

정보비대칭이 재무분석가 이익예측치의 특성과 정확성에 미치는 영향

박지혜* / 조중석**

- I. 서론
- II. 선행연구 및 가설설정
- III. 연구설계
- IV. 실증분석결과
- V. 결론

개요

재무분석가는 경영자와 투자자의 중간에서 경영자가 제공한 정보를 재해석하고, 사적으로 획득한 추가정보를 투자자에게 제공함으로써 자본시장의 정보비대칭을 완화시키는 역할을 할 것으로 기대된다. Barron et al.(1998)은 재무분석가의 이익예측치 산출에 사용된 다양한 정보를 정보의 원천과 특성에 따라 구분하여 측정할 수 있는 *BKLS consensus*를 제안하였다.

본 연구는 *BKLS consensus*를 사용하여 기업의 정보비대칭 수준에 따라 재무분석가의 이익예측치에 포함된 사적정보부분이 변화하는지 살펴보고, 사적정보부분의 변화가 기업의 정보비대칭 수준에 따라 이익예측정확성에 차별적인 영향을 미치는지 살펴보았다.

연구결과, 정보비대칭이 큰 기업일수록 공공정보 발표 후에 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보가 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 정보비대칭이 큰 기업일수록 제공하는 정보에 대한 신뢰성이 떨어지기 때문에 공공정보를 발표한 후에 재무분석가는 오히려 사적정보를 활용하여 정확한 이익예측치를 제공하려는 노력을 하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보의 증가가 이익예측정확성에 미치는 영향을 살펴본 결과, 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분이 증가할수록 보다 정확한 이익예측치를 제공하는 것으로 나타났다. 특히 정보비대칭이 큰 기업의 재무분석가 이익예측치는 그렇지 않은 기업의 이익예측치 보다 사적정보부분의 증가가 정확한 이익예측치를 산출하는데 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 신뢰할 수 있는 정보가 부족한 환경 속에서 재무분석가의 이익예측치가 중요한 역할을 하고 있음을 밝히고 나아가 정보비대칭이 큰 기업의 투자자의 경우 재무분석가가 제공하는 정보를 최대한 활용하도록 동기부여할 수 있다는 점에서 의의를 가지고 있다.

주제어 : 정보비대칭, 재무분석가, 이익예측, 사적정보

* 한양대학교 경영대학, 박사과정(주저자), E-mail : jihpark@hanyang.ac.kr

** 한양대학교 경영대학, 조교수(교신저자), E-mail : joongseok@hanyang.ac.kr

투고일(2011년 7월 20일), 1차수정일(2011년 9월 16일), 게재확정일(2011년 11월 3일)

I. 서론

경영자는 기업의 경영이나 재무사항 또는 향후 사업계획 등의 다양한 정보를 시장에 제공한다. 이러한 정보는 경영자와 투자자 간의 정보비대칭을 완화시키고 시장의 효율성을 높이는 역할을 할 것으로 기대된다. 하지만 경영자는 기업의 내부정보를 가지고 있기 때문에 기업의 상황과 목적에 따라 편의가 있는 정보를 제공할 유인이 있다. 주식이나 사채의 발행, 그 밖에 외부에서 자금을 조달하려는 목적이 있을 때 경영자는 정보 불균형을 해소하기 위해 정보를 제공하기도 한다(Lang and Lundholm 1993; Ruland et al. 1990; Frankel et al. 1995; Healy et al. 1999). 뿐만 아니라 투자자에게 기업의 경영성과를 투명하게 알려주는 수단이 되어야 하는 회계이익을 기대이익의 달성, 손실회피 등을 이유로 조정하기도 한다(Matsumoto 2002; Burgstahler and Eames 2006; Degeorge et al. 1999). 이와 같은 경영자의 개입은 투자자와 경영자 간의 정보비대칭 문제를 야기시키고 자본시장의 비효율성을 초래하게 된다.

정보비대칭 문제는 기업의 특성, 기관투자자 또는 외국인 투자자의 지분을 등 내외적인 환경과 경영자의 판단이 결부되어 다양한 형태로 나타나고 있다(Hope 2003; 안윤영 등 2005). 이러한 환경 하에서 재무분석가는 추가적인 정보를 수집하고 경영자의 공시 정보를 재해석하여 투자자에게 제공함으로써 정보비대칭 문제를 완화시키는 중요한 역할을 수행할 것으로 기대된다. 특히 정보비대칭이 큰 기업은 경영자의 이익조정 유인은 증가하지만 경영자가 제공한 정보는 신뢰하기 어렵기 때문에 재무분석가가 제공하는 정보의 중요성이 커지게 된다(Warfield et al. 1995; Richardson 2000). 이와 같은 논의는 기업이 정보를 차별적으로 제공할 수 있다는 가능성을 바탕으로 재무분석가가 제공하는 정보의 중요성을 강조하고 있다. 하지만 기업이 정보를 차별적으로 제공하지 않는 경우에도 재무분석가가 제공하는 정보는 여전히 중요한 정보로 볼 수 있다. 이와 관련하여 이원흠과 최수미(2004)는 2002년 11월부터 시행되어 온 공정공시제도의 도입으로 재무분석가가 차별적으로 정보를 제공받지 못하게 되기 때문에 개별재무분석가의 분석능력이 더욱 중요하게 부각될 것으로 보았으며, 개별재무분석가의 분석능력으로 인해 재무분석가의 정보가 중요성을 가진다고 주장하였다.

재무분석가가 제공하는 정보는 기본적으로 경영자가 제공하는 정보에 영향을 받지만 재무분석가의 이익예측치와 경영자의 이익예측치가 정확하게 일치하는 경우는 많지 않다. 이는 재무분석가가 제공하는 정보는 경영자가 제공하는 정보를 바탕으로 개별 재무분석가들이 전문적인 지식을 활용하여 공시정보를 재해석하고 사적으로 획득한 정보를 추가하여 투자자에게 재가공된 정보를 제공하고 있기 때문이다. 이와 같이 재무분석가

는 투자자와 경영자 사이의 중개인 역할을 수행하며 회계정보 분석에 전문성을 가지고 있기 때문에 재무분석가가 제공하는 정보에는 경영자 예측정보 이외에도 다양한 정보가 포함되어 있는 것으로 평가되었다(Schipper 1991). 때문에 재무분석가가 제공하는 정보에 포함된 다양한 정보는 자본시장의 정보비대칭을 완화시키는 역할을 할 것으로 기대된다.

자본시장에서 재무분석가가 제공하는 정보가 정보의 역할을 하고 있는지 분석한 대부분의 선행연구는 재무분석가가의 정보가 유용한 것으로 보고하였다. Womack(1996)와 Elton et al.(1986)은 재무분석가의 매수(매도) 추천이나 추천등급 상향(하향)시 향후 6개월 간 높은(낮은) 초과수익률을 얻는다는 연구결과를 제시하여 재무분석가의 정보가 시장에 영향을 미치고 있음을 보여주었고, Jennings(1987)는 경영자가 공공정보를 제공하게 되면 재무분석가는 분석능력을 활용하여 재해석하고, 추가적인 정보를 수집하여 보다 정확한 정보를 투자자에게 제공한다고 주장하였다. 한편 Indjejikian(1991)은 투자자들이 공공정보를 제공받은 경우 누구나 알고 있는 정보 이외에 추가적인 정보를 요구하기 때문에 재무분석가들은 이에 부응하기 위해 사적정보를 활용한다고 주장하였다. 기업이 제공하는 가장 기본적인 공공정보라고 볼 수 있는 기업의 실제이익이 발표되면 재무분석가는 자신이 수집, 해석한 정보가 정확했는지 확인하고, 자신의 이익예측치가 정확하게 추정되었는지 평가받게 된다. 만약 재무분석가가 전기에 경영자가 제공한 정확하지 않은 정보를 바탕으로 오차가 큰 이익예측치를 산출했다면 재무분석가는 경영자의 정보를 더 이상 신뢰하지 않을 것이다. 따라서 차후 이익예측시 경영자가 제공한 정보를 더욱 조심스럽게 해석하는 것은 물론, 사적으로 추가정보를 얻기 위한 노력을 할 것으로 예상된다.

이에 본 연구는 재무분석가 이익예측치에 포함된 정보를 정보의 원천과 특성에 따라 구분하여 측정하기 위해 Barron et al.(1998)에서 제안한 *BKLS consensus*를 사용하여 재무분석가의 이익예측치에 포함된 사적정보부분과 공통정보부분을 측정하고, 기업의 정보비대칭과 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보와의 관계를 살펴보았다. *BKLS consensus*는 재무분석가들 간의 이익예측치가 일치하는 정도를 공통정보를 활용한 부분으로, 재무분석가들의 이익예측치가 불일치하는 정도를 사적정보를 활용한 부분으로 정의하였다. 따라서 전체정보 중 공통정보부분의 증가는 사적정보부분의 감소를 의미하게 된다. Barron et al.(2008)은 이 측정치를 사용하여 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분과 공통정보부분을 측정하고, 부정적인 어닝서프라이즈가 클수록 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분이 증가한다는 연구결과를 제시하였다. 또한 김지홍 등(2010)에서는 발생액의 질이 높을수록 공통정보활용도가 감소한다는 결

과를 보고하였다. Barron et al.(2008)은 어닝서프라이즈를, 김지홍 등(2010)은 발생액의 질을 회계이익의 질의 대용치로 보고, 재무분석가 이익예측치에 영향을 줄 수 있는 기업의 정보환경의 범위를 회계이익으로 한정한 반면, 본 연구는 기업의 정보비대칭 수준을 일별주식수익율의 편차로 측정하여, 누락된 정보환경 요소를 포함시키고자 했다는 점에서 선행연구와 차이점을 가지고 있다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 먼저, 기업의 정보비대칭 수준에 따라 재무분석가 이익예측치의 사적정보부분이 변화하는지 살펴보고 사적정보부분의 증가가 정확한 이익예측치를 제공하는데 영향을 미치는지 분석한 결과, 정보비대칭이 큰 기업일수록 실제이익발표 후 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분의 비중이 증가하였으며, 사적정보부분이 증가할수록 정확한 이익예측치를 제공하는 것으로 나타났다. 특히 과거 정보비대칭 수준을 상, 중, 하로 나누어 재무분석가 이익예측치의 사적정보부분의 증가가 각 그룹의 재무분석가 이익예측정확성에 차별적인 영향을 주는지 살펴본 결과, 정보비대칭이 큰 기업은 그렇지 않은 기업보다 사적정보부분의 증가가 정확한 이익예측치 산출에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이러한 연구결과는 재무분석가가 제공하는 정보의 특성과 정확성을 분석하여 제공함으로써 정보비대칭이 큰 기업의 투자자의 경우 신뢰할 수 있는 정보가 부족한 환경 속에서 재무분석가가 제공하는 정보를 최대한 활용하도록 동기부여할 수 있다는 점에서 의의를 가지고 있다. 뿐만 아니라 그동안 재무분석가의 이익예측치가 발생액과 현금흐름의 지속성을 정확하게 반영하지 못할 뿐 아니라 재무분석가가 소속된 증권사와 분석대상 기업이 관계가 있을 경우 재무분석가 예측정보에 편의가 있을 수 있다는 선행연구의 결과에 따라 재무분석가 이익예측치를 신뢰하고 활용해야 하는가에 대한 의문과 재무분석가 이익예측치 보다 경영자 이익예측치가 더 정확하다는 연구결과에 따라 재무분석가가 제공하는 정보의 효율성에 의문이 제기되기도 하였다(Bradshaw et al. 2001; Feng and Mcvay 2010; 정석우·임태균 2005). 하지만 본 연구결과 신뢰할만한 정보가 부족한 정보환경 속에서는 여전히 재무분석가의 정보가 투자자에게 유용하고 효율적인 정보임을 확인할 수 있었다.

이하 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장에서는 선행연구를 살펴보고 가설을 설정하였다. 제 III장에서는 연구방법을 제시하고 표본을 설정하였으며 제 IV장에서 실증분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 제 V장에서 결론과 시사점을 기술하였다.

II. 선행연구 및 가설설정

1. 정보비대칭과 재무분석가가 제공하는 정보의 특성에 관한 연구

경영자가 제공하는 정보는 투자자에게 매우 유용한 정보이다. 기업의 공시는 자본시장의 정보비대칭을 해소하여 효율성을 증가시키는데 기여할 것으로 기대된다. 하지만 기업의 특성, 기관투자자 또는 외국인 투자자의 지분을 등 내외적인 환경과 결부되어 나타나는 다양한 형태의 정보비대칭 문제로 인해 기업이 제공하는 정보의 양이 불충분할 가능성이 높다(Hope 2003; 안윤영 등 2005). 때문에 투자자는 경영자가 제공하는 정보 이외의 정보를 재무분석가로 부터 제공받고자 하고, 재무분석가는 이러한 기대를 충족시키고자 노력한다. 이 과정에서 기업의 각기 다른 정보환경은 재무분석가의 예측활동에 차별적인 영향을 미칠 것으로 예상해 볼 수 있다. 선행연구에서도 기업의 정보환경이 재무분석가가 제공하는 정보에 미치는 영향에 대해 관심을 가지고 살펴보았다.

이원희와 최수미(2004)는 공정공시 제도 전, 후 재무분석가가 발표하는 투자등급이 정보로서의 가치를 가지고 있는지 실증분석하였다. 분석결과, 공정공시제도 도입 전에는 투자등급변경 발표 일주일 전부터 초과수익률이 나타났으나, 도입 후에는 발표일에만 초과수익률이 나타난 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 공정공시제도 시행으로 발표 전 정보유출현상이 사라졌기 때문으로 공정공시제도 시행 후에는 개별 재무분석가가 보유하고 있는 능력의 차이가 재무분석가가 제공하는 정보의 가치를 결정짓는 중요한 요소라고 주장하였다. 한편, Lobo et al.(2006)은 회계정보의 질이 높은 경우 재무분석가들이 정보수집을 위한 시간과 비용 측면에서 보다 경제적인 공통정보에 의존한다고 주장하였다. Jegadeesh et al.(2004)은 재무분석가가 제공하는 투자정보유용성이 개별 재무분석가 능력의 우월함 때문인지, 시장에 이미 알려진 공공정보의 효과에 의한 것인지 분석해 보았다. 연구결과, 재무분석가의 사적정보에 의한 투자정보유용성이 크지 않은 것으로 나타났다. 하지만 기업의 정보비대칭 수준에 따라 투자정보유용성은 달라질 수 있다. 정보비대칭이 작은 기업은 재무분석가의 정보 이외에 언론이나 기업의 자발적 공시를 통해 다양한 정보를 얻을 수 있지만 정보비대칭이 큰 기업은 상대적으로 기업에 관련된 정보가 부족하기 때문에 재무분석가의 사적정보에 기반한 투자 의견이 투자성과에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것으로 기대되기 때문이다. 이를 확인하기 위해 강상구 등(2007)은 재무분석가가 제공하는 투자추천의견의 가치에 대해 분석해 보았다. 연구결과, 정보비대칭이 수준이 높은 기업은 재무분석가의 투자정보가 투자성과에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 특히 정보비대칭 수준이 높은 기업은 재무분

석가가 제공하는 정보에 포함된 사적정보가 투자성과에 더 영향을 미친다고 주장하였다. 이 연구에서는 예상주당순이익의 표준편차로 정보비대칭을 측정하고 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분을 재무분석가 투자등급과 투자등급 변경 후의 잔차로 추정하여 잔차항이 크면 그 안에 포함되어 있는 사적정보가 큰 것으로 측정하였다.

위와 같이 선행연구는 기업의 정보환경을 회계정보의 질에 제한하여 연구를 진행하였으나 본 연구는 기업의 정보환경 전체를 대상으로 분석했다는 점에서 선행연구와 차이점을 가지고 있다. 또한 Barron et al.(1998)에서 제안한 *BKLSconsensus*를 사용하여 재무분석가가 제공하는 정보의 공통정보활용도를 측정하여 분석한 결과를 제시했다는 점에서 의의를 가지고 있다.

먼저, 기업의 정보환경과 재무분석가 이익예측치에 포함된 정보의 특성이 상관관계가 있는지 살펴보기 위해 다음과 같이 가설을 설정하였다.

가설 1 : 기업의 정보비대칭이 클수록 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분이 증가할 것이다.

정보비대칭은 경영자와 투자자 사이의 정보불균형으로 인해 야기될 수 있는 문제로 경영자의 의도가 개입될 수 있는 여지가 있다. 때문에 정보비대칭이 큰 기업의 이해관계자들은 경영자가 제공하는 공공정보를 신뢰하지 않을 가능성이 있다. 정보비대칭이 큰 기업의 투자자들은 부족한 정보를 보완하기 위해 재무분석가에게 시장에 공개된 정보 이외에 더 많은 정보를 기대하기 때문에 이러한 기대를 충족시키기 위해 재무분석가는 사적정보를 더 획득하여 이익예측치 산출에 활용하고자 하는 유인이 있을 것으로 예상된다. 뿐만 아니라 재무분석가가 기업이 제공하는 공공정보를 활용하는 과정에서 정보비대칭이 큰 기업이 제공하는 정보는 신뢰하지 않고 사적정보를 더 수집하기 위해 노력할 것으로 기대된다.

2. 정보비대칭과 재무분석가 이익예측정확성에 관한 연구

경영자가 기업 또는 자신의 사적인 이익을 위해 기업의 투자가치에 대해 편의가 있는 정보를 제공할 유인을 가지고 있는 것과 마찬가지로 재무분석가 또한 자신이 소속되어 있는 증권사의 이해관계 등의 외적인 요인에 의해 편의가 있는 정보를 제공할 유인을 가지고 있다. 때문에 재무분석가가 제공하는 정보를 얼마나 신뢰할 수 있는가에 대한 의문이 논의의 대상이 되었다. 이와 관련하여 Feng and Mcvay(2010)는 재무분석가

가 소속되어 있는 증권사와 분석대상 기업이 관계가 있을 경우 재무분석가의 이익예측치에 편의가 있을 수 있다고 주장하였다. 한편, 재무분석가의 정보해석능력과 관련하여 Bradshaw et al.(2001)는 재무분석가의 이익예측치가 발생액과 현금흐름의 지속성을 정확하게 반영하지 못한다고 주장하였고, Barth and Hutton(2004)은 재무분석가는 발생액 요소와 현금흐름 요소를 차별적으로 인식하지 못하기 때문에 이익예측치 수정시 정확하게 반영하지 못한다는 연구결과를 통해 재무분석가의 이익예측정확성에 의문을 제기하였다.

재무분석가가 정확한 이익예측치를 제공하기 위해 어떠한 노력을 하고 있는지, 그러한 노력이 정확한 이익예측치 산출에 효과적인가에 관한 연구도 활발하게 진행되었다. Barron et al.(2008)은 부정적인 어닝서프라이즈 후에 재무분석가는 보다 정확한 이익예측치를 제공하기 위해 사적정보를 활용한다는 연구결과를 제시하였다. 이러한 현상은 경영자가 재무분석가 이익예측치와 차이가 큰 이익공시를 하는 경우, 기존에 시장에 제공된 공공정보가 부족하기 때문에 개별 재무분석가들이 각각 보유한 정보수집능력과 해석능력에 의존한 결과로 해석하였다. 정석우·임태균(2005)은 회계이익의 지속성이 높을수록 재무분석가의 이익예측치가 정확하다고 주장하였고, 조중석·조문희(2010)는 발생액 변동이 정보비대칭과 재무분석가 이익예측치에 미치는 영향에 대해 연구하였다. 발생액 변동이 크면 이익의 질이 낮기 때문에 자본시장에서 기업과 투자자 사이의 정보비대칭이 나타나게 된다. 이러한 환경 하에서 재무분석가는 정확한 이익예측치를 제공하지 못한다고 주장하였다.

위와 같은 선행연구는 회계이익의 질이 재무분석가의 이익예측정확성에 영향을 미친다는 측면에서 연구하였다. 본 연구에서는 기업의 정보비대칭 수준과 이익예측정확성이 상관관계를 가지고 있는지 살펴보고, 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분의 변화가 정확한 이익예측치를 제공에 기여하는지 살펴보았다. 이어서 정보비대칭 수준에 따라 사적정보활용도가 이익예측정확성에 미치는 영향이 달라지는지 살펴보았다.

재무분석가 이익예측치의 특성과 이익예측정확성의 관계를 살펴보기 위해 아래와 같은 가설을 설정하였다.

가설2 : 기업의 정보비대칭이 클수록 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분의 변화가 이익예측정확성에 미치는 영향이 클 것이다.

재무분석가가 경영자와 투자자 사이에서 자본시장의 정보비대칭을 완화시키는 중간자의 역할을 효율적으로 수행하기 위해 투자자가 쉽게 접근할 수 있는 공공정보 이외

에 사적정보를 활용하게 된다. 이러한 사적정보는 투자자가 접근하기 어려운 정보는 물론, 재무분석가의 분석능력도 포함하고 있다. 때문에 전문적인 지식을 가지고 있는 재무분석가에 의해 재가공된 이익예측치는 보다 정확할 것으로 예상된다.

한편, 정보비대칭이 큰 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 재무분석가의 예측정보에 포함된 사적정보가 가지는 중요성이 크기 때문에 이러한 기업을 분석의 대상으로 삼는 재무분석가들은 더 많은 사적정보를 취득하고 활용함으로써 보다 정확한 이익예측치를 제공할 것으로 기대된다. 이를 확인하고자 본 연구에서는 정보비대칭 수준에 따라 사적정보부분의 변화가 이익예측정확성에 미치는 영향이 달라지는지 살펴보았다.

정보비대칭이 큰 기업은 공공정보의 신뢰성이 떨어지고 쉽게 접근할 수 있는 정보가 부족한 것을 의미한다. 때문에 공공정보만 활용하여 분석한 재무분석가의 이익예측치는 정확하지 않을 가능성이 크다. 이를 보완하고자 정보비대칭 큰 기업을 분석하는 재무분석가는 개인적인 네트워크 등을 활용하여 사적인 정보를 취득하려는 노력을 하게 되고, 이러한 정보를 포함하여 산출된 이익예측치는 보다 정확할 것으로 기대된다. 정보비대칭이 작은 기업도 이미 알려진 공공정보 이외에 재무분석가가 추가적인 정보를 제공할 것으로 기대되고, 재무분석가가 사적정보를 수집, 활용하여 보다 정확한 이익예측치를 산출할 것으로 예상되지만 정보비대칭이 큰 기업에 비해 재무분석가의 사적정보부분이 이익예측정확성에 미치는 영향은 적을 것으로 예상된다.

Ⅲ. 연구설계

1. 주요변수의 측정

가. 재무분석가의 공통정보활용도 측정

개별 재무분석가는 이익예측시 누구나 이용 가능한 공공정보를 자신이 가지고 있는 전문성과 결부하여 재해석하고 개인적인 네트워크를 통해 사적으로 수집한 정보를 활용하여 이익예측치를 산출함으로써 더 정확한 정보를 제공하고자 노력한다. 다양한 방법으로 수집된 정보를 포함하고 있는 이익예측치는 재무분석가가 획득한 정보의 특성과 원천에 따라 공통정보부분과 사적정보부분으로 나누어 볼 수 있다. 이를 측정하기 위해 Barron et al.(1998)에서 는 *BKLS consensus*를 제안하였다. 이 측정치는 개별 재무분석가의 이익예측치가 실제 이익에서 벗어난 정도를 이익예측오차(*SE*)로 정의하고, 개별 재무분석가 이익예측오차의 평균이 실제이익에서 벗어난 정도를 공통정보활용도로 측정하였다.¹⁾

먼저, *BKLS consensus*를 측정하기 위해 재무분석가의 이익예측오차를 공통정보에 의한 예측오차인 공통정보부분(*C*)과 사적정보에 의한 예측오차인 사적정보부분(*D*)으로 나누어 살펴보았다. 이익예측오차(*SE*)는 아래와 같이 정의하였다.

$$SE = C + \frac{D}{N} \tag{1-1}$$

이익예측오차(*SE*)는 공통정보부분(*C*)과 재무분석가 EPS예측치 평균 계산시 상쇄되는 부분(*D/N*)으로 나누어 볼 수 있다. 재무분석가 EPS예측치의 평균을 계산하는 과정에서 평균보다 작은 EPS예측치와, 평균보다 큰 EPS예측치가 서로 상쇄된 부분을 측정하기 위해 개별재무분석가 이익예측치의 분산(*D*)을 재무분석가 예측치 수(*N*)로 나누어 계산하였다. 이를 바탕으로 공통정보부분(*C*)은 아래와 같이 측정된다.

$$C = SE - \frac{D}{N} \tag{1-2}$$

위의 식을 이용하여 공통정보활용도(ρ)를 측정하면 아래와 같다.

$$\rho = \frac{\text{Common Forecast Error}}{\text{Average Total Error}} = \frac{(SE - \frac{D}{N})}{(SE - \frac{D}{N}) + D} \tag{1-3}$$

위의 식은 재무분석가 이익예측치에 포함된 공통정보부분을 측정하기 위한 것으로 공통정보활용도(ρ)가 클수록 재무분석가 이익예측치에 공통정보부분의 비중이 크고, 작을수록 사적정보부분의 비중이 큰 것으로 해석된다.

한편, 재무분석가의 전체 이익예측오차(*V*)는 다음과 같이 정의 된다.

$$V = (1 - \frac{1}{N})D + SE = SE - \frac{D}{N} + D \tag{1-4}$$

이를 바탕으로 아래의 식을 통해 공통정보부분(*h*)과 사적정보부분(*s*)를 각각 분리하였다.

1) 자세한 식의 도출과정은 Barron et al.(1998)에 소개되어있다.

$$h = \rho + \frac{1}{V} = \frac{SE - \frac{D}{N}}{[(SE - \frac{D}{N}) + D]^2}, \quad s = (1 - \rho) \times \frac{1}{V} = \frac{D}{[(SE - \frac{D}{N}) + D]^2} \quad (1-5)$$

식 (1-5)는 식 (1-3)의 공통정보활용도(ρ)를 공통정보부분(h)과 사적정보부분(s)으로 분리한 것으로 공통정보부분(h)의 값이 클수록 재무분석가 이익예측치에 공공정보가 많이 포함되어 있는 것을 의미하며 사적정보부분(s)의 값이 클수록 재무분석가 이익예측치에 사적정보가 많이 포함되어 있는 것으로 의미한다.

본 연구에서 활용하기 위해 기업의 실제이익발표일을 기준으로 전, 후 275일의 재무분석가 이익예측치를 대상으로 *BKLS consensus*를 측정하고 Barron et al.(2002)의 제안에 따라 SE , D 를 측정하기 위해 \widehat{SE} , \widehat{D} 를 사용하였다.²⁾ \widehat{SE} 와 \widehat{D} 는 아래와 같이 측정된다.

$$\widehat{SE} = (A - \bar{F})^2 / |A| \quad (1-6)$$

$$\widehat{D} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (F_i - \bar{F})^2 / |A| \quad (1-7)$$

변수의 정의:

A : 실제EPS

\bar{F} : 재무분석가EPS예측치의 평균

F_i : 재무분석가 i 의EPS예측치

N : 재무분석가 예측치 수

위의 식에 따라 SE , D 대신 \widehat{SE} , \widehat{D} 를 사용할 경우, 기댓값 대신 실현된 값을 사용함으로써 측정오차가 발생하게 된다. 하지만 이러한 측정오차는 분석에 다수의 표본을 사용함으로써 개선될 수 있다. 또한 실제EPS가 재무분석가 이익예측치에 미치는 영향을 통제하기 위해 Barron et al.(2002)의 제안에 따라 실제EPS로 표준화한 값을 사용하였다.

나. 재무분석가 이익예측정확성 측정

Brown et al.(1987), Bamber and Cheon(1995)과 Wiedman(1996)은 이익예측정확성을 이

2) t-2년도의 재무제표 발표 여부가 t-1년의 재무분석가 이익예측치에 영향을 줄 수 있기 때문에 이러한 영향을 배제하기 위해 재무제표가 확정되는 4월1일 이후의 재무분석가 이익예측치를 대상으로 하기 위함이다.

이익예측치의 평균과 실제 값의 차이로 보고 연구를 진행하였다. 본 연구는 선행연구를 바탕으로 이익예측오차의 크기에 초점을 맞추어 분석하기 위해 이익예측오차에 절대값을 취하여 이익예측정확성을 측정하였다. 따라서 재무분석가의 이익예측치가 정확할수록 이익예측정확성은 작은 값을 가지게 된다. 추가로, 본 연구에 사용된 이익예측정확성은 규모의 효과를 조정하기 위해 기초주가로 표준화 하였다.

$$AFE(\text{이익예측정확성}) = \frac{|\text{재무분석가 } EPS\text{예측치의 평균} - \text{실제 } EPS|}{\text{기초주가}} \quad (2)$$

다. 정보비대칭의 측정

본 연구에서 사용한 기업의 정보비대칭 측정치는 Lang and Lundholm(1993)과 Leuz and Verrecchia(2000)에 따라 일별주식수익률의 변동성을 사용하였다. 투자자와 경영자 사이에 정보비대칭이 존재하면 시장에 존재하는 다수의 이해관계자들이 기업의 가치를 일관되게 평가하지 않기 때문에 주식수익률이 큰 편차로 변동하게 된다. 주식수익률의 변동을 이용한 기업의 정보비대칭 수준은 아래와 같이 일별주식수익률의 편차로 측정하였다.

$$VOLAt = t\text{년도 4월 부터 } t+1\text{년도 3월의 일별주식수익률의 편차} \quad (3-1)$$

위 식을 통해 측정한 VOLA의 값이 클수록 정보비대칭이 큰 것으로 해석된다. 본 연구에서 사용된 VOLA%는 측정된 VOLA를 산업-연도별로 순위 값으로 변경 후 아래의 식을 통해 백분위 수로 변환한 값이다.

$$VOLA\% = (\text{순위} - 1) / (\text{산업/연도내의 기업수} - 1) \quad (3-2)$$

위의 식을 통해 산출된 값은 0부터 1까지의 값을 가지게 되며 정보비대칭이 클수록 1에 가까운 값을 가지게 된다.

2. 연구모형

가. 정보비대칭과 재무분석가 사적정보

정보비대칭이 큰 기업을 분석한 재무분석가는 정보비대칭이 작은 기업에 비해 더 큰

이익예측오차를 확인했을 가능성이 높다. 때문에 차기 이익예측치를 산출하기 위해 경영자가 제공하는 정보를 재해석하는데 주의를 기울이고 제공되지 않은 추가정보를 획득하고자 노력할 것이다. 이와 관련된 (가설 1)을 검증하기 위해 아래와 같은 회귀식을 설정하였다.

$$\Delta\rho_t = \beta_0 + \beta_1 VOLA\%_{t-1} + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 N_{analyst_t} + \beta_4 SURP_{t-1} + \beta_5 BAD_{t-1} + \beta_{6-9} \sum YR_t + \epsilon_t \quad (4)$$

변수의 정의 :

$\Delta\rho$: 실제이익공시 전, 후 재무분석가 *EPS*예측치의 공통정보활용도 변화

VOLA%: 일별주가수익률의 표준편차를 백분위 수로 변환한 값

SIZE: $\log(3$ 월 말 시가총액)

$N_{analyst}$: \log (재무분석가 수)

SURP: 실제*EPS*- 실제이익발표 전 45일 동안 재무분석가 *EPS* 예측치의 평균/기초주가

BAD: (실제*EPS* - 재무분석가 *EPS*예측치의 평균)의 값이 음수면 1, 같거나 양수면 0

$\sum YR$: 2006-2009년 기간의 연도더미

종속변수인 공통정보활용도의 변화($\Delta\rho$)는 실제이익공시 전, 후 재무분석가 이익예측치의 공통정보활용도를 *BKLS consensus*로 추정된 값의 변화분이다. 공통정보활용도의 변화가 양(+)*의 값을 가지면 재무분석가 이익예측치에 공통정보부분이 증가한 것을 의미하며, 음(-)의 값을 가지면 사적정보부분이 증가한 것을 의미한다. 실제이익발표 후, 재무분석가들은 자신이 제공한 이익예측치의 이익예측오차를 확인하고, 추후 이익예측치 산정시 오차를 줄이기 위한 추가적인 노력을 하게 된다. 특히 정보비대칭이 큰 기업을 분석한 재무분석가들은 실제이익발표를 통해 이익예측오차를 확인하고 추후 예측오차를 줄이기 위해 더 많은 사적정보를 활용할 것으로 예상된다. 이러한 논의를 바탕으로 전기 정보비대칭이 큰 기업의 이익예측치를 제공한 재무분석가가 당기 이익예측치에 더 많은 사적정보를 포함한다면 β_1 은 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다.*

통제변수는 Barron et al.(2008)을 참고하여 기업규모(*SIZE*), 재무분석가 수($N_{analyst}$), 어닝서프라이즈(*SURP*), 나쁜소식(*BAD*)을 포함하였다. 기업의 특성을 통제하기 위해 기업규모를 통제변수로 포함하였으며, 재무분석가 수가 많을수록 이익예측합의치로의 허딩(herding)확률이 높아짐에 따라 이를 통제하고자 재무분석가 수(*N*)를 통제변수로 포함하였다. 어닝서프라이즈(*SURP*)는 t-1기에 대한 이익발표일 이전 45일의 기간 동안 t-1기에 대한 재무분석가 이익예측치를 대상으로 측정된 것으로, 재무분석가 이익예측치의 평균과 실제이익의 차이로 측정하였다. 전기에 어닝서프라이즈가 큰 경우 재무분석가가 정확한 이익예측을 하기 어려운 환경을 의미하게 되며, 이러한 환경은 재무분석가

들의 다음기에 대한 이익예측치 산출에 영향을 줄 것으로 예상된다. 재무분석가가 정확한 이익예측치를 산출하지 못했다면 어닝서프라이즈가 크게 나타나기 때문에 재무분석가가 이익예측치에 사적정보를 더 포함할 것으로 예상된다. 나쁜소식(BAD)은 실제이익이 시장의 기대에 부응했는가를 나타내는 더미변수이다. 실제이익이 재무분석가 이익예측치보다 작다면 시장의 기대에 미치지 못하는 이익을 발표한 것으로 시장에서는 나쁜소식으로 반응할 것이다. 이러한 기업을 분석하는 재무분석가는 정확한 이익예측이 어렵기 때문에 추후 사적정보를 더 많이 포함하여 이익예측치를 산출할 가능성이 있다. 마지막으로 연도별 효과를 제거하기 위한 더미변수를 통제변수로 포함하였다.

나. 이익예측정확성, 재무분석가 사적정보와 정보비대칭

기업이 보고하는 회계이익은 재무분석가가 산출하는 이익예측치에 영향을 미치고 재무분석가가 제공하는 이익예측치는 투자자들의 의사결정에 영향을 미친다(Imhoff 1992). 뿐만 아니라 경영자가 제공하는 이익예측정보의 수정은 재무분석가의 이익예측수정에도 영향을 미치기 때문에 경영자가 제공하는 정보의 질은 재무분석가의 이익예측정확성에 영향을 주는 요인 중 하나로 작용하게 된다(손성규 1997; 권수영 등 2010). 조중석·조문희(2010)는 발생액의 질이 낮을수록 재무분석가가 정확한 이익예측정보를 제공하지 못한다는 연구결과를 제시하였다. 이러한 선행연구를 바탕으로 본 연구에서는 기업의 정보비대칭 수준이 이익예측정확성에 영향을 미치는지 살펴보고, 재무분석가가 사적정보를 활용하여 산출한 이익예측치가 보다 정확한지 살펴보았다. 이를 확인하기 위해 다음과 같이 식 (5)를 설정하였다.

$$AFE_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta s_t + \beta_2 \Delta h_t + \beta_3 VOLA\%_{t-1} + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 N_{analyst_t} + \beta_6 SURP_{t-1} + \beta_7 BAD_{t-1} + \beta_8 INT_t + \beta_9 LEV_t + \beta_{10} ROE_t + \beta_{11-14} \sum YR_t + \epsilon_t \quad (5)$$

변수의 정의 :

AFE: |재무분석가 EPS예측치 평균 - 실제 EPS/기초주가

Δs: 실제이익공시 전, 후 재무분석가 EPS예측치에 포함된 사적정보부분의 변화

Δh: 실제이익공시 전, 후 재무분석가 EPS예측치에 포함된 공적정보부분의 변화

VOLA%: 일별 주가수익률의 표준편차를 백분위 수로 변환한 값

SIZE: log(3월 말 시가총액)

N_{analyst}: log(재무분석가 수)

SURP: |실제EPS - 실제이익발표 전 45일 동안 재무분석가 EPS예측치의 평균/기초주가

BAD: (실제EPS - 재무분석가 EPS예측치의 평균)의 값이 음수면 1, 같거나 양수면 0

INT: log(재무분석가 EPS예측일 부터 실제이익 공시일까지의 일수 평균)

LEV: 부채/총자산

ROE: 당기순이익/자본

ΣYR: 2006 - 2009년 기간의 연도더미

재무분석가 이익예측치에 포함된 공공정보와 사적정보의 효과를 각각 확인하기 위해 이익예측치에 포함된 전체정보를 공통정보부분(h)과 사적정보부분(s)으로 분리하여 분석하였다. 만약 공통정보활용도(ρ)가 이익예측정확성(AFE)에 미치는 영향을 분석한다면 공통정보부분(h)의 증가(감소)와 사적정보부분(s)부분의 감소(증가) 중 이익예측정확성에 미치는 부분을 명확히 알 수 없다. 따라서 이를 명확히 하고 분석의 결과를 구체적으로 확인하고자 공통정보활용도(ρ)를 공통정보부분(h)과 사적정보부분(s)으로 나누어 분석하였다.

먼저, (가설 2)에 따라 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분이 증가할수록 정확한 이익예측치를 산출한다면 β_1 은 음(-)의 값을 가지게 될 것으로 예상된다. 한편, 정보비대칭이 클수록 재무분석가는 정확한 이익예측치를 산출하기 어렵기 때문에 β_3 는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다.

선행연구에 따르면 기업규모가 클수록 다양한 다수의 이해관계자가 존재하며, 정보요구가 증가함에 따라 재무분석가는 더 많은 정보를 수집, 재해석하고 정확한 예측정보를 제공하려는 노력을 하게 된다(Bhushan 1989; 이경주·장지인 1992). 또한 기업분석으로 인한 재무분석가의 보상이 커지기 때문에 재무분석가는 더 정확하게 예측하는 노력을 하게 된다(Atiase 1985). 따라서 규모가 큰 기업의 이익예측치를 제공하는 재무분석가는 더 정확한 이익예측정보를 제공하기 위해 노력할 것으로 기대됨에 따라 β_4 는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. 한편, 재무분석가 수가 많을수록 재무분석가가 이용할 수 있는 정보의 양이 많아지게 되어 정확한 이익예측치를 산출하게 된다는 Lang and Lundholm(1996)의 연구결과에 따라 재무분석가 수($N_{analyst}$)가 많을수록 재무분석가가 제공하는 이익예측치가 정확할 것으로 예상해 볼 수 있다. 반면 어닝서프라이즈($SURP$)와 나쁜소식(BAD)은 정확한 이익예측치를 산출하는데 어려움을 주는 요소이기 때문에 β_6 와 β_7 은 양(+)의 값을 가지게 될 것으로 예상된다. 실제이익 발표일과 가까운 시점에 발표한 재무분석가의 이익예측치가 더 정확하다는 O'Brien(1988)과 정석우(2003)의 연구결과에 따라 재무분석가의 예측기간(INT)을 통제변수로 포함하였으며, 부채비율(LEV)이 경영자의 이익조정에 영향을 미치게 됨에 따라 재무분석가가 정확한 이익예측치를 산출하는데 어려움을 겪을 수 있다는 논의를 바탕으로 부채비율(LEV)을 통제변수로 추가하였다(안윤영 등 2005). 마지막으로 수익성이 낮은 기업의 경영자는 이익조정을 할 가능성이 있기 때문에 자기자본이익률(ROE)을 통제변수로 추가하였다(Burgstahler and Dichev 1997).

추가로 검증하기 위해 기업의 정보비대칭의 수준을 $VOLA\%$ 의 크기에 따라 *High VOLA*, *Median VOLA*, *Low VOLA*의 세 그룹으로 나누어 분석하였다. 정보비대칭이

큰 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보가 가지는 중요성이 크기 때문에 이러한 기업을 분석의 대상으로 삼는 재무분석가들은 더 많은 사적정보를 취득하고 활용함으로써 보다 정확한 이익예측치를 제공할 것으로 기대된다. 정보비대칭 수준이 낮은 기업의 경우, 마찬가지로 투자자는 이미 알려진 공공정보 이외에 재무분석가가 추가적인 정보를 제공할 것을 기대하게 되고, 재무분석가의 사적정보가 보다 정확한 이익예측치를 제공하는데 영향을 미치게 된다. 하지만 공공정보의 양이 많기 때문에 정보비대칭 수준이 높은 기업에 비해 재무분석가의 이익예측치에 포함된 사적정보부분의 증가가 이익예측정확성에 미치는 영향은 적을 것으로 예상된다. 따라서 사적정보변화(Δs)의 회귀계수 크기는 $High\ VOLA > Median\ VOLA > Low\ VOLA$ 의 순으로 나타나게 될 것으로 예상된다.

3. 표본구성

본 연구는 한국증권거래소에 상장되어 있는 기업 중 다음의 조건을 충족하는 기업만을 대상으로 하였다.

- ① 12월 말 결산 제조기업
- ② I/B/E/S 를 통해 재무분석가의 EPS 예측정보를 수집할 수 있는 기업
- ③ Fn-Guide에서 필요한 재무자료를 획득할 수 있는 기업
- ④ 자본잠식 기업 제외

분석기간은 2005년부터 2009년까지로 해당기간 중 I/B/E/S detail tape를 통해 실제이익 발표일 전, 후 275일 기간 동안 각각 같은 재무분석가의 EPS예측치가 2건 이상 있는 기업만을 대상으로 하였다. 정보비대칭의 수준을 측정하기 위해 산업코드 앞에 3자리를 기준으로 산업을 분류하여 각 산업-연도별 표본수가 10개 미만인 산업-연도는 제외하였다. 또 극단치의 영향을 배제하기 위해 상하 1% 값은 제외하였다. 이와 같은 기준을 통해 최종 293개의 관측치를 대상으로 분석하였다.³⁾

3) 2003년 이후 재무분석가 이익예측치가 현저히 증가하여 김지홍 등(2010)은 2003년 부터 분석의 대상으로 하였으나, 본 연구는 이익발표일 전, 후 275일 각각의 기간 동안 같은 재무분석가 이익예측치가 2건 이상인 기업을 대상으로 했기 때문에 2004년부터 분석기간이 된다. 하지만 2004년은 본 연구에 필요한 재무자료를 획득할 수 있는 기업이 타 연도에 비해 현저히 적기 때문에 분석대상에서 제외하였다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계 및 상관관계

<표 1>은 주요변수의 기술통계량이다. 공통정보활용도 변화($\Delta\rho$)의 평균은 -0.1515로 실제이익발표 후에 재무분석가 이익예측치에 공통정보부분은 감소하고 사적정보부분이 증가한 것을 의미한다. 하지만 공통정보활용도 변화($\Delta\rho$)의 중위수는 -0.1318, 제 3분위수는 0.0178로 나타나 전체 표본은 공통정보부분이 증가한 표본과 사적정보부분이 증가한 표본이 적절히 포함되어 있는 것을 확인할 수 있다.

이익예측정확성(*AFE*)과 어닝서프라이즈(*SURP*)는 실제이익과 재무분석가 이익예측치의 차이로 측정한다는 점에서 비슷한 측정치이지만, 이익예측정확성은 t-1기 실제이익 발표일 후 275일의 재무분석가 이익예측치를 사용하여 측정한 반면, 어닝서프라이즈는 t-1기 실제이익발표일 전 45일 동안의 재무분석가 이익예측치를 사용하여 측정했다는 점에서 차이점을 가지고 있다. 이익예측정확성(*AFE*)의 평균은 0.0374, 어닝서프라이즈(*SURP*)의 평균은 0.0241로 나타나 크게 차이가 없는 것으로 나타났으나 최대값의 경우, 이익예측정확성은 0.3489인 반면, 어닝서프라이즈는 1.2401로 나타나 두 측정치 간에 차이가 있음을 확인할 수 있다. 본 연구표본의 부채비율(*LEV*)의 평균은 0.4441, 자기자본이익률(*ROE*)의 평균은 0.1113으로 확인되었다.

<표 2>는 주요 변수들 간의 상관관계이다. 오른쪽 상단은 피어슨 상관계수이며, 왼쪽 하단은 스피어만 상관계수를 보여준다.

먼저 $\Delta\rho$ 와 *AFE*의 피어슨상관계수는 0.1524로 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무분석가의 이익예측치에 사적정보부분이 증가할수록 재무분석가 이익예측치가 정확하다는 것을 보여주는 결과로, 김지홍 등(2010)과 Barron et al.(2008)에서 주장한 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분이 증가할수록 재무분석가 이익예측치가 정확하다는 연구결과를 지지하고 있다.

<표 1> 기술통계량

Variable	Mean	Std. dev	Min	Q1	Q2	Q3	Max
$\Delta\rho$	-0.1515	0.3214	-0.9938	-0.3353	-0.1318	0.0178	0.8993
Δs	0.0020	0.0075	-0.0388	0.0000	0.0002	0.0021	0.0660
Δh	0.0009	0.0045	-0.0392	-0.0001	0.0001	0.0008	0.0349
<i>AFE</i>	0.0374	0.0487	0.0006	0.0093	0.0215	0.0468	0.3489
<i>VOLA%</i>	0.5194	0.3043	0.0000	0.2568	0.5217	0.7857	1.0000
<i>SIZE</i>	21.0024	1.5103	18.0666	19.8808	21.0187	21.9006	25.4080
$N_{analyst}$	3.0075	0.6365	1.0986	2.5649	3.0910	3.5553	3.9512
<i>SURP</i>	0.0241	0.0913	0.0000	0.0018	0.0048	0.0141	1.2401
<i>INT</i>	4.9442	0.1122	4.4273	4.8945	4.9561	5.0088	5.2095
<i>LEV</i>	0.4441	0.1802	0.0668	0.2984	0.4584	0.5807	0.9109
<i>ROE</i>	0.1113	0.1010	-0.3397	0.0543	0.1080	0.1669	0.4245
\widehat{SE}	7009.5500	58079.9600	0.0030	70.1068	378.5450	1962.3300	1289555.36
\widehat{D}	888.3661	4111.0500	3.2229	74.0694	214.1530	568.2042	79058.2400
<i>Analyst</i>	24.0205	12.4584	3.0000	13.0000	22.0000	35.0000	52.0000

주) 변수의 정의 : $\Delta\rho$: 실제이익공시 전, 후 재무분석가 *EPS*예측치의 공통정보활용도 변화
 Δs : 실제이익공시 전, 후 재무분석가 *EPS*예측치에 포함된 사적정보부분의 변화
 Δh : 실제이익공시 전, 후 재무분석가 *EPS*예측치에 포함된 공적정보부분의 변화
AFE: |재무분석가 *EPS*예측치 평균 - 실제 *EPS*/기초주가
VOLA%: 일별 주가수익률의 표준편차를 백분위 수로 변환한 값
SIZE: $\log(3\text{월 말 시가총액})$
 $N_{analyst}$: $\log(\text{재무분석가 수})$
SURP: |실제 *EPS* - 재무분석가 *EPS* 예측치의 평균|/기초주가
INT: $\log(\text{재무분석가 } EPS\text{예측일 부터 실제이익 공시일까지의 일수 평균})$
LEV: 부채/총자산
ROE: 당기순이익/자본
 \widehat{SE} : $(\text{실제 } EPS - \text{재무분석가 } EPS\text{예측치의 평균})^2 / \text{실제 } EPS$
 \widehat{D} : $[\frac{\sum(\text{개별 재무분석가 } EPS\text{예측치} - \text{재무분석가 } EPS\text{예측치의 평균})^2}{\text{재무분석가 예측치수} - 1}] / \text{실제 } EPS$
Analyst: 재무분석가 수

한편, *AFE*와 *SIZE*의 피어슨 상관계수는 -0.1398로 유의한 음의 값을 가지고 있는 것으로 확인되어 기업규모가 클수록 재무분석가의 이익예측이 정확하다는 선행연구의 결과를 지지하고 있다(Bhushan, 1989; 이경주·장지인, 1992). 또한 부채비율(*LEV*)이 작을수록, 자기자본이익률(*ROE*)이 클수록 재무분석가 이익예측치가 정확한 것으로 나타났다. 기업의 특성을 나타내는 기업규모(*SIZE*)와 재무분석가 수(*N*), 자기자본이익률(*ROE*)

의 상관계수는 각각 0.6582, 0.2665로 나타나 규모가 크고 성장성이 큰 기업에 대한 분석이 활발하다는 김지홍 등(2003)의 연구결과와 일관되게 해석할 수 있다. 재무분석가 수($N_{analyst}$)와 정보비대칭 수준($VOLA\%$)의 상관계수는 -0.1075로 나타나 정보비대칭이 작은 기업일수록 재무분석가 수가 많은 것으로 해석할 수 있다.

<표 2> 변수간 상관관계

	$\Delta\rho$	Δs	Δh	AFE	$VOLA\%$	$SIZE$	$N_{analyst}$	$SURP$	BAD	INT	LEV	ROE
$\Delta\rho$	1.0000	-0.3334	0.2195	0.1524	-0.1099	0.0081	-0.0472	0.0138	-0.0707	0.0867	0.0304	0.0293
		<.0001	0.0002	0.0090	0.0602	0.8904	0.4213	0.8143	0.2278	0.1389	0.6042	0.6181
Δs	-0.5507	1.0000	0.3760	-0.1727	-0.0250	-0.1120	0.0410	-0.0535	0.0911	0.0163	-0.0610	-0.0080
			<.0001	0.0030	0.6704	0.0554	0.4850	0.3612	0.1197	0.7819	0.2980	0.8915
Δh	0.4002	0.0931	1.0000	-0.0696	-0.0973	-0.0706	-0.0613	-0.0450	0.0593	-0.0059	-0.0623	0.0461
				0.2351	0.0963	0.2282	0.2960	0.4426	0.3121	0.9203	0.2876	0.4322
AFE	0.2818	-0.5556	0.0112	1.0000	0.2192	-0.1398	-0.0521	0.4737	0.0753	0.0126	0.1842	-0.2077
		<.0001	0.8487		0.0002	0.0167	0.3738	<.0001	0.1986	0.8294	0.0015	0.0003
$VOLA\%$	-0.0882	-0.0231	-0.2008	0.2505	1.0000	-0.1185	-0.1075	-0.0104	0.0600	-0.1498	0.2252	-0.0109
		0.1321	0.6944	0.0005	<.0001	0.0428	0.0662	0.8591	0.3058	0.0103	0.0001	0.8531
$SIZE$	-0.0154	-0.1027	-0.1252	-0.1497	-0.0924	1.0000	0.6582	-0.0655	-0.0691	0.0635	0.1118	0.2665
		0.7928	0.0791	0.0322	0.0103	0.1145	<.0001	0.2639	0.2385	0.2786	0.0559	<.0001
$N_{analyst}$	-0.0451	0.0026	-0.0788	-0.0315	-0.0919	0.7315	1.0000	-0.0718	-0.0059	0.1291	0.0466	0.2890
		0.4423	0.9652	0.1784	0.5913	0.1167	<.0001	0.2202	0.9205	0.0271	0.4266	<.0001
$SURP$	0.0141	-0.1930	-0.2017	0.3088	0.2310	-0.0735	-0.1073	1.0000	0.1599	-0.0373	0.1490	-0.4383
		0.8103	0.0009	0.0005	<.0001	<.0001	0.2098	0.0666		0.0061	0.5246	0.0106
BAD	-0.0591	0.0444	0.0094	0.0970	0.0601	-0.0505	-0.0089	0.0008	1.0000	0.0133	0.1260	-0.3050
		0.3138	0.4487	0.8731	0.0974	0.3055	0.3888	0.8796	0.9890		0.8214	0.0310
INT	0.0536	-0.0165	0.0357	0.0323	-0.1765	-0.0080	0.0630	-0.0797	0.0334	1.0000	-0.1511	-0.0653
		0.3604	0.7787	0.5424	0.5820	0.0024	0.8918	0.2822	0.1739	0.5686		0.0096
LEV	0.0285	-0.1153	-0.0791	0.1792	0.2173	0.1393	0.0073	0.1124	0.1207	-0.1581	1.0000	0.0070
		0.6267	0.0486	0.1768	0.0021	0.0002	0.0170	0.9016	0.0546	0.0390	0.0067	
ROE	0.0445	0.0988	0.0453	-0.2120	-0.0304	0.2997	0.3463	-0.0697	-0.2929	-0.1379	-0.0084	1.0000
		0.4485	0.0914	0.4400	0.0003	0.6039	<.0001	<.0001	0.2343	<.0001	0.0182	0.8857

주1) 변수에 대한 정의는 <표 1>과 같다.

단, BAD : (실제 EPS - 재무분석가 EPS 예측치의 평균)의 값이 음수면 1, 같거나 양수면 0

2) 오른쪽 상단은 피어슨 상관계수를 나타내고 왼쪽 하단은 스피어만 상관계수를 나타낸다.

3) 각 cell의 위의 값은 상관계수를, 아래 값은 p-value를 나타낸다.

이러한 결과는 공공정보를 많이 획득할 수 있기 때문에 상대적으로 정보획득을 위한 노력이 덜 필요한 기업의 경우 재무분석가의 수가 많을 가능성이 있다는 Lobo et al.(2006)의 연구결과와 일치한다. 마지막으로 어닝서프라이즈(SURP)와 나쁜소식(BAD), 부채비율(LEV), 자기자본이익률(ROE)의 상관관계를 살펴본 결과, 경영자가 제공하는 정보가 나쁜 소식일수록, 부채비율이 높거나 수익성이 낮은 기업일수록 어닝서프라이즈 형태의 공시를 제공하는 것으로 확인되었다.

2. 정보비대칭과 재무분석가 사적정보

재무분석가 이익예측치는 기업이 제공하는 정보를 바탕으로 산출되기 때문에 재무분석가 이익예측치에 포함된 공통정보부분과 사적정보부분은 기업의 정보환경에 영향을 받게 된다. 정보비대칭이 큰 기업의 투자자는 부족한 정보를 보완하기 위해 재무분석가에게 추가적인 정보를 요구하게 되고, 재무분석가는 기업이 제공하는 정보 이외에 사적정보를 포함하여 이익예측치를 산출할 유인이 더 있게 된다. 따라서 본 연구는 기업의 정보환경에 따라 재무분석가 이익예측치의 특성이 달라지는지 살펴보았다.

<표 3>은 기업의 정보비대칭 수준과 재무분석가 이익예측치의 특성 간의 관계를 분석한 결과이다. 분석결과, VOLA%의 회귀계수는 -0.1908로 5% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 정보비대칭이 클수록 실제이익발표 후 재무분석가가 추후 이익예측시 사적정보를 더 많이 포함할 것으로 예상한 (가설 1)을 지지하는 결과이다.

<표 3> 정보비대칭과 재무분석가 예측정보의 특성4)

$$\Delta\rho_t = \beta_0 + \beta_1 VOLA\%_{t-1} + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 N_{analyst_t} + \beta_4 SURP_{t-1} + \beta_5 BAD_{t-1} + \beta_{6-9} \sum YR_t + \epsilon_t$$

Variable	Intercept	VOLA%	SIZE	N _{analyst}	SURP	BAD	ΣYR	Adj. R ²
Estimate	-0.1420	-0.1908	0.0150	-0.0620	0.0301	-0.0366	포함	0.0048
t-Value	-0.46	-2.16**	0.83	-1.46	0.14	-0.95		

주 1) 변수에 대한 정의는 <식 4>와 같다.

2) */**/**는 각각 유의수준 10%/5%/1%에서 유의함을 나타낸다.

이러한 결과는 전기에 정보비대칭이 큰 환경에서 이익예측치를 발표한 재무분석가는 실제이익발표를 통해 자신이 발표한 이익예측치의 오류를 확인하게 되고, 당기 이익예측치를 산출하는 과정에서 부족한 부분을 보완하기 위해 더 많은 사적정보를 포함한

4) Fama-Macbeth Regression 결과도 같은 것으로 나타났다.

것으로 해석할 수 있다. 한편, 과거 정보비대칭이 큰 환경에서 분석활동을 한 재무분석가는 실제이익발표 후 예측오차를 확인하게 되고, 추후 이익예측시 사적정보를 더 많이 포함하여 정확한 이익예측치를 제공하고자 노력할 것으로 예상된다. 이에 따라 재무분석가들이 사적정보를 획득하여 이익예측치 산출에 활용하는 것이 보다 정확한 이익예측치를 제공하는데 유용한지 다음 절에서 살펴보고자 한다.

3. 정보비대칭과 재무분석가 이익예측정확성

기업은 투자자에게 기업에 대해 알리고자 자발적으로 공시를 하기도 한다. Barron et al.(2002)은 기업의 자발적 이익공시 후 이에 기초하여 재무분석가가 이익예측치를 수정하고, 정확한 이익예측치를 산출하기 위해 사적정보를 사용한다고 주장하였다. Barron et al.(2008)에서는 부정적인 어닝서프라이즈가 클수록 개별 재무분석가들이 고유정보 수집에 보다 많은 시간과 비용을 들여 차기에 보다 정확한 이익예측치를 제공한다는 결과를 제시하기도 했다. 본 연구에서는 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분이 증가할수록 이익예측오차가 감소하는지 살펴보고, 정보비대칭 수준에 따라 재무분석가 이익예측치의 사적정보부분 증가가 이익예측정확성에 미치는 영향이 달라지는지 살펴보았다.

<표 4>는 재무분석가 이익예측치의 사적정보부분 증가가 이익예측정확성에 영향을 미치는지 확인하기 위해 회귀분석한 결과이다. 전체표본을 대상으로 분석한 결과, 사적정보변화(Δs)의 회귀계수는 1% 유의수준에서 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분이 증가할수록 정확하다는 선행연구의 결과를 지지하고 있다(김지홍 등 2010, Barron et al. 2008).

한편, $VOLA\%$ 의 회귀계수는 0.028로 나타나 기업의 정보비대칭이 클수록 재무분석가의 이익예측치가 정확하지 않은 것으로 해석할 수 있다. β_4 는 -0.0049로 예상한 바와 같이 음(-)으로 유의한 값을 가지는 것으로 나타나 기업규모가 클수록 재무분석가가 획득할 수 있는 정보의 양이 많아지기 때문에 재무분석가의 이익예측치가 보다 정확할 것이라는 기대와 일치하는 결과를 확인할 수 있다(Bhushan 1989; O'Brien and Bhushan 1990). 한편, 앞서 재무분석가 수가 많을수록 시장에서 이용할 수 있는 정보의 양이 많아지기 때문에 재무분석가의 이익예측치가 정확할 것으로 기대하였으나, 기대와 달리 재무분석가 수($N_{analyst}$)의 회귀계수는 양(+)의 값으로 나타났다. 기업규모($SIZE$)와 어닝서프라이즈($SURP$)의 회귀계수는 각각 -0.0049, 0.2465로 나타나 앞서 언급한 기대와 일치하는 결과를 확인할 수 있다. 이와 같이 전체 표본을 대상으로 한 분석결과, 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분이 증가하거나 정보비대칭이 작을수록 재무분석가의

이익예측치가 정확한 것으로 나타났다.

이러한 결과를 바탕으로 정보비대칭 수준에 따라 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분의 변화가 이익예측정확성에 차별적인 영향을 미치는지 살펴보았다. 정보비대칭이 큰 기업의 이익예측치를 제공하는 재무분석가는 그렇지 않은 기업을 분석하는 재무분석가와 비교하여 해당 기업이 제공하는 공공정보가 부족하다. 뿐만 아니라 경영자가 제공한 정보를 신뢰하기 어렵기 때문에 실제이익발표 후 공공정보 보다는 사적정보를 더 많이 활용하여 정확한 이익예측치를 산출하려는 노력을 할 것으로 예상된다. 아울러 정보비대칭이 큰 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 투자자에게 제공되는 정보도 부족하기 때문에 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보부분이 더 중요한 정보가 될 것으로 기대된다.

이를 확인하기 위해 VOLA%로 측정된 기업의 정보비대칭의 수준을 크기에 따라 High VOLA, Medium VOLA, Low VOLA의 세 그룹으로 나누어 각 그룹별로 재무분석가

<표 4> 정보비대칭과 재무분석가 예측정보 정확성

$$AFE_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta s_t + \beta_2 \Delta h_t + \beta_3 VOLA\%_{t-1} + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 N_{analyst_t} + \beta_6 SURP_{t-1} + \beta_7 BAD_{t-1} + \beta_8 INT_t + \beta_9 LEV_t + \beta_{10} ROE_t + \beta_{11-14} \sum YR_t + \epsilon_t$$

	전체 5)6)7)		Low VOLA		Medium VOLA		High VOLA	
	Estimate	t-Value ⁸⁾	Estimate	t-Value	Estimate	t-Value	Estimate	t-Value
Intercept	-0.0941	-0.78	0.0685	0.68	-0.3981	-1.66	0.0686	0.26
Δs	-1.1255	-3.21***	-0.6047	-2.64***	-1.4478	-2.40**	-5.4127	-3.62***
Δh	0.3507	0.60	0.4001	1.13	-1.0892	-0.88	0.1161	0.04
VOLA%	0.0280	2.34**						
SIZE	-0.0049	-2.06**	-0.0019	-0.93	-0.0082	-2.00**	-0.0104	-2.06**
N _{analyst}	0.0056	1.01	0.0051	0.87	0.0107	1.21	0.0109	1.03
SURP	0.2465	8.24***	0.1305	6.09***	0.4378	7.00***	0.5249	4.86***
BAD	-0.0009	-0.17	0.0047	0.98	0.0089	1.19	-0.0229	-1.98**
INT	0.0394	1.70*	-0.0042	-0.21	0.1095	2.60**	0.0409	0.83
LEV	0.0268	1.83*	0.0230	1.73*	0.0323	1.45	-0.0012	-0.04
ROE	0.0019	0.06	-0.0789	-2.32**	0.0266	0.63	0.0739	1.27
ΣYR	포함		포함		포함		포함	
Adj.R ²	0.3067		0.5609		0.4545		0.3391	
Sample	293		97		98		98	

주1) 변수에 대한 정의는 <식 5>와 같다.

2) */**/**는 각각 유의수준 10%/5%/1%에서 유의함을 나타낸다.

이익예측치의 사적정보변화가 이익예측정확성에 미치는 영향을 살펴보았다. *High VOLA*는 기업의 정보비대칭이 큰 그룹을, *Low VOLA*는 기업의 정보비대칭이 작은 그룹을 의미한다.

분석결과, *Low VOLA* 그룹의 사적정보변화(Δs)의 회귀계수는 -0.6047로 5% 유의수준에서 유의한 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 정보비대칭이 작은 기업을 분석하는 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분이 증가할수록 보다 정확한 이익예측치를 제공하고 있는 것을 의미한다. 한편, *Medium VOLA* 그룹의 사적정보변화(Δs)의 회귀계수는 -1.4478, *High VOLA* 그룹의 사적정보변화(Δs)의 회귀계수는 -5.4127로 나타났고 모두 유의한 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 *Low VOLA* 그룹과 마찬가지로 *Medium VOLA* 그룹과 *High VOLA* 그룹 역시 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분이 증가할수록 정확한 이익예측치를 제공하고 있음을 의미한다. 하지만 사적정보변화(Δs)의 회귀계수의 크기는 *High VOLA* > *Medium VOLA* > *Low VOLA*의 순으로 나타나 정보비대칭이 큰 기업의 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분의 증가는 그렇지 않은 기업의 것 보다 정확한 이익예측치 산출에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

5) 정보비대칭 수준이 다른 각각의 그룹의 차이를 확인하기 위해 아래의 식을 통해 분석하였다.

$$AFE_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta s_t + \beta_2 M_{VOLA_{t-1}} * \Delta s_t + \beta_3 H_{VOLA_{t-1}} * \Delta s_t + \beta_4 \Delta h_t + \beta_5 M_{VOLA_{t-1}} * \Delta h_t + \beta_6 H_{VOLA_{t-1}} * \Delta h_t + \beta_7 M_{VOLA_{t-1}} + \beta_8 H_{VOLA_{t-1}} + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} N_{analyst_t} + \beta_{11} SURP_{t-1} + \beta_{12} BAD_{t-1} + \beta_{13} INT_t + \beta_{14} LEV_t + \beta_{15} ROE_t + \beta_{16-19} \sum YR_t + \epsilon_t$$

M_{VOLA} 는 정보비대칭 수준(*VOLA*%)을 세 그룹으로 나눈 후, 중간그룹에 속하면 1, 아니면 0인 더미변수이며, H_{VOLA} 는 정보비대칭 수준(*VOLA*%) 세 그룹으로 나눈 후, *VOLA*가 큰 그룹에 속하면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 분석결과, β_1 은 -0.5270, β_2 는 -0.9339, β_3 는 -4.1184로 나타나, 본 연구의 <표 4>와 관련된 방향의 결과를 확인할 수 있다.

6) Fama-Macbeth Regression 결과도 사적정보변화(Δs)의 계수가 음(-)으로 유의한 것으로 나타났다. 다만, Δh 의 계수가 -1.6312로 유의한 값으로 나타나 재무분석가 이익예측치에 포함된 공적정보부분이 증가할수록 정확한 이익예측치를 제공하는 것으로 나타났다. 하지만 사적정보변화(Δs)의 계수는 -1.8491로 나타나 사적정보변화가 이익예측정확성에 미치는 영향이 더 큰 것으로 해석할 수 있다.

7) 비슷한 측정치인 이익예측정확성(*AFE*)과 어닝서프라이즈(*SURP*)가 종속변수와 독립변수에 포함되어 연구결과에 의문이 제기될 수 있다. 하지만 어닝서프라이즈(*SURP*)를 통제변수에서 제외한 분석결과도 같은 것으로 나타났다.

8) VIF(분산확대지수)는 1에서 3사이의 값으로 다중공선성 문제는 없는 것으로 나타났다. 또한 Heckman(1979)의 2stage analysis를 통해 다음과 같이 분석해 보았다.

$$1\text{단계}) DV_t = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{ta_t} + \beta_2 BETA_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 FOR_t + \epsilon_t$$

변수의 정의) *DV*: $VOLA\% \geq 0.5$ 면 1, 아니면 0, $SIZE_{ta}$: $\log(\text{총자산})$, $BETA$: 체계적 위험,

LEV : 부채비율, FOR : 외국인투자자지분율

$$2\text{단계}) AFE_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta s_t + \beta_2 \Delta h_t + \beta_3 VOLA\%_{t-1} + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 N_{analyst_t} + \beta_6 SURP_{t-1} + \beta_7 BAD_{t-1} + \beta_8 INT_t + \beta_9 LEV_t + \beta_{10} ROE_t + \beta_{11-14} \sum YR_t + \beta_{15} imr_t + \epsilon_t$$

변수의 정의) imr : 1단계에서 계산된 inverse mills ratio

분석결과, 사적정보변화(Δs)의 회귀계수는 -1.1231로 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 본 논문의 주요 결과와 같다.

V. 결론

본 연구는 기업의 정보비대칭이 재무분석가 이익예측치의 특성과 정확성에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 주요 분석결과를 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 기업의 정보비대칭 수준이 재무분석가 이익예측치의 특성에 영향을 미치는지 분석한 결과, 정보비대칭이 클수록 추후 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 정보비대칭이 큰 환경에서 분석활동을 한 재무분석가는 그렇지 않은 재무분석가 보다 실제이익발표를 통해 더 큰 이익예측오차를 확인하고, 추후 이익예측시 경영자가 제공한 정보를 더욱 조심스럽게 해석하고, 사적으로 추가정보를 얻기 위해 더 노력하는 것을 의미한다. 다음으로는 기업의 정보비대칭 수준에 따라 재무분석가의 이익예측정확성이 달라지는지 살펴보고, 재무분석가 이익예측치에 포함된 사적정보의 변화가 이익예측정확성에 영향을 미치는지 분석하였다. 분석결과, 재무분석가 이익예측치에 사적정보부분이 증가할수록 정확한 이익예측치를 제공하고 있는 것으로 나타났다. 특히 정보비대칭이 큰 그룹은 그렇지 않은 그룹보다 사적정보부분의 증가가 정확한 이익예측치 산출에 더 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

이러한 연구결과는 정보비대칭이 큰 기업의 투자자의 경우 신뢰할만한 정보가 부족한 환경 속에서 재무분석가가 제공하는 정보의 특성과 정확성을 분석하여 제공함으로써 최대한 활용하도록 동기부여할 수 있다는 점에서 의의를 가지고 있다. 하지만 본 연구는 재무분석가 이익예측치가 있는 기업만을 대상으로 분석한 결과로, 전체기업을 대상으로 일반화하기에는 무리가 있다는 점과 재무분석가 이익예측치에 영향을 미치는 요인 중 누락된 변수가 있을 수 있다는 점에서 한계점을 가지고 있다.

【 참고 문헌 】

- 강상구 · 김중혁 · 임찬우, “애널리스트 투자정보의 유용성과 정보비대칭”, 『재무연구』 제20권 제3호, 2007, pp.1-34.
- 권수영 · 유승원 · 황문호, “경영자 이익예측정보와 재무분석가 이익예측수정”, 『한국회계학회』 11월 회연, 2010.
- 김지홍 · 백혜원 · 고재민, “발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익예측 정확도에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제35권 제3호, 2010, pp.1-35.
- 김지홍 · 신현한 · 장진호, “재무분석가수의 결정요인 : IBES를 이용한 분석”, 『회계학연구』 제28권 제3호, 2003, pp.31-54.
- 안운영 · 신현한 · 장진호, “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계”, 『회계학연구』 제30권 제4호, 2005, pp.109-131.
- 이경주 · 장지인, “재무분석가의 기업이익 예측능력”, 『회계학연구』 제14권 제1호, 1992, pp.193-219.
- 이원흠 · 최수미, “공정공시제도 시행이후 기업의 공시행태와 애널리스트의 투자등급 정보효과 변화에 관한 연구”, 『증권학회지』 제33집 제1호, 2004, pp.1-31.
- 손성규, “경영자의 예측치와 재무분석가 예측치의 비교 : IR에서의 예측을 중심으로”, 『회계학연구』 제22권 제3호, 1997, pp.107-129.
- 정석우, “재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인”, 『회계학연구』 제28권 제4호, 2003, pp.61-84.
- 정석우 · 임태균, “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제30권 제2호, 2005, pp.209-235.
- 조중석 · 조문희, “발생액 변동이 정보비대칭, 이익예측과 자본비용에 미치는 영향”, 『회계저널』 제19권 제3호, 2010, pp.175-199.
- Atiase R, “Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcements”, *Journal of Accounting Research* Vol. 23 No. 1, 1985, pp.21-36.
- Bamber, L. S., and S. Y. Cheon, “Differential Price and Volume Reactions to Accounting Earnings Announcements”, *The Accounting Review* Vol. 70 No. 3, 1995, pp.417-441.
- Barron, O., O. Kim, S. Lim, and D. Stevens, “Using Analysts' Forecasts to Measure Properties of Analysts' Information Environment”, *The Accounting Review* Vol. 73 No. 4, 1998, pp.421-433.
- Barron, O., D. Byard, and O. Kim, “Changes in Analysts' Information around Earnings

- Announcements”, *The Accounting Review* Vol. 77 No. 4, 2002, pp.821-846.
- Barron, O., D. Byard, and Y. Yu, “Earnings Surprises that Motivate Analysts to Reduce Average Forecast Error”, *The Accounting review* Vol. 83 No. 2, 2008, pp.303-326.
- Barth, M. E., and A. P. Hutton, “Analyst Earnings Forecast Revisions and the Pricing of Accruals”, *Journal Review of accounting studies* Vol. 9 No. 1, 2004, pp.59-96.
- Bhushan, R., “Firm Characteristics and Analyst Following”, *Journal of Accounting & Economics* Vol. 11 No. 2,3, 1989, pp.255-74.
- Bradshaw, M. T., S. Richardson, and R. Sloan, “Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals?”, *Journal of Accounting Research* Vol. 39 No. 1, 2001, pp.45-74.
- Brown, L. D., G. Richardson, and S. Schwager, “An Information Interpretation of Financial Analyst Superiority in Forecasting Earnings”, *Journal of Accounting Research* Vol. 25 No. 1, 1987, pp.49-67.
- Burgstahler, David C., and Dichev, Ilia D., “Earnings, Adaptation and Equity Value”, *The Accounting Review* Vol. 72 No. 2, 1997, pp.187-215.
- Degeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser, “Earnings management to exceed thresholds”, *Journal of business* Vol. 72, 1999, pp1-33.
- Elton, J. Edwin, Martin J. Gruber, and Seth Grossman, “Discrete Expectational Data and Portfolio Performance”, *Journal of Finance* Vol. 41 No. 3, 1986, pp.699-713.
- Feng, M., and S. McVay, “Analysts' Incentives to Overweight Management Guidance When Revising Their Short-Term Earnings Forecasts”, *The Accounting Review* Vol. 85 No. 5, 2010, pp.1617-1646.
- Frankel, R., M. McNichols, and G. Wilson, “Discretionary disclosure and external financing”, *The Accounting Review* Vol. 70 No. 1, 1995, pp135-150.
- Healy, P., A. Hutton, and K. Palepu, “Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure”, *Contemporary Accounting Research* Vol. 16 No. 3, 1999, pp485-520.
- Hope, O.-K., “Accounting policy disclosures and analysts' forecasts”, *Contemporary Accounting Research* Vol. 20 No. 2, 2003, pp.295-321.
- Imhoff, Jr. E., “The relation between perceived accounting quality and economic characteristics of the firm”, *Journal of Accounting and Public Policy* Vol. 11 No. 2, 1992, pp.97-118.
- Indjejikian, R., “The Impact of Costly Information Interpretation on Firm Disclosure

- Decisions”, *Journal of Accounting Research* Vol. 29 No. 2, 1991, pp.277-301.
- Jennings, R., “Unsystematic Security Price Movements, Management Earnings Forecasts, and Revisions in Consensus Analyst Earnings Forecasts”, *Journal of Accounting Research* Vol. 25 No. 1, 1987, pp.90-110.
- Jegadeesh, N., J. Kim, S. Krische, and C. Lee, “Analyzing the Analysts: When Do Recommendations Add Value?”, *The Journal of Finance* Vol. 59 No. 3, 2004, pp.1083-1124.
- Lobo, G., M. Song, and M. Stanford, “Accruals Quality and Analyst Coverage”, *Working paper* University of Houston, 2006.
- Lang, M., and R. Lundholm, “Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures”, *Journal of Accounting Research* Vol. 31 No. 2, 1993, pp.246-271.
- Lang, M., and R. Lundholm, “Corporate disclosure policy and analyst behavior”, *The Accounting Review* Vol. 71 No. 4, 1996, pp.467-493.
- Leuz, C., and R. Verrecchia, “The Economic Consequences of Increased Disclosure”, *Journal of accounting research* Vol. 38, 2000, pp.91 - 124.
- Matsumoto, D., “Management's incentives to avoid negative earnings surprises”, *The Accounting Review* Vol. 77 No. 3, 2002, pp.483-514.
- O'Brien, P. C., “Analysts' forecasts as earnings expectations”, *Journal of Accounting and Economics* Vol. 10 No. 1, 1988, pp.53-83.
- O'Brien, P. C., and R. Bhushan, “Analyst Following and Institutional Ownership”, *Journal of Accounting Research* Vol. 28(Supplement), 1990, pp.55-76.
- Richardson, V. J., “Information Asymmetry and Earnings Management: Some Evidence”, *Review of Quantitative Finance and Accounting* Vol. 15 No. 4, 2000, pp.325-347.
- Ruland, W., S. Tung, and N. E. George., “Factors Associated with the Disclosure of Managers' Forecasts”, *The Accounting Review* Vol. 65 No. 3, 1990, pp.710-721.
- Schipper, K., “Analysts' Forecasts”, *Accounting Horizons* Vol. 5 No. 4, 1991, pp.105-121.
- Verrecchia, R., “Discretionary Disclose”, *Journal of Accounting and Economics* Vol. 5, 1983, pp.179-194.
- Warfield, T. D., J. J. Wild, and K. L. Wild., “Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings”, *Journal of Accounting & Economics* Vol. 20 No. 1, 1995, pp.61-91.
- Womack, K. L., “Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?”, *The*

Journal of Finance Vol. 51 No. 1, 1996, pp.137-167.

Wiedman, C. I., “The Relevance of Characteristics of the Information Environment in the Selection of a Proxy for the Market's Expectations for Earnings”, *Journal of Accounting Research* Vol. 34 No. 2, 1996, pp.313-324.

The Effect of Information Asymmetry on Analysts' Forecasts Characteristics and Accuracy

Park, Ji-Hye* / Cho, Joong-Seok**

ABSTRACT

Managers have more information than investors. And they have incentives to provide bias information. Financial analysts, as intermediaries between managers and investors, provide useful information for investors through additional efforts such as reinterpreting the information provided from managers or obtaining private information.

This paper examines how the firms' information environment (information asymmetry) affects characteristics and accuracy of analysts' forecasts, specifically focusing on analysts' private information. Our measures of analysts' forecasts characteristics are based on *BKLS consensus*, which is developed in Barron et al.(1998). *BKLS consensus* is a measure of the across-analyst correlation in forecast errors and can be expressed as the ratio of the common forecast error to the average total forecast error. Higher *BKLS consensus* means more public information in analysts' earnings forecasts and lower *BKLS consensus* means more private information in analysts' earnings forecasts.

For this study, we measure *BKLS consensus* using analysts' earnings forecasts of the 275-day period prior to the firms' earnings announcement date as the pre-announcement forecast window and the 275-day period immediately after the firms' earnings announcement date as the post-announcement forecast window.

The sample of this study consists of Korean industrial firms from 2005 to 2009. The final sample is 293 firm-years.

The results are as follows. First, after the announcement of public information (earnings announcements) by managers, the higher information asymmetry induces more private information in analysts' earnings forecasts. Second, as a result, the increase of private information contributes to the analysts' forecast accuracy. Specially, we find that firms with higher information asymmetry are affected more by analysts' private information. And it also indicates that when the information asymmetry is higher, the analysts' private information contributes to the analysts' forecast accuracy.

As a whole, we show that the firms' information environment affects how analysts incorporate the announcement of public information into their earnings forecasts and under the lack of reliable information, analysts incorporate more private information.

Key Words : Information asymmetry, Analysts' forecasts, BKLS consensus measure, Forecast accuracy

* Ph. D. Candidate, Department of Accounting, Hanyang University(primary author), E-mail : jihpark@hanyang.ac.kr

** Assistant Professor, School of Business, Hanyang University(corresponding author), E-mail : joongseok@hanyang.ac.kr