7.936
BETA	0.888	0.888	0.433	-0.005	1.931
VAR	0.539	0.503	0.219	0.216	1.609
FOREIGN	0.094	0.034	0.129	0	0.573
MKT	0.513	1	0.500	0	1

주1) 변수정의:  $ACCR_{t+j} = t+1$ 년도 이익예측의 정확성(=|재무분석가의 주당이익예측치 $_{t+1}$ -기업이 보고한 실제주당순이익 $_{t+1}$ |/기말종가 $_t$ );  $BIAS_{t+j} = t+1$ 년도 이익예측의 편의(=[재무분석가의 주당이익예측치 $_{t+1}$ -기업이 보고한 실제주당순이익 $_{t+1}$ ]/기말종가 $_t$ );  $OPAQUE1 = t$ 년도 재무보고의 불투명성(= $absDA_{t-2} + absDA_{t-1} + absDA_t$ , HMT, 2009), Dechow et al.(1995) 모형을 이용함;  $OPAQUE2 = t$ 년도 재무보고의 불투명성(= $STD(DA_{t-2}, DA_{t-1}, DA_t)$ , 전규안·박종일, 2017), Dechow et al.(1995) 모형을 이용함;  $DA = t$ 년도 ROA성과통제 제량적 발생액, Kothari et al.(2005) 모형을 이용함;  $FOLLOW = t$ 년도 이익예측치를 해당 기업에 대해 발표한 재무분석가의 수;  $EL = t$ 년도 이익수준(=주당순이익/기말종가);  $BIG4 = t$ 년도 Big 4 감사인이 감사한 기업이면 1, 아니면 0;  $AUDCH = t$ 년도 감사인이 교체된 기업이면 1, 아니면 0;  $SIZE = t$ 년도 총자산에 자연로그를 취함(단위: 천원);  $LEV = t$ 년도 총부채를 총자산으로 나눈 부채비율;  $MTB = t$ 년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치;  $BETA = t$ 년도 1년간의 시장모형으로 추정된 체계적 위험;  $VAR = t$ 년도 추가변동성(=일별자료를 이용한 1년간의 주식수익률 분산);  $FOREIGN = t$ 년도 외국인투자자 지분율;  $MKT = t$ 년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0임.

주2) 종속변수(ACCR, BIAS)의 측정에 사용된 재무분석가의 주당이익예측치의 경우 회계연도 마지막에 발표된 합의치의 평균 자료가 이용됨.

주3) 분석기간은 관심변수 기준으로 2001년부터 2015년까지로 최종표본 9,677개 기업/연 자료임.

보여준다. 관심변수 OPAQUE1(재무보고의 불투명성, HMT, 2009)의 평균(중위수)은 0.220(0.172)이고, OPAQUE2(재무보고의 불투명성, 전규안·박종일, 2017)의 경우는 0.078(0.058)이다. 표준편차로 측정된 경우보다 3년간의 DA의 절대값의 합으로 측정된 HMT(2009)의 방법이 평균과 중위수 모두 더 큰 값으로 나타났다. 한편, DA(ROA성과통제 재량적 발생액, Kothari et al. 2005)의 평균과 중위수는 모두 -0.002이다. 재무보고의 질을 나타내는 DA의 평균과 중위수는 거의 영(0)에 근접된 값을 보이는데 반면, OPAQUE1 및 OPAQUE2 모두는 양(+)의 값이다. 이는 OPAQUE의 경우 과거 3년간의 DA의 절대값의 합 또는 과거 3년간 DA의 표준편차로 측정했기 때문에 DA의 평균보다 높은 값을 가질 수 있다.

기타 통제변수의 경우 FOLLOW(재무분석가의 수)의 평균(중위수)은 3.586(1)이다. 이는 한 기업당 미래 이익예측치를 발표한 증권사가 평균 3~4개임을 나타낸다. 하지만 평균과 달리, 중위수의 경우 1의 값을 보이고 있어 한 기업당 1개 증권회사에서 발표된 이익예측치가 더 많음을 알 수 있다. EL(이익수준)의 평균(중위수)은 0.084(0.074)이다. BIG4(감사인 규모)의 평균은 0.662로 재무분석가의 경우 대형 회계법인에게 감사받은 기업의 이익예측치를 발표하는 비중이 높음을 알 수 있다. AUDCH(감사인 교체)의 경우 표본에서 감사인이 교체된 기업은 평균 15.4%로 나타났다. SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 19.312(18.989)이다. 이 변수의 자연로그를 취하기 전의 값은 995,757(111,152)백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.413(0.412)으로 나타나 자본구조의 경우 타인자본보다 자기자본의 비율이 더 높다. MTB(자기자본의 장부 가치 대비 시장가치)의 경우 평균(중위수)은 1.501

(1.086)로 자기자본의 장부가치보다 시장가치가 평균 1.5배 높다. BETA(체계적 위험)의 평균과 중위수는 모두 0.888로 나타나 체계적 위험이 1보다는 낮으며, VAR(추가변동성)의 경우 평균(중위수)은 0.539(0.503)로 나타나 표본에 이용된 기업들은 1년간 추가변동성이 평균 54% 정도였다. FOREIGN(외국인투자자 지분율)의 평균은 0.094이고, MKT(시장유형)의 평균은 0.513으로 나타나 표본에서 코스닥기업이 유가증권기업보다 조금 많다.

#### 4.2 상관관계 분석

모형에 사용된 주요 변수의 피어슨 상관관계는 <표 3>에 보고하였다. <표 3>을 보면, 두 종속변수인 ACCR과 BIAS 간에는 0.939로 높은 상관성이 나타났고, 또한 두 관심변수인 OPAQUE1과 OPAQUE2 간에도 0.841로 상관성이 높게 나타났다.

가설 1과 2와 관련된 관심변수 OPAQUE1 또는 OPAQUE2는 종속변수 ACCR과 BIAS에 대해 모두 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 상관성이 나타났다. 이는 재무보고의 불투명성이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮고, 또한 낙관적 편향의 성향이 있음을 나타낸다. 하지만 이 결과는 두 변수 간에 대한 단순 상관성이므로, 종속변수에 영향을 미치는 통제변수가 고려된 다변량 회귀분석을 통해 보다 정확한 사향을 확인해 볼 필요가 있다. 한편, DA의 경우도 OPAQUE1과 OPAQUE2와 비교해 상관성은 낮으나, ACCR과 BIAS에 대해 유의한 양(+)의 상관성을 보인다.

통제변수의 경우 종속변수(ACCR, BIAS)에 대하여 통계적으로 의미 있는 결과를 보이는 변수는 ACCR의 경우 FOLLOW, BIG4, SIZE, MTB, BETA, FOREIGN은 음(-)의 상관성을, LEV, VAR

〈표 3〉 변수의 상관관계

Variable	ACCR	BIAS	OPAQUE1	OPAQUE2	DA	FOLLOW	EL	BIG4	AUDCH	SIZE	LEV	MTB	BETA	VAR	FOREIGN	MKT
ACCR	1	0.939 (0.000)	0.091 (0.000)	0.098 (0.000)	0.025 (0.015)	-0.160 (0.000)	0.014 (0.155)	-0.040 (0.000)	-0.008 (0.419)	-0.076 (0.000)	0.144 (0.000)	-0.154 (0.000)	-0.019 (0.066)	0.085 (0.000)	-0.137 (0.000)	-0.010 (0.343)
BIAS		1	0.081 (0.000)	0.088 (0.000)	0.030 (0.003)	-0.134 (0.000)	-0.031 (0.002)	-0.038 (0.000)	-0.018 (0.083)	-0.072 (0.000)	0.112 (0.000)	-0.106 (0.000)	0.006 (0.569)	0.079 (0.000)	-0.117 (0.000)	0.018 (0.080)
OPAQUE1			1	0.841 (0.000)	0.038 (0.000)	-0.112 (0.000)	-0.092 (0.000)	-0.059 (0.000)	0.048 (0.000)	-0.254 (0.000)	0.056 (0.000)	0.207 (0.000)	0.120 (0.000)	0.296 (0.000)	-0.127 (0.000)	0.258 (0.000)
OPAQUE2				1	0.045 (0.000)	-0.127 (0.000)	-0.080 (0.000)	-0.059 (0.000)	0.043 (0.000)	-0.248 (0.000)	0.055 (0.000)	0.166 (0.000)	0.116 (0.000)	0.275 (0.000)	-0.147 (0.000)	0.237 (0.000)
DA					1	-0.081 (0.000)	0.039 (0.000)	-0.029 (0.004)	0.000 (0.994)	-0.002 (0.832)	0.084 (0.000)	-0.056 (0.000)	0.034 (0.000)	0.050 (0.000)	-0.081 (0.000)	0.004 (0.666)
FOLLOW						1	-0.001 (0.909)	0.247 (0.129)	-0.026 (0.010)	0.647 (0.000)	0.108 (0.000)	0.153 (0.000)	0.099 (0.000)	-0.150 (0.000)	0.517 (0.000)	-0.314 (0.000)
EL							1	-0.008 (0.432)	0.010 (0.337)	-0.030 (0.004)	-0.128 (0.000)	-0.116 (0.000)	-0.136 (0.000)	-0.070 (0.000)	0.027 (0.007)	-0.099 (0.000)
BIG4								1	-0.072 (0.000)	0.341 (0.000)	0.064 (0.000)	-0.025 (0.015)	-0.004 (0.694)	-0.098 (0.000)	0.230 (0.000)	-0.257 (0.000)
AUDCH									1	-0.037 (0.000)	0.017 (0.104)	0.022 (0.030)	0.047 (0.000)	0.088 (0.000)	-0.039 (0.000)	0.016 (0.116)
SIZE										1	0.363 (0.000)	-0.118 (0.000)	0.053 (0.000)	-0.355 (0.000)	0.487 (0.000)	-0.612 (0.000)
LEV											1	-0.009 (0.395)	0.069 (0.000)	0.012 (0.250)	-0.031 (0.002)	-0.211 (0.000)
MTB												1	0.179 (0.000)	0.183 (0.000)	0.139 (0.000)	0.189 (0.000)
BETA													1	0.321 (0.000)	-0.052 (0.000)	0.156 (0.000)
VAR														1	-0.239 (0.000)	0.283 (0.000)
FOREIGN															1	-0.313 (0.000)
MKT																1

주1) 표에 보고된 사항은 피어슨 상관계수를 보고함. 변수정의는 〈표 2〉에 보고된 하단을 참조.

주2) 분석기간은 관심변수 기준으로 2001년부터 2015년까지이고, 최종표본은 9,677개 기업/연 자료임.

주3) 괄호에 보고된 수치는  $p$  값임(양측검증).

는 양(+)<sup>18)</sup>의 상관성으로 나타났다. 또한 BIAS의 경우는 FOLLOW, EL, BIG4, AUDCH, SIZE, MTB, FOREIGN은 음(-)의 상관성을, LEV, VAR, MKT는 양(+)<sup>18)</sup>의 상관성이 나타났다. 즉 재무분석가의 수가 많고, 대형 회계법인이 감사하고, 기업규모가 크거나 자기자본의 시장가치가 클수록, 또는 체계적 위험이 높거나 외국인 지분율이 높은 기업에 대해서는 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 높은 반면에, 부채비율이 높거나 주가변동성이 크면 이익예측치의 정확성은 낮게 나타났다. 또한 재무분석가의 수가 많고, 이익수준이 높고, 대형 회계법인이 감사하거나 감사인이 교체된 기업일 때, 또는 기업규모가 크고, 자기자본의 시장가치가 크거나 외국인 지분율이 높은 기업에 대해서는 재무분석가의 이익예측치에 덜 낙관적 편의를 성향이 나타나는 반면에, 부채비율이 높거나 주가변동성이 크거나 코스닥 기업에 대해서는 더 낙관적 편의를 성향이 나타났다.

설명변수 중 SIZE는 FOLLOW, FOREIGN, MKT와 각각 0.647, 0.487, -0.612로 높은 상관성을 보인다. 하지만 이들 결과는 일반적인 기대에 부합되게 기업규모가 클수록 재무분석가의 수가 많고, 외국인투자자의 지분율이 높으며, 유가증권시장에 속한 기업과 관련이 있음을 나타낸다. 또한 FOLLOW와 FOREIGN 간에도 0.517로 상관성이 높다. 이는 외국인 지분율이 높은 기업일수록 재무분석가들의 관심이 더 높음을 나타낸다. 따라서 다변량 회귀분석의 결과에서 변수 간의 다중공선성 문제를 살펴볼 필요가 있다.

## 4.3 가설에 대한 주된 회귀분석 결과

### 4.3.1 가설 1의 결과

본 절에서는 식(1)의 모형을 이용하여 가설 1을 검증한 다변량 회귀분석 결과는 <표 4>에 보고하였다. 식(1)에서 종속변수는 ACCR(이익예측의 정확성)이고, 관심변수는 재무보고의 불투명성 측정치인 OPAQUE1과 OPAQUE2이다. 이에 대한 결과는 <표 4>의 모형 1(OPAQUE1, HMT, 2009)과 모형 2(OPAQUE2, 전규안·박종일, 2017)에 각각 보고하였다. 한편, 모형 3에는 가설에 대한 사항은 아니나, 앞서 OPAQUE와 비교목적으로 DA(재량적 발생액, Kothari et al. 2005)의 결과도 같이 제시하였다. 또한 다변량 회귀분석을 수행할 때 식(1)에 고려된 모든 통제변수가 포함되어 분석되었으나, 지면상 표의 간결성을 위하여 산업( $\Sigma$ IND) 및 연도( $\Sigma$ YD) 더미변수에 대한 보고는 생략한다. 따라서 표에 제시된 다변량 회귀분석은 산업과 연도의 고정효과가 통제된 후의 결과이다.

<표 4>의 결과를 보면, 모형 1부터 3까지  $F$  값은 모두 통계적으로 유의성이 있는 것으로 나타나 본 연구의 모형설정은 적합성이 있었다.<sup>18)</sup> 모형의 설명력( $Adj. R^2$ )은 모형 1에서 0.096, 모형 2에서 0.097, 모형 3에서 0.092로 나타났다.

모형 1과 2에서 가설 1을 검증한 관심변수 OPAQUE1과 OPAQUE2 모두는 종속변수 ACCR에 대해 통제변수가 고려된 후에도 1% 이내의 수준에서 통계적으로 유의적인 양(+)<sup>18)</sup>의 계수 값이 나타났다. 이러

18) 모형에 고려된 설명변수 사이에 다중공선성 문제가 있는지를 살펴보기 위하여 분산팽창요인(VIF) 값을 확인하였다. 통계적으로 회귀분석 되는 변수 중에 VIF 값이 10 이상이 나타나면 모형에서 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. <표 4>의 모형 1부터 3까지에서 VIF 값이 가장 높았던 변수는 모두 SIZE로 나타났고, 그 값은 순차적으로 각각 4.446, 4.448, 4.432였다. VIF 값이 5 이하이므로, 분석결과에서 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. 이후 제시되는 표에서도 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 SIZE로, 그 값은 앞서 <표 4>와 질적으로 유사한 결과였다. 그러한 점에서 이후 표에서는 이와 관련한 논의는 생략한다.

〈표 4〉 재무보고의 불투명성과 이익예측의 정확성(accuracy)에 대한 회귀분석 결과: H1

$$\begin{aligned}
 ACCR_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 OPAQUE_t + \beta_2 FOLLOW_t + \beta_3 EL_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 AUDCH_t \\
 & + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 MTB_t + \beta_9 BETA_t + \beta_{10} VAR_t + \beta_{11} FOREIGN_t \\
 & + \beta_{12} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Variable	pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3
		HMT(2009)	전규안 · 박종일(2017)	Kothari et al.(2005)
		<i>OPAQUE1</i>	<i>OPAQUE2</i>	<i>DA</i>
<i>Intercept</i>	?	0.124 (1.85*)	0.120 (1.78*)	0.148 (2.20**)
<b><i>OPAQUE</i></b>	<b>+</b>	<b>0.106 (6.37***)</b>	<b>0.285 (7.05***)</b>	<b>-0.019 (-0.65)</b>
<i>FOLLOW</i>	-	-0.006 (-8.01***)	-0.006 (-8.02***)	-0.006 (-8.07***)
<i>EL</i>	-	0.009 (1.07)	0.009 (1.06)	0.007 (0.77)
<i>BIG4</i>	-	-0.008 (-1.44)	-0.009 (-1.49)	-0.008 (-1.31)
<i>AUDCH</i>	+	-0.015 (-2.12**)	-0.015 (-2.15**)	-0.014 (-1.96**)
<i>SIZE</i>	-	-0.007 (-2.07**)	-0.006 (-1.99**)	-0.008 (-2.47***)
<i>LEV</i>	+	0.207 (13.49***)	0.207 (13.51***)	0.220 (14.39***)
<i>MTB</i>	-	-0.026 (-11.30***)	-0.026 (-11.24***)	-0.024 (-10.57***)
<i>BETA</i>	+	0.003 (0.47)	0.003 (0.39)	0.005 (0.74)
<i>VAR</i>	+	0.041 (2.75***)	0.042 (2.83***)	0.052 (3.51***)
<i>FOREIGN</i>	-	-0.054 (-2.12**)	-0.052 (-2.04**)	-0.055 (-2.19**)
<i>MKT</i>	+	-0.023 (-3.31***)	-0.023 (-3.26***)	-0.018 (-2.59***)
<i>ΣIND</i>		Yes	Yes	Yes
<i>ΣYD</i>		Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>		0.096	0.097	0.092
<i>F 값</i>		35.266***	35.540***	33.788***
<i>N</i>		9,677	9,677	9,677

주1) 변수정의는 〈표 2〉에 보고된 하단을 참조.

주2) 괄호에 보고된 수치는 설명변수에 대한 회귀계수인 *t* 값을 나타냄.

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함(양측검증).

한 결과는 HMT(2009) 및 전규안·박종일(2017)의 방법으로 OPAQUE를 측정할 경우에 상관없이 일관되게 나타났다. 또한 이 사항은 <표 3>의 단순 상관성과도 일치한다. 즉 기업의 재무보고의 불투명성이 높을수록 정보의 불확실성이 높아 미래 현금흐름의 예상이 어려워 재무분석가들의 이익예측치의 정확성은 떨어지는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구의 가설 1에서 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮을 것으로 예상한 기대는 지지된 결과로 나타났다. 이와 달리, 모형 3에서 DA는 ACCR에 대해 통계적으로 유의한 계수 값이 나타나지 않았다.<sup>19)</sup> 그러나 이 결과는 임태균·정석우(2008), 정설희·박병진(2015), 남혜정(2015) 및 박종일 외(2016)에서 보고된 경우와 일치한다.

이상의 결과로 볼 때 <표 4>의 결과는 한 기간의 DA의 경우보다 3년간 다기간의 시계열적 변동성이 고려된 OPAQUE 정보가 재무분석가들에게 기업의 재무보고의 질을 파악하는데 있어 더 어렵다는 측면을 재무분석가의 이익예측오차의 증가 측면에서 보여주고 있다. 그러한 점에서 이 결과는 재무분석가의 이익예측오차를 통해 살펴본 재무보고의 불투명성과 관련한 대용치(surrogate)의 경우 한 기간으로 측정된 DA보다 3년간의 반전효과가 고려된 OPAQUE 측정치의 경우가 재무분석가들에게 정보의 불확실성을 더 증가시킨다는 것을 보여준다. 따라서 정보중개인의 역할을 하는 재무분석가 측면에서 재무보고의 질과 관련된 정보위험을 대리하는 변수로서는 OPAQUE 측정치가 DA의 경우보다 더 유용한 지표(indicator)인 것으로 나타났다.

기타 통제변수와 종속변수(ACCR) 간에 유의한 관계를 보이는 변수로는 FOLLOW, AUDCH, SIZE, LEV, MTB, VAR, FOREIGN, MKT 등으로 나타났다. 구체적으로는 FOLLOW, AUDCH, SIZE, MTB, FOREIGN, MKT는 종속변수(ACCR)에 대해 유의적인 음(-)의 관계를, LEV 및 VAR는 유의적인 양(+)의 관계로 나타났다. BIG4와 BETA의 결과를 제외하면 나머지 변수들은 <표 3>의 단순 상관성의 경우와도 일치된 결과를 보이고 있다.

#### 4.3.2 가설 2의 결과

식(2)의 모형을 이용하여 가설 2를 검증한 다변량 회귀분석 결과는 <표 5>에 보고하였다. 식(2)에서 종속변수는 BIAS(이익예측의 편의)이고, 관심변수는 앞서와 같이 재무보고의 불투명성과 관련된 OPAQUE1과 OPAQUE2이다. 표 보고방식은 앞서와 동일하다.

<표 5>를 보면, 모형 1부터 3까지  $F$  값은 모두 통계적으로 유의성이 있게 나타났고, 모형의 설명력( $Adj. R^2$ )의 경우 모형 1과 2는 모두 0.060이고, 모형 3은 0.058로 나타났다.

모형 1과 2에서 가설 2를 검증한 관심변수 OPAQUE1과 OPAQUE2 모두는 종속변수 BIAS에 대해 통제변수가 고려된 후에도 1% 이내의 수준에서 유의적인 양(+)의 값으로 나타났다. 앞서의 결과와 유사하게 HMT(2009)와 전규안·박종일(2017)의 각 측정방법에 관계없이 OPAQUE1과 OPAQUE2 모두는 일관된 결과로 나타났다. 또한 이 사항은 <표 3>의 단순 상관성도 일치한다. 즉 <표 5>의 결과는 기업의 재무보고의 불투명성이 높을수록 재무분

19) 표로 보고하지는 않았으나, 모형 3에서 DA에 절대값을 취한 후 식(1)을 회귀분석 한 경우 DA와 ACCR 간의 관계는 모형 3에 보고된 DA와 질적으로 유사한 결과로 나타났다. 즉 DA에 절대값을 취한 후 분석한 계수 값은 -0.012이고,  $t$  값은 -0.29로 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다.

〈표 5〉 재무보고의 불투명성과 이익예측의 편의(bias)에 대한 회귀분석 결과: H2

$$BIAS_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 OPAQUE_t + \beta_2 FOLLOW_t + \beta_3 EL_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 AUDCH_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 MTB_t + \beta_9 BETA_t + \beta_{10} VAR_t + \beta_{11} FOREIGN_t + \beta_{12} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variable	pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3
		HMT(2009) <i>OPAQUE1</i>	전규안 · 박종일(2017) <i>OPAQUE2</i>	Kothari et al.(2005) <i>DA</i>
<i>Intercept</i>	?	0.110 (1.55)	0.108 (1.51)	0.134 (1.87*)
<b><i>OPAQUE</i></b>	<b>+</b>	<b>0.088 (5.01***)</b>	<b>0.230 (5.34***)</b>	<b>0.020 (0.66)</b>
<i>FOLLOW</i>	-	-0.005 (-5.82***)	-0.005 (-5.81***)	-0.005 (-5.80***)
<i>EL</i>	-	-0.026 (-2.81***)	-0.026 (-2.83***)	-0.029 (-3.11***)
<i>BIG4</i>	-	-0.007 (-1.12)	-0.007 (-1.17)	-0.006 (-1.00)
<i>AUDCH</i>	+	-0.019 (-2.55***)	-0.019 (-2.55***)	-0.018 (-2.42**)
<i>SIZE</i>	-	-0.007 (-2.16**)	-0.007 (-2.10**)	-0.009 (-2.52***)
<i>LEV</i>	+	0.166 (10.24***)	0.166 (10.26***)	0.176 (10.88***)
<i>MTB</i>	-	-0.022 (-8.95***)	-0.021 (-8.88***)	-0.020 (-8.33***)
<i>BETA</i>	+	0.006 (0.77)	0.005 (0.74)	0.007 (0.96)
<i>VAR</i>	+	0.049 (3.11***)	0.050 (3.15***)	0.057 (3.65***)
<i>FOREIGN</i>	-	-0.042 (-1.58)	-0.041 (-1.51)	-0.043 (-1.59)
<i>MKT</i>	+	-0.014 (-1.85*)	-0.013 (-1.76*)	-0.010 (-1.29)
$\Sigma IND$		Yes	Yes	Yes
$\Sigma YD$		Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>		0.060	0.060	0.058
<i>F 값</i>		21.590***	21.711***	20.716***
<i>N</i>		9,677	9,677	9,677

주1) 변수정의는 〈표 2〉에 보고된 하단을 참조.

주2) 괄호에 보고된 수치는 설명변수에 대한 회귀계수인 *t* 값을 나타냄.

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함(양측검증).

석가들이 이익예측치를 발표할 때 낙관적 편위의 성향이 존재한다는 것을 보여준다. 그러한 점에서 본 연구의 가설 2의 경우 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가들이 미래 이익예측이 어려워서 나타나는 특성 중 하나인 낙관적 편위의 성향이 있을 것으로 예상한 기대는 지지된 결과로 나타났다. 이와 달리, 모형 3에서 DA는 종속변수(BIAS)에 대해 통계적으로 유의적인 값이 나타나지는 않았다.<sup>20)</sup>

OPAQUE와 DA 간의 검증결과를 비교하면 앞서 ACCR의 경우와 유사하게 재무분석가들은 기업의 재무보고의 질을 파악할 때 한 기간의 DA보다 3년간 다기간의 측정된 OPAQUE일수록 정보의 불확실성이 높아 재무분석가의 이익예측오차는 증가하는 것으로 나타났다. 그러한 점에서 <표 5>에서 이익예측오차를 BIAS로 분석한 결과 역시 한 기간의 DA보다 3년간의 시계열적 변동성이 고려된 OPAQUE로 측정된 경우일 때 재무분석가들에게 정보위험을 더 증가시키는 것으로 나타났다. 따라서 기업분석에 전문성이 있는 재무분석가 측면에서 재무보고의 불투명성과 관련한 대리변수로서 DA보다 더 OPAQUE의 경우가 정보의 불확실성과 양(+)의 관련성이 있음을 보여준다.

기타 통제변수와 종속변수(BIAS) 간에 유의한 관계를 보이는 변수로는 FOLLOW, EL, AUDCH, SIZE, LEV, MTB, VAR, MKT 등이다. 구체적으로는 FOLLOW, EL, AUDCH, SIZE, MTB, MKT는 종속변수(BIAS)에 대해 유의적인 음(-)의 관계를, LEV 및 VAR는 유의적인 양(+)의 관계를 보인다. 앞서 <표 3>의 단순 상관성의 경우와 비교할 때 BIG4, FOREIGN 및 MKT를 제외하면 나

머지 변수들은 일치된 결과를 보이고 있다.

이상을 종합하면, <표 4> 및 <표 5>의 결과에서 3년간 다기간으로 파악되는 DA의 반전효과가 고려된 OPAQUE로 측정된 재무보고의 불투명성이 높은 기업일수록 정보의 불확실성이 높기 때문에 기업평가에 보다 전문성이 있는 재무분석가의 경우라도 정확한 미래 이익예측이 어려워 이익예측치의 정확성이 낮고, 이익예측치에 낙관적 편위의 성향이 있는 것으로 나타났다. 이와 달리, 선행연구에서 이익조정 또는 이익의 질의 대응치로 보편적으로 이용되었던 한 기간의 DA는 DA의 값이 높더라도 재무분석가의 이익예측오차와는 유의한 관계가 관찰되지는 않았다. 이상의 결과는 한 기간으로 측정되는 DA의 경우보다 3년간의 다기간으로 파악되는 DA의 반전효과가 고려된 OPAQUE 측정치가 재무분석가 측면에서 정보의 불확실성을 내포하는 지표로 더 적절한 것으로 나타났다. 따라서 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차 간의 관계를 통해 살펴본 경우 정보위험을 더 증가시키는 측정치는 DA보다 3년간으로 측정되는 OPAQUE의 측정방법이 재무보고의 질에 대한 정보의 불확실성을 더 잘 포착(capture)해 주는 대리변수로 나타났다.

#### 4.4 민감도 분석결과

앞서의 분석인 <표 4> 및 <표 5>의 검증결과는 전체표본을 이용한 경우였다. 본 절의 민감도 분석에서는 두 가지 측면인 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ 표본)에 따라, 또한 감사품질(Big 4 감사인 vs. non-Big 4 감사인 표본)에 따라 앞서의 결과가 민

20) 한편, 모형 3에서 DA에 절대값을 취한 후 식(2)을 회귀분석 한 결과의 경우 DA와 BIAS 간의 결과 역시 모형 3에 보고된 사항과 질적으로 유사한 결과로 나타났다. 즉 DA에 절대값을 취한 후 분석한 계수 값은 -0.043이고,  $t$  값은 -0.99로 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았다.

감한지를 표본을 나누어 각각 살펴보았다. 본 연구에서 시장유형 또는 감사인 규모로 파악되는 감사품질에 따라 표본을 나누어 분석하는 이유는 앞서 <표 4> 및 <표 5>에서 관심변수(OPAQUE1, OPAQUE2)와 종속변수(ACCR, BIAS) 간에 평균적인 양(+)의 관계가 상대적으로 이익의 질이 낮은 시장의 경우나, 감사품질이 낮은 감사인에게 감사받은 경우에서 나타나는 현상인지,<sup>21)</sup> 아니면 이러한 사항과 관계없이 OPAQUE 자체에 기인하여 나타나는 현상인지를 알아보기 위한 것이다. 따라서 시장유형에 따라 전체표본을 나누어 분석한 결과는 <표 6>에, 감사인 규모로 측정되는 감사품질에 따라 전체표본을 나누어 분석한 결과는 <표 7>에 각각 보고하였다. 식(1)과 식(2)에 포함된 통제변수가 고려된 분석결과이나, 지면상 가설 1과 2와 관련된 관심변수 OPAQUE1과 OPAQUE2를 중심으로 요약된 표로 보고하였다.

먼저 <표 6>의 결과를 살펴보면, Panel A의 KOSPI 표본이나 Panel B의 KOSDAQ 표본 모두 관심변수 OPAQUE1 또는 OPAQUE2는 종속변수(ACCR, BIAS)에 대하여 각각 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. 이는 검증결과 측면에서 KOSPI에 속한 기업이나 KOSDAQ에 속한 기업에 따른 시장간 차이에 관계없이 모두 일치된 결과를 보인다는 점은 앞서의 <표 4>와 <표 5>의 결과들은 OPAQUE 측정치 자체, 즉 재무보고의 불투명성의 특성에 기인하여 재무분석가의 이익예측오차가 증가된다는 것을 의미한다. 따라서 앞서의 <표 4> 및 <표 5>에서 주된 결과는 시장간 차이에 민감하지는 않음을 시사한다.

다음으로, 전체표본을 다시 감사인 규모로 나누어 분석된 <표 7>의 결과를 보면, Panel A의 Big 4 감사인 표본의 경우나 Panel B의 non-Big 4 감사인 표본의 경우 모두 관심변수 OPAQUE1 또는

<표 6> 민감도 분석결과 1: KOSPI vs. KOSDAQ 표본

Variable	pred. sign	Panel A: KOSPI 표본				Panel B: KOSDAQ 표본			
		종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$		종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
		OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2
OPAQUE	+	0.122 (3.48***)	0.317 (3.81***)	0.091 (2.45***)	0.250 (2.82***)	0.090 (5.26***)	0.223 (5.25***)	0.076 (4.20***)	0.193 (4.32***)
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>		0.101	0.101	0.058	0.058	0.102	0.102	0.076	0.076
F 값		19.232***	19.322***	10.939***	11.010***	20.389***	20.386***	15.134***	15.172***
N		4,708	4,708	4,708	4,708	4,969	4,969	4,969	4,969

주1) 변수정의는 <표 2>에 보고된 하단을 참조.  
 주2) 괄호에 보고된 수치는 설명변수에 대한 회귀계수인 t 값을 나타냄.  
 주3) \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함(양측검증).

21) 예를 들어, 국내 선행연구에서는 코스닥기업이 유가증권기업보다 재무적 발생액으로 측정된 이익의 질이 더 낮다는 결과를 보고하였고(윤순석, 2001), 또한 Big 4 감사인의 경우가 non-Big 4 감사인의 경우보다 감사보수 및 감사시간으로 측정된 감사품질이 더 높다는 결과가 보고된 바 있다(박종일 · 박찬웅, 2007; 권수영 · 기은선, 2011 등).

〈표 7〉 민감도 분석결과 2: Big 4 vs. non-Big 4 감사인 표본

Variable	pred. sign	Panel A: Big 4 감사인 표본				Panel B: non-Big 4 감사인 표본			
		종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$		종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
		OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2
OPAQUE	+	0.080 (3.95***)	0.271 (5.47***)	0.074 (3.48***)	0.257 (4.94***)	0.158 (5.60***)	0.317 (4.59***)	0.136 (4.54***)	0.270 (3.67***)
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>		0.099	0.102	0.075	0.077	0.113	0.110	0.073	0.071
F 값		23.875***	24.443***	17.748***	18.223***	15.399***	14.998***	9.919***	9.652***
N		5,798	5,798	5,798	5,798	3,269	3,269	3,269	3,269

주1) 변수정의는 〈표 2〉에 보고된 하단을 참조.

주2) 괄호에 보고된 수치는 설명변수에 대한 회귀계수인 t 값을 나타냄.

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함(양측검증).

OPAQUE2는 종속변수(ACCR, BIAS)에 대하여 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 검증결과 측면에서 상대적으로 감사인의 감사품질이 높은 Big 4 감사인이 감사한 표본이나 감사품질이 낮은 non-Big 4 감사인이 감사한 표본에 관계없이 일치된 결과를 보이고 있어 앞서 〈표 4〉와 〈표 5〉의 결과는 OPAQUE 측정치 자체의 특성에 기인하여 재무보고의 불투명성이 높을수록 재무분석가의 이익예측오차가 증가한다는 것을 나타낸다. 따라서 앞서의 〈표 4〉 및 〈표 5〉에서 주된 결과는 감사인의 감사품질의 고저에 따라 분석결과가 민감하지 않음을 시사한다.

#### 4.5 강건성 분석결과

본 절의 강건성 분석에서는 두 가지 측면을 추가적으로 살펴보았다. 앞서 〈표 4〉와 〈표 5〉의 결과의 경우 HMT(2009) 및 전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 DA를 추정할 때 Dechow et al.(1995)의 모형을 이용하였다. 그런데 보다 최근 연구들은

기업성과인 ROA가 통제된 Kothari et al.(2005) 모형으로 DA를 추정하는 경우가 더 보편적이다. 따라서 본 연구는 DA를 추정할 때 Dechow et al.(1995) 대신 추정오차 문제가 상대적으로 낮은 것으로 알려진 Kothari et al.(2005)의 모형을 이용하여 ROA가 통제된 DA로 OPAQUE1과 OPAQUE2를 계산한 후 앞서의 검증결과에 강건성이 있는지를 첫 번째의 강건성 분석으로 살펴보았다. Kothari et al.(2005)의 모형은 앞서 식(4)에 따라 추정되며, 이를 이용하여 본 절에서는 HMT(2009) 및 전규안·박종일(2017)의 측정방법에 따라 OPAQUE1과 OPAQUE2를 재계산하였다. 이를 이용한 회귀분석 결과는 〈표 8〉에 제시하였다. 표 보고방식은 앞서와 유사하다.

〈표 8〉의 결과를 보면, 관심변수 OPAQUE1 또는 OPAQUE2는 종속변수 ACCR에 대해 모두 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 값을, 또한 관심변수는 종속변수 BIAS에 대해서는 각각 10%와 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 값으로 나타났다. 모형 3에서 OPAQUE1과 BIAS 간에 유의수준이 10%로 다소

〈표 8〉 강건성 분석결과 1: Kothari et al.(2005)의 모형을 이용한 OPAQUE 측정치

Variable	pred. sign	종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2
<b>OPAQUE</b>	+	<b>0.049</b> <b>(2.59***)</b>	<b>0.171</b> <b>(3.62***)</b>	<b>0.033</b> <b>(1.65*)</b>	<b>0.142</b> <b>(2.84***)</b>
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. $R^2$		0.093	0.093	0.058	0.058
F 값		34.020***	34.256***	20.797***	20.987***
N		9,677	9,677	9,677	9,677

주1) 변수정의는 〈표 2〉에 보고된 하단을 참조.

주2) 괄호에 보고된 수치는 설명변수에 대한 회귀계수인  $t$  값을 나타냄.

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함(양측검증).

낮아진 결과를 제외하면 전반적으로 〈표 4〉 및 〈표 5〉의 주된 검증결과와 일치한다. 이는 OPAQUE와 ACCR 또는 BIAS 간에 양(+)의 관계는 OPAQUE를 계산할 때 Dechow et al.(1995) 모형이나 Kothari et al.(2005) 모형으로 한 경우에 관계없이 일치된 결과를 보인다는 점에서 앞서의 〈표 4〉 및 〈표 5〉에서 주된 결과는 DA의 추정방법에 따라 분석결과가 민감하지 않게 강건성(robustness)이 있었다.

한편, DA와 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 살펴본 관련 선행연구 모두는 OLS 회귀분석을 중심으로 검증결과를 살펴보았다(조중석·조문희, 2009; 김성혜 외, 2012; 김지홍 외, 2014 등). 그러나 재무분석가의 특성을 분석한 최근 연구 중 일부이기는 하나, OLS 회귀분석 대신 개별기업 수준(firm level)의 군집성을 통제한 Cluster 검증결과를 보고한 연구도 있다(Abernathy, Kang, Krishnan, and Wang, 2018; 남혜정 2015). 따라서 본 절의 두 번째 강건성 분석의 경우 개별기업 수준을 통제 한 Cluster 검증을 수행하더라도 앞서의 〈표 4〉 및 〈표 5〉의 결과가 강건한지를 추가로 알아보고자 한

다. 또한 이와 더불어 본 연구에 이용된 자료는 Panel 자료의 특성을 가지고 있으므로, 이를 최소화하기 위하여 Newey-West 검증결과를 추가로 살펴보았다(Chen, Ding, and Kim, 2010). 이에 대한 검증 결과는 〈표 9〉에 나타내었다. 표 보고방식은 앞서와 유사하다.

〈표 9〉의 Panel A와 B의 결과로 볼 때 개별기업 수준에 대한 군집성을 통제한 Cluster standard errors regression에서도 관심변수 OPAQUE1과 OPAQUE2는 종속변수(ACCR, BIAS)에 대해 모두 1% 이내에서 유의적인 양(+)의 값으로 나타나 앞서 〈표 4〉 및 〈표 5〉와 일치한다. 따라서 개별기업의 군집성을 통제한 후에도 검증결과는 강건한 것으로 나타났다. 또한 Panel 자료의 특성을 통제하기 위하여 강건성 분석으로 시계열-횡단면적 종속성과 이분산성이 조정된 후의  $t$  통계치를 제공하는 Newey-West 검증결과에서도 관심변수 OPAQUE1과 OPAQUE2는 종속변수(ACCR, BIAS)에 대해 여전히 통계적으로 유의한 값이 나타나 〈표 4〉 및 〈표 5〉의 주된 결과와 일치한다.

〈표 9〉 강건성 분석결과 2: Cluster test 및 Newey-West test

Panel A: Cluster test (firm level)					
Variable	pred. sign	종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		<i>OPAQUE1</i>	<i>OPAQUE2</i>	<i>OPAQUE1</i>	<i>OPAQUE2</i>
<i>OPAQUE</i>	+	0.106 (3.97***)	0.268 (4.11***)	0.088 (3.28***)	0.230 (3.43***)
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes
N		9,677	9,677	9,677	9,677
Panel B: Newey-West test					
Variable	pred. sign	종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		<i>OPAQUE1</i>	<i>OPAQUE2</i>	<i>OPAQUE1</i>	<i>OPAQUE2</i>
<i>OPAQUE</i>	+	0.106 (5.35***)	0.268 (5.33***)	0.088 (4.25***)	0.230 (4.37***)
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes
N		9,677	9,677	9,677	9,677

주1) 변수정의는 〈표 2〉에 보고된 하단을 참조.

주2) 괄호에 보고된 수치는 설명변수에 대한 회귀계수인  $t$  값을 나타냄.

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함(양측검증).

#### 4.6 추가분석 결과

본 절의 추가분석에서는 두 가지 측면을 살펴보았다. 첫째, 2011년도 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 정보환경이 변화되었다는 선행연구들의 주장에 기초하여 표본을 나누어 살펴보았다. 예를 들어, 재무분석가 측면에서 IFRS 효과를 분석한 선행연구들은 국제회계기준이 의무 도입됨에 따라 재무분석가의 정보환경(information environment)이 개선되어 이익예측의 정확성이 향상되었다는 결과를 보고한 바 있다(Byard, Li, and Yu, 2011; Horton, Serafeim, and Serafeim, 2013; 남혜정, 2015). 이는 IFRS 의무도입 이후 국제회계기준이 요구하는 재무제표의 주식 등에 따른 정보 공시량이 종전보다 더 증가하여 재무분석가에게는 과거 K-GAAP 보고체계보다 정보비대칭이 감소된 것에 기인한다

(Horton et al., 2013). 그러한 점에서 첫 번째 추가분석에서는 IFRS 의무도입 이후가 정보환경이 향상된 것으로 간주하여 IFRS 의무도입 전후기간으로 표본을 나누어 살펴보고자 한다. 이에 대한 회귀 분석 결과는 〈표 10〉에 보고하였다.

〈표 10〉의 결과를 살펴보면, Panel A에서 Pre-IFRS 기간(2001-2010)의 경우 관심변수 *OPAQUE1* 또는 *OPAQUE2*는 종속변수(*ACCR*, *BIAS*)에 대하여 모두 1% 수준에서 유의적인 양(+ )의 값이 나타났다. 또한 Panel B에서 Post-IFRS 기간(2011-2015)의 경우도 관심변수 *OPAQUE1*과 *OPAQUE2*는 종속변수(*ACCR*, *BIAS*)에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 양(+ )의 값을 보인다. 이러한 결과는 IFRS 의무도입 전후기간 여부와 관계없이 일치된 결과를 보이고 있어 앞서 〈표 4〉와 〈표 5〉의 전체표본의 결과는 정보환경의 개선여부에 따라 차이를 보

〈표 10〉 추가분석 결과 1: Pre-IFRS 기간 vs. Post-IFRS 기간

Variable	pred. sign	Panel A: Pre-IFRS 기간(2001-2010)				Panel B: Post-IFRS 기간(2011-2015)			
		종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$		종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
		OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2
OPAQUE	+	0.103 (4.72***)	0.233 (4.32***)	0.073 (3.13***)	0.168 (2.91***)	0.135 (5.97***)	0.403 (7.34***)	0.134 (5.65***)	0.404 (7.01***)
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>		0.097	0.096	0.053	0.053	0.242	0.246	0.208	0.212
F 값		26.575***	26.411***	14.426***	14.370***	60.069***	61.269***	49.593***	50.675***
N		5,975	5,975	5,975	5,975	3,702	3,702	3,702	3,702

주1) 변수정의는 〈표 2〉에 보고된 하단을 참조.

주2) 괄호에 보고된 수치는 설명변수에 대한 회귀계수인 t 값을 나타냄.

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함(양측검증).

이지는 않음을 알 수 있다. 따라서 이러한 결과로 볼 때 앞서의 분석결과들은 정보환경의 고저와 관계없이 OPAQUE 측정치 자체의 재무보고의 불투명성의 특성에 기인하여 OPAQUE 값이 클수록 재무분석가의 이익예측오차는 증가된다는 것을 시사해 준다.

본 절의 두 번째 추가분석에서는 2011년도를 기점으로 주된 재무제표가 연결인 경우와 그렇지 않은 경우로 표본을 나누어 살펴보았다. 본 연구에서 이러한 분석을 수행한 이유는 앞서 전술한 바와 같이 2011년도부터 상장기업들은 재무제표 작성에 대한 회계기준이 IFRS 체계로 전환됨에 따라 종속기업이 있는 기업은 연결재무제표를 주된 재무제표로 공시하는 환경 변화로 인해 재무분석가들의 경우도 이들 기업에 대해서는 2011년 이전과는 달리, 미래 이익예측치를 발표할 때 연결재무제표에 대한 연결 이익예측치를 중심으로 공시하는 경향이 증가했기 때문이다. 따라서 앞서의 검증결과들은 분석상에 선

행연구(남혜정, 2015)의 방법과 같이 2011년도 연결 이익예측치를 공시한 경우는 관련변수들에 대해 연결재무제표 자료를 이용하여 측정하였다.

따라서 본 절에서는 앞서 전체표본을 다시 주된 연결재무제표를 기준으로 표본을 나누어 추가분석을 수행해 보았다. 이와 관련한 회귀분석 결과는 〈표 11〉에 제시하였다. 〈표 11〉의 Panel A에서 주된 재무제표가 연결의 경우 2011년도부터 주된 재무제표를 연결로 공시한 표본에 해당된다. 따라서 관심 변수를 기준으로 표본으로 이용된 기간은 2011년부터 2015년까지 자료이다. 반면, Panel B에서 주된 재무제표가 개별의 경우는 앞서 Panel A에 이용된 주된 재무제표가 연결의 경우를 전체표본에서 제외한 나머지 표본에 해당한다. 따라서 관심변수를 기준으로 표본으로 이용된 기간은 2001년부터 2015년까지의 자료이다.<sup>22)</sup>

〈표 11〉의 결과를 보면, Panel A에서 주된 재무

22) 본 연구는 앞서 가설 1과 2와 관련한 주된 검증결과가 2011년도 주된 재무제표를 연결재무제표로 공시한 경우의 영향이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 검증결과 측면에서 차이를 발생시키는지를 확인하는데 있다. 따라서 이제까지 분석에 이용된 전체표본 자료를 이용하여 앞서의 사항을 추가로 살펴본 것이다.

〈표 11〉 추가분석 결과 2: 주된 재무제표가 연결 vs. 개별 표본

Variable	pred. sign	Panel A: 주된 재무제표가 연결				Panel B: 주된 재무제표가 개별			
		종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$		종속변수 = $ACCR_{t+1}$		종속변수 = $BIAS_{t+1}$	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
	OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2	OPAQUE1	OPAQUE2	
<b>OPAQUE</b>	+	0.147 (5.41****)	0.467 (7.15****)	0.152 (5.32****)	0.475 (6.92****)	0.104 (5.17****)	0.232 (4.68****)	0.076 (3.53****)	0.173 (3.26****)
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>		0.246	0.251	0.211	0.216	0.098	0.098	0.054	0.054
F 값		51.265***	52.710***	42.331***	43.565***	24.975***	24.795***	13.588***	13.524***
N		3,084	3,084	3,084	3,084	6,593	6,593	6,593	6,593

주1) 변수정의는 〈표 2〉에 보고된 하단을 참조.

주2) 표에 보고된 Panel A에서 주된 재무제표가 연결의 경우는 관심변수를 기준으로 2011년부터 2015년까지이고, Panel B에서 주된 재무제표가 개별의 경우는 관심변수를 기준으로 2001년부터 2015년까지의 결과임.

주3) 괄호에 보고된 수치는 설명변수에 대한 회귀계수인 t 값을 나타냄.

주4) \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함(양측검증).

제표를 연결로 공시한 표본의 경우 관심변수 OPAQUE1 또는 OPAQUE2는 종속변수(ACCR, BIAS)에 대해 모두 1%에서 유의한 양(+)의 계수 값이 나타났다. 또한 Panel B에서 주된 재무제표를 개별로 공시한 표본의 경우도 관심변수 OPAQUE1과 OPAQUE2는 종속변수(ACCR, BIAS)에 대해 모두 1%에서 유의한 양(+)의 값을 보인다. 이러한 결과로 볼 때 앞서 〈표 4〉와 〈표 5〉처럼 주된 재무제표를 연결로 공시한 기업과 개별로 공시한 자료를 통합하여 분석하나 이를 나누어 분석하나 검증결과 측면에서 별다른 차이를 발견할 수 없었다. 따라서 앞서 〈표 4〉 및 〈표 5〉의 주된 검증결과의 경우 주된 재무제표가 연결 또는 개별인지에 따라 영향을 받는 결과라기보다는 OPAQUE 측정치 자체의 재무보고의 불투명성의 특성에 기인되어 나타나는 현상임을 알 수 있다. 그러한 점에서 〈표 11〉의 결과는 앞서 〈표 4〉 및 〈표 5〉의 결과가 주된 재무제표가 연결 또는 개별인지 여부에 관계없이 OPAQUE 측정치 자체에 기인한 것임을 시사해 준다.

## V. 결론

본 연구는 개별 기업수준(firms-level)에서 측정된 3년간의 재량적 발생액을 이용한 재무보고의 불투명성이 재무분석가의 이익예측오차에 어떤 영향을 주는지 실증적으로 분석하였다. 또한 본 연구는 이를 알아보는데 있어 선행연구들에서 이익조정 측정치로 보편적으로 이용되었던 한 기간으로 측정된 재량적 발생액에 대해서도 앞서와 비교목적으로 살펴봐왔다. 나아가 앞서의 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차 간의 관계가 시장유형에 따라, 감사인 규모로 측정되는 감사품질에 따라, 또한 정보환경에 변화가 있었던 IFRS 의무도입 전후 기간에 따라 차이가 다른지도 살펴봐왔다. 아울러 전체표본에서 주된 재무제표가 연결과 개별인 경우에 대해서도 나누어 살펴보았다.

HMT(2009)의 연구에서 재무보고의 불투명성 측정치가 처음 제안된 후, 이 연구는 투자자 측면에서

미래 주가폭락의 위험과 양(+ )의 관계가 있음을 보여주었다. 후속연구인 Kim and Zhang(2014) 역시 HMT(2009)에서 제안된 재무보고의 불투명성과 사전적으로 측정된 주가폭락의 위험 간에 양(+ )의 관계를, 강나라 · 최 관(2016)은 앞서의 재무보고의 불투명성 정보에 따라 투자자 유형별로 거래행태가 다르다는 결과를 보고하였다. 전규안 · 박종일(2017)은 HMT(2009)의 측정치와 해당 연구에서 제안한 3년간 DA의 표준편차로 측정된 재무보고의 불투명성이 높을수록 감사인의 감사위험 측면에서 감사보수와 감사시간이 증가된다는 결과를 제시하였다. 앞서의 선행연구들과 달리, 본 연구는 HMT(2009) 및 전규안 · 박종일(2017)에서 제안된 재무보고의 불투명성 측정치가 재무분석가 측면에서 미래 이익예측치에는 어떤 영향을 미치는지 이익예측치의 정확성과 편의를 중심으로 살펴보았다. 이와 관련한 주제에 대해서는 아직까지 국내외 선행연구들에서는 거의 전무한 실정이다.

분석을 위해 본 연구의 관심변수인 재무보고의 불투명성은 HMT(2009) 및 전규안 · 박종일(2017)의 방법에 따라 다기간인 과거 3년간 연도별 DA에 대한 절대값의 합(OPAQUE1) 또는 3년간 DA의 표준편차(OPAQUE2)로 측정하였다. OPAQUE의 검증결과와 비교목적으로 분석에 이용된 DA는 Kothari et al.(2005)의 ROA성과통제 재량적 발생액이다. 본 연구의 종속변수인 이익예측의 정확성(ACCR)은 재무분석가들의 연간 주당이익예측치의 평균값과 실제주당순이익 간의 차이를 전기주가로 나누어 측정된 후 절대값을 취한 값이고, 이익예측의 편의(BIAS)는 앞서 ACCR에 대해 절대값을 취하지 않은 값이다. 또한 주당이익예측치는 재무분석가들이 발표한 회계연도 마지막에 예측된 이익예측치를 평균한 값을 이용하였다. 그리고 2011년도 이

후 자료는 선행연구(남혜정, 2015)의 방법과 같이 주된 재무제표가 연결이면 이익예측치가 연결재무제표를 바탕으로 발표된 경우 모형에 이용된 종속변수와 설명변수에 대해 연결재무제표로 고려하여 분석하였다. 본 연구는 분석기간(관심변수를 기준) 2001년부터 2015년까지 금융업을 제외한 12월이 결산인 상장기업 중에서 일정 조건에 따라 분석에 이용 가능 했던 최종표본은 9,677개 기업/연 자료이다.

실증결과에 대해 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이익예측오차에 영향을 주는 통제변수가 고려된 후에도 평균적으로 유의하게 재무보고의 불투명성 측정치가 높을수록 재무분석가들이 발표하는 이익예측치의 정확성이 떨어지고, 또한 낙관적 편위의 성향도 가지고 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 OPAQUE1과 OPAQUE2 모두 일치된 결과를 보였다. 이와 달리, Kothari et al.(2005)의 방법으로 측정된 한기간의 DA는 재무분석가의 이익예측오차와 통계적으로 유의한 관계가 관찰되지 않았다. 이상의 한기간으로 측정된 DA와 달리, 3년간 DA의 반전효과가 고려된 재무보고의 불투명성 측정치의 경우가 재무분석가의 이익예측오차와 양(+ )의 관계가 있다는 본 연구의 발견은 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 통해 살펴본 재무보고의 불투명성과 관련한 대리변수(surrogate)로 DA보다는 OPAQUE 측정치가 재무분석가들에게 정보의 불확실성을 더 증가시킨다는 것을 시사한다.

둘째, 전체표본을 다시 시장유형인 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 분석하거나, 감사인 규모로 측정되는 감사품질인 Big 4와 non-Big 4 감사인 표본으로 나누어 분석하거나, 또는 정보환경의 변화 시점인 IFRS 의무도입 전후기간인 Pre-IFRS와 Post-IFRS 기간으로 표본을 나누어 분석하더라도 앞서의 각 표본들은 모두 재무보고의 불투명성과

이익예측오차 간에 양(+ )의 관계로 나타났다. 이는 재무보고의 불투명성과 재무분석가의 이익예측오차 간에 양(+ )의 관계가 상대적으로 이익의 질이 낮은 시장의 경우, 감사품질이 낮은 감사인에게 감사받은 경우나 낮은 정보환경에 기인한 결과라기보다는 OPAQUE 자체의 특성에 기인한 결과임을 시사한다. 마지막으로, 앞서의 방법과 달리 DA의 추정을 Dechow et al.(1995) 대신 Kothari et al.(2005) 모형으로 추정된 후 OPAQUE를 계산하거나, 또는 표본을 주된 재무제표가 연결과 개별인 경우로 표본을 나누어 분석하더라도 재무보고의 불투명성과 이익예측오차 간의 양(+ )의 관계는 모두 앞서와 일치된 결과를 보여 본 검증결과는 강건성이 있었다.

이상을 종합하면, 본 연구는 3년간 DA의 다기간으로 측정된 재무보고의 불투명성이 높을 때 재무분석가들이 발표하는 이익예측오차가 증가된다는 것을 보여주었다는데 의미가 있다. 또한 한 기간으로 측정된 DA의 경우와 달리, 3년간 DA의 반전효과가 고려된 OPAQUE 측정치와 재무분석가의 이익예측오차 간에 양(+ )의 관계가 있다는 본 연구의 발견은 재무분석가 측면에서 재무보고의 불투명성과 관련한 대용변수로 DA보다 OPAQUE의 경우가 정보의 불확실성을 더 증가시킨다는 점에서 더 유용한 지표(indicator)임을 보여주었다. 그러한 점에서 본 연구의 발견은 이익의 질과 재무분석가의 이익예측오차를 분석한 관련연구에 추가적인 새로운 증거를 제공한다. 또한 재무분석가들이 발표하는 이익예측치는 자본시장에서 투자자들의 경제적 의사결정에도 중요한 영향을 미친다는 점을 고려할 때, 본 연구의 발견은 학계뿐만 아니라 재무분석가의 이익예측치 정보를 이용하는 투자자 및 실무계, 또한 재무보고의 질에 관심이 있는 규제기관에게 재무보고의 불투명성이 높은 경우 재무분석가들이 발표하는 이익예측치

특성에는 어떤 체계적인 영향을 주는지와 관련한 전반적인 이해에도 유용한 시사점을 더불어 제공한다.

이상의 여러 유의한 시사점을 제공하나, 본 연구는 다음과 같은 분석상의 한계점이 있을 수 있다. 첫째, 본 연구의 분석에 이용된 식(1)과 식(2)의 모형에서 고려하지 않은 생략된 변수의 문제는 남아 있다. 둘째, 본 연구의 관심변수인 재무보고의 불투명성은 외부에서 쉽게 관찰이 어렵기 때문에 본 연구는 선행연구의 방법과 같이 HMT(2009) 및 전규안·박종일(2017)의 방법에 따라 과거 3년간의 재량적 발생액을 이용하였다. 그러나 식(3) 및 식(4)에서 재량적 발생액은 모형에 기초한 추정과정이 수반되므로, 추정오차의 문제가 있다. 셋째, 재무분석가들이 발표하는 이익예측치는 모든 상장기업을 대상으로 하지는 않기 때문에 본 연구의 분석결과를 전체 상장기업으로 일반화하는 데는 한계가 있을 수 있다. 따라서 이러한 측면은 결과를 해석하는데 있어 고려될 필요가 있다. 그러나 앞서와 같은 분석상의 한계는 본 연구만의 문제라기보다는 재무분석가의 이익예측오차나 재량적 발생액을 이용한 경험적 연구들에서 나타나는 공통된 사항이다.

## 참고문헌

- 강나라·최 관(2016), “누가 주가붕괴위험을 부담하는가?: 회계이익의 불투명성을 중심으로,” **회계학연구**, 41(2), 87-129.
- 권수영·기은선(2011), “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구,” **회계학연구**, 36(4), 95-137.
- 김성혜·전성빈·송민섭(2012), “재무분석가의 예측특성을 통해 살펴본 발생액의 질 측정치의 유용성에 관한

- 분석," **회계연구**, 17(2), 231-261.
- 김지홍 · 백혜원 · 고재민(2010), "발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익 예측 정확도에 미치는 영향," **회계학연구**, 35(3), 1-35.
- 김지홍 · 유정민 · 고재민(2014), "상이한 이익조정 수단이 재무분석가 예측의 불확실성과 재무분석가 수에 미치는 영향," **회계학연구**, 39(4), 213-249.
- 남혜정(2015), "한국채택국제회계기준의 도입과 재무분석가의 이익예측치 특성," **경영학연구**, 4(3), 933-956.
- 박종일 · 광수근(2007), "감사인 교체와 감사품질," **회계와 감사연구**, 46, 191-226.
- 박종일 · 박찬용(2007), "비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향," **회계와 감사연구**, 45, 119-159.
- 박종일 · 전규안 · 노희천(2009), "회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보가 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향," **세무와회계저널**, 10(2), 225-260.
- 박종일 · 지승민 · 신재은(2016), "세무보고 공격성이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향," **경영학연구**, 45(6), 1763-1804.
- 박현준 · 신현한 · 최완수(2004), "한국기업의 대리인비용과 기업가치: 외국인 지분의 역할," **경영학연구**, 33(2), 655-682.
- 배성호 · 정석우 · 오광욱(2012), "K-IFRS 공시품질과 재무분석가 이익예측분산도," **경영학연구**, 41(4), 643-674.
- 선우혜정 · 최종학 · 이병희(2010), "지분을 괴리도가 재무분석가의 이익예측치오차에 미치는 영향," **회계학연구**, 35(2), 1-34.
- 안윤영 · 신현한 · 장진호(2005), "외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계," **회계학연구**, 30(4), 109-131.
- 안윤영 · 유영태 · 조영준 · 신현한 · 장진호(2006), "재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향," **회계학연구**, 31(4), 1-24.
- 윤순석(2001), "상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구," **증권학회지**, 29, 57-85.
- 임태균 · 정석우(2008), "이연법인세정보와 재무분석가 이익예측치의 특성," **회계저널**, 17(3), 181-204.
- 전규안 · 박종일(2017), "회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향," **경영학연구**, 46(5), 1303-1341.
- 정석우 · 배성호 · 임태균(2012), "환위험 기업에 대한 재무분석가 이익예측 특성," **회계학연구**, 37(4), 1-35.
- 정석우 · 임태균(2005), "회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향," **회계학연구**, 30(2), 209-235.
- 정성환 · 한승수(2011), "재무분석가의 발생액 구분 능력과 경영자 이익조정과의 관계에 관한 연구," **회계학연구**, 36(3), 103-133.
- 정철희 · 박범진(2015), "비감사서비스 및 이익조정이 경영자와 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향," **회계연구**, 20(5), 157-189.
- 정현욱 · 이현주 · 이강일(2014), "감사시간이 재무분석가의 이익예측편의에 미치는 영향," **경영학연구**, 43(4), 1079-1111.
- 조중석 · 조문희(2009), "경영자의 기회주의적 재량권이 재무분석가의 이익 예측에 미치는 영향," **회계학연구**, 14(1), 147-173.
- Abernathy, J. L., T. Kang, G. V. Krishnan, and C. Wang(2018), "Is there a relation between residual audit fees and analysts' forecasts?," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 33(3), 299-323.
- Asquith, P., M. B. Mikhail, and A. S. Au(2005), "Information content of equity analyst reports," *Journal of Financial Economics*, 75(2), 245-282.
- Barron, O., and P. Stuerke(1998), "Dispersion in analysts' earnings forecasts as a measure of uncertainty," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 13, 243-268.
- Bates, D.(2000), "Post-'87 crash fears in the S&P

- 500 futures options market," *Journal of Econometrics*, 94, 181-238.
- Behn, B. K., J. H. Choi, and T. Kang(2008), "Audit quality and properties of analysis earnings forecasts," *The Accounting Review*, 83(2), 327-349.
- Black, F. and M. Scholes(1973), "The pricing of options and corporate liabilities," *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654.
- Bradshaw, M. T., A. P. Hutton, A. Marcus, and H. Tehranian(2010), "Opacity, crash risk, and the option smirk curve," *Working Paper*, Boston University.
- Bradshaw, M., S. Richardson, and R. Sloan(2001), "Do analysts and auditors use information in accruals?," *Journal of Accounting Research*, 39(1), 45-74.
- Byard, D., Y. Li, and Y. Yu(2011), "The effect of mandatory IFRS adoption on financial analysts' information environment," *Journal of Accounting Research*, 49(1), 69-96.
- Chen, C. J.P., Y. Ding, and C. Kim(2010), "High-level politically connected firms, corruption, and analyst forecast accuracy around the world," *Journal of International Business Studies*, 41, 1505-1524.
- Chen, T., L. Xie, and Y. Zhang(2017), "How does analysts' forecast quality relate to corporate investment efficiency?," *Journal of Corporate Finance*, 43, 217-240.
- Cohen, D., A. Dey, and T. Lys(2008), "Real and accrual-based earnings management in the pre- and post-Sarbanes-Oxley period," *The Accounting Review*, 83(3), 757-787.
- Cotter, J., A. Tarca, and M. Wee(2012), "IFRS adoption and analysts' earnings forecasts: Australian evidence," *Accounting and Finance*, 52, 395-419.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan(1998), "Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts," *The Accounting Review*, 73(2), 277-294.
- Datta, S., M. I. Datta, and V. Sharma(2011), "Product market pricing power, industry concentration and analysts' earnings forecasts," *Journal of Banking and Finance*, 35(6), 1352-1366.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), "Detecting earnings management," *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1996), "Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC," *Contemporary Accounting Research*, 13(1), 1-36.
- DeFond, M. and K. Subramanyam(1998), "Auditor changes and discretionary accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 25(1), 35-67.
- DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhaiuser(1999), "Earnings management to exceed thresholds," *Journal of Business*, 72, 1-33.
- Duru. A. and D. M. Reeb(2002), "International diversification and analysts' forecast accuracy and bias," *The Accounting Review*, 77(2), 415-433.
- Eames, M. and S. Glover(2003), "Earnings predictability and the directing of analysts' earnings forecast Errors," *The Accounting Review*, 78(3), 707-724.
- Easterwood, J. C. and S. R. Nutt(1999), "Inefficiency in analyst forecasts: Systematic misreaction or systematic optimism?," *Journal of Finance*, 54, 1777-1797.
- 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.
- Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal(2005), "The economic implications of corporate financial reporting," *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3), 3-73.
- Healy, P. M. and J. M. Wahlen(1999), "A review of the earnings management literature and its implications for standard setting," *Accounting Horizons*, 3, 365-383.
- Hope, O.(2003), "Accounting policy disclosures and analysts' forecasts," *Contemporary Accounting Research*, 20(2), 295-321.
- Horton, J., G. Serafeim, and I. Serafeim(2013), "Does mandatory IFRS adoption improve the information environment?," *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 388-423.
- Houlthausen, R.(1990), "Accounting method choice: Opportunistic behavior, efficient contracting and information perspectives," *Journal of Accounting and Economics*, 12(1-3), 207-218.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian (2009), "Opaque financial reports,  $R^2$ , and crash risk," *Journal of Financial Economics*, 94(1), 67-86.
- Jensen, M. C.(2005), "Agency costs of overvalued equity," *Financial Management*, 34(1), 5-20.
- Jin, L. and C. S. Myers(2006), " $R^2$  around the world: New theory and new tests," *Journal of Financial Economics*, 79(2), 257-292.
- Jones, J.(1991), "Earnings management during import relief investigations," *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228.
- Kim, J. B. and L. Zhang(2014), "Financial reporting opacity and expected crash risk: Evidence from implied volatility smirks," *Contemporary Accounting Research*, 31(3), 851-875.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley(2005), "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- Kothari, S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki(2009), "Do managers withhold bad news?," *Journal of Accounting Research*, 47(1), 241-276.
- Leggett, D., L. M. Parsons, and A. L. Reitenga (2009), "Real earnings management and subsequent operating performance," *Working Paper*, University of Alabama.
- Libby, R. J. E. Hunton, H. T. Tan, and N. Seybert (2008), "Relationship incentives and the optimistic/pessimistic pattern in analysts' forecasts," *Journal of Accounting Research*, 46(1), 173-198.
- Lim, T.(2001), "Rationality and analysts' forecast bias," *The Journal of Finance*, 56(1), 369-386.
- Matsumoto, D.(2002), "Management's incentives to avoid negative earnings surprises," *The Accounting Review*, 77, 483-514.
- McNichols, M. and P. O'Brien(1997), "Self-selection and analyst coverage," *Journal of Accounting Research*, 35, 167-199.
- Roychowdhury, S.(2006), "Earnings management through real activities manipulation," *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), 335-370.
- Schipper, K.(1989), "Commentary on earnings management," *Accounting Horizons*, 3(4), 91-102.
- Tan, H., S. Wang, and M. Welker(2011), "Analyst following and forecast accuracy after mandated IFRS adoptions," *Journal of Accounting Research*, 49(5), 1307-1357.

- Wang, H. and W. Du(2012), "Overvaluation, financial opacity and crash risk," *Working Paper*, Louisiana State University.
- Yan, S.(2011), "Jump risk, stock returns, and slope of implied volatility smile," *Journal of Financial Economics*, 99(1), 216-233.
- Yu, F. F.(2008), "Analyst coverage and earnings management," *Journal of Financial Economics*, 88(2), 245-271.
- Zang, A. Y.(2012), "Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management," *The Accounting Review*, 87(2), 675-703.

## The Effect of Financial Reporting Opacity on Analyst' Earnings Forecast Errors

Jongil Park\* · Suin Kim\*\* · Sangyi Shin\*\*\*

### Abstract

This study investigates whether the relation between the financial reporting opacity measured by the OPAQUE measure of Hutton et al. (2009) and analyst's earnings forecast errors measured as forecasting accuracy and bias. In particular, we test a measure of financial reporting opacity for individual firms based on an indicator of earnings management in the prior three-year moving sum of the absolute value of annual discretionary accruals as developed by Hutton et al. (2009) and standard deviation of discretionary accruals as suggested by Jeon and Park (2016). In additional analysis, we first partition the sample into KOSPI and KOSDAQ samples and test whether the relation between financial reporting opacity and analyst's earnings forecast errors is different for market type. Furthermore, we separate the sample into Big 4 auditor and non-Big 4 auditor samples and test whether the relation between financial reporting opacity and analyst's earnings forecast errors is different for audit quality (i.e., high audit quality versus low audit quality samples). Moreover, we divided the sample into pre-IFRS period and post-IFRS period and test whether the relation between financial reporting opacity and analyst's earnings forecast errors has changed since the adoption of IFRS.

In our tests, we further consider the empirical link between financial reporting opacity and analyst's earnings forecast errors. Thus, our approach differs from the existing literature with a one-year value of discretionary accruals (hereafter DA) to capture the earnings management. This is, we use a three-year moving sum (other than a one-year value) to capture the multi-year effects of earnings management and because the moving sum is more likely to reflect an underlying policy of the firm to manage earnings (e.g., Hutton et al., 2009; Jeon and Park,

---

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

\*\* Ph. D., Candidate, School of Business, Chungbuk National University, Corresponding Author

\*\*\* Ph. D., Candidate, School of Business, Chungbuk National University, Co-Author

2017). In the study, we expect analysts' earnings forecasts inaccurate and to be optimistically biased when financial reporting opacity is increasing. For analysis, our empirical tests employ two firm-level proxies of financial reporting opacity, that is, accrual-based measure of opacity. The first proxy of this study is the measure of opacity in financial reports (hereafter OPAQUE1) as developed by Hutton et al. (2009). We use OPAQUE1 is the measure of financial reporting opacity of Hutton et al. (2009) based on earnings management, calculated as the prior three-year moving sum of the absolute value of annual discretionary accruals. Following Hutton et al. (2009), discretionary accruals are measured using the modified Jones model by Dechow et al. (1995). The second proxy of this study is the measure of financial reports opacity (hereafter OPAQUE2) as suggested by Jeon and Park (2016), which is the standard deviation of annual discretionary accruals, which is calculated over years  $t-2$  through  $t$ . We use a three-year moving sum of absolute value of discretionary accruals or standard deviation of discretionary accruals (instead of a one-year value) to capture the multi-year effects of earnings management. Therefore, these measure intends to capture both the abnormally high accruals in the year of overstatement and the subsequent reversal of prior accrual overstatements. For example, Dechow et al. (1996) show that firms subjected to enforcement actions by the SEC generally manipulate reported earnings from one to three years before being detected and the overstated accruals of these firms typically reverse fairly quickly. Our sample covers KOSPI and KOSDAQ listed firms in Korean Stock Exchange Market based on the variable of interest from 2001 to 2015 (based on the dependent variable from 2002 to 2016), thus we use 9,677 firm-year observations.

Our main findings are as follows. First, after including for several control variables that affect analyst' earnings forecast errors, we find that a significantly positive association between analyst' earnings forecast error and financial reporting opacity (both OPAQUE1 and OPAQUE2 proxies), consistent with our predictions. This result implies that firms with higher OPAQUE is associated with less accurate analyst' earnings forecasts, and more optimistically biased forecasts. Whereas, we find no evidence that a significantly positive association between analyst' earnings forecast error and the discretionary accruals (DA) of a one-year value. Second, we demonstrate that our measure of financial reporting opacity reliably predicts both analyst' earnings forecasting accuracy and bias. This is, our results are robust to a variety of sensitivity checks such as an alternative specification. For examples, when we classify sample into KOSPI versus KOSDAQ listed firms, when we divided sample into Big 4 auditors versus non-Big 4 auditors, and when we partition the sample into pre- and post-IFRS adoption period, there are a positive and significant relation between analyst' forecast error and financial reporting opacity, regardless of KOSPI

versus KOSDAQ samples, or Big 4 auditors versus non-Big 4 auditors samples, and pre-IFRS period versus post-IFRS period. Therefore, our conclusions are not sensitive to market type, audit quality, and according to before and during IFRS adoption period, we find similar results.

Overall, these empirical evidence suggests that the financial analyst perceive financial reporting opacity as a information risk-increasing factor. Using two proxies for financial reporting opacity, we provide novel evidence that analyst' earnings forecast error increases significantly with financial reporting opacity, which is constructed as the multi-year effects of discretionary accruals. Whereas analyst' earnings forecast error not increases significantly with the level of discretionary accruals in the short-run. Thus, we confirm that our firm-specific measure of financial reporting opacity (both OPAQUE1 and OPAQUE2), which prior three-year moving sum or standard deviation of annual discretionary accruals compared with the level of discretionary accruals in the one-year is a reliable predictor of information uncertainty as well as provide more information about the underlying policy of earnings management of the firm. Therefore, the results of this study may provide useful information to academics as well as investors and regulatory bodies that higher financial reporting opacity are associated with less accurate analyst' earnings forecasts, and also more optimistically biased forecasts. Furthermore, considering the importance of analyst role in decision making of investors on the stock market, our results suggests that there is a problem with the accuracy of analyst's earnings forecast, i.e., firms with more opaque financial reports. In addition to providing the first empirical examination of the factors that connect financial reporting opacity to analyst's earnings forecast errors, the results have implications for earnings management and analyst's forecast errors studies in prior research.

Key words: Financial reporting opacity, Discretionary accruals, Information risk, Analyst' earnings forecast errors, Forecast accuracy and bias, Market type, Auditor size, Pre- and Post-IFRS adoption

- 저자 박종일은 충북대학교 경영대학 경영학부의 재무회계 전공 교수로 재직 중이며, 현재 삼정KPMG 회계법인의 ACI(Audit Committee Institute) 교수이다. 홍익대학교 경영학부를 졸업한 후, 동 대학의 대학원에서 경영학석사와 박사학위를 취득하였다. 주요 연구분야는 재무보고의 질, 회계이익과 과세소득의 차이, 감사품질, 조세회피, 세무위험, 기업지배구조, 재무분석가의 이익예측의 특성 등이다.
- 저자 김수인은 현재 충북대학교 경영대학 박사과정에 재학 중이다. 청주대학교 회계학과를 졸업하였으며, 충북대학교 대학원에서 회계학과 석사를 취득한 후, 동 대학원의 박사과정에 재학 중이다. 주요 연구분야는 재무보고의 질, 배당의 정보효과, 투자효율성, 조세회피, 세무위험 등이다.
- 저자 신상은 현재 충북대학교 경영대학 박사과정에 재학 중이다. 대전대학교 경영학과를 졸업하였으며, 충북대학교 대학원에서 회계학과 석사를 취득한 후, 동 대학원의 박사과정을 이수한 후 졸업논문을 준비 중에 있다. 주요 연구분야는 재무보고의 질, 조세회피, 세무위험, 감사위험, 재무분석가의 이익예측의 특성 등이다.