

재무분석가의 현금흐름예측 활동이 정보비대칭에 미치는 영향

인 창 열* / 김 태 희** / 이 명 곤***

- | | |
|------------------|------------|
| I. 서론 | IV. 실증분석결과 |
| II. 선행연구 검토 | V. 결론 |
| III. 가설설정 및 연구방법 | |

개요

본 연구의 목적은 재무분석가가 현금흐름예측 활동을 많이 수행할수록 정보비대칭이 감소되는지를 살펴보는 것이다. 구체적으로 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공여부, 현금흐름예측 빈도(보고서 수) 및 이익예측 대비 현금흐름예측 빈도비율(이하 ‘현금흐름예측 비율’)에 따라 정보비대칭이 완화되는지를 분석한다. 아울러 이익의 질에 따라 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간의 관련성에 차이가 존재하는지를 살펴본다.

재무분석가는 우월한 능력과 전문지식을 바탕으로 자본시장참여자들에게 유용한 예측정보를 제공함으로써 자본시장의 정보비대칭을 완화시키는 역할을 수행한다. 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 경우 현금흐름예측치 등 다양한 정보가 자본시장참여자들에게 제공된다. 즉, 재무분석가의 현금흐름예측치 제공으로 인해 자본시장참여자들이 이용가능한 정보가 증가하므로 정보비대칭이 완화될 것으로 기대된다. 이러한 배경에서 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 정보비대칭에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 또한 선행연구에 따르면 정보환경에 따라 현금흐름예측치 제공유인이 다르게 나타난다. 이에 따라 본 연구는 정보환경의 대응치로 이익의 질을 설정하여 이익의 질에 따라 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간의 관련성에 차이가 있는지를 추가적으로 살펴본다.

분석결과에 따르면 재무분석가가 이익예측치와 현금흐름예측치를 함께 제공할 경우에 이익예측치만 제공하는 경우보다 정보비대칭이 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 재무분석가의 현금흐름예측 빈도가 증가할수록, 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 완화된다는 결과를 확인하였다. 이러한 결과는 재무분석가가 현금흐름예측 활동을 통해 자본시장참여자들에게 유용한 정보를 전달하며, 이로 인해 정보비대칭이 감소된다는 것을 의미한다. 또한 본 연구는 이익의 질이 낮은 경우 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할수록, 현금흐름예측 빈도가 증가할수록, 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비

* 한양대학교 회계학과 박사과정, 제1저자, E-mail : rebierth@hanyang.ac.kr

** 산업통상자원부 통상정책총괄과 서기관, 교신저자, E-mail : thkim76@korea.kr

*** 한양대학교 경영학부 교수, 공동저자, E-mail : leemg@hanyang.ac.kr

투고일(2017년 2월 14일), 수정일(2017년 4월 11일), 게재확정일(2017년 4월 17일)

대칭이 더 크게 완화된다는 결과를 보여준다. 이는 이익의 질이 낮을수록 현금흐름예측 활동과 정보 비대칭 간 음(-)의 관련성이 강화된다는 것을 의미하며, 이익의 질이 낮은 경우 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 유인이 높다는 것을 나타낸다.

본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 정보비대칭 완화에 기여한다는 실증적 결과를 제공한다. 본 연구는 재무분석가가 정보중개인으로써 자본시장참여자들에게 유용한 정보를 전달하기 위해 현금흐름예측치를 제공하고 있음을 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 또한 선행연구들이 재무분석가의 이익예측치에 초점을 두고 있는 반면, 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치에 초점을 둔다는 점에서 차별성을 갖는다. 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공 유인에 대한 추가적인 증거를 제시할 것이다.

주제어 : 재무분석가 활동, 재무분석가 현금흐름예측치, 정보비대칭, 이익의 질

I. 서론

재무분석가는 다양한 정보원천과 숙련된 분석능력, 전문지식 등을 바탕으로 자본시장 참여자들의 의사결정에 유용한 예측정보를 제공함으로써 자본시장에서의 정보비대칭을 완화시키는 역할을 수행하고 있다. 재무분석가의 예측정보는 재무분석가가 예측활동을 수행함에 있어 과거의 회계정보뿐만 아니라 이용가능한 모든 정보를 종합하여 분석하기 때문에 과거의 회계정보만을 이용한 시계열 예측정보보다 정확한 것으로 보고된다. 이에 따라 자본시장참여자들은 재무분석가의 예측정보를 의사결정에 유용한 정보로 활용하며, 재무분석가에게 다양한 예측정보를 요구하고 있다. 그리고 자본시장참여자들의 요구에 의해 재무분석가는 과거에 주로 매출액과 이익예측치를 제공하였으나, 점차 목표주가, 주식추천의견, 현금흐름예측치 등 다양한 예측정보를 추가적으로 제공하고 있다.

자본시장참여자들에게 다양한 정보가 제공될수록 또는 정확한 정보가 제공될수록 자본시장에서의 정보비대칭이 완화될 수 있다. 재무분석가는 현금흐름예측치를 제공함으로써 현금흐름예측치 등의 추가적인 정보를 자본시장참여자들에게 전달한다(Call et al. 2009).¹⁾ 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 경우 재무분석가 예측정보의 정확성이 향상되는 것으로 나타났다(Call et al. 2009; Call et al. 2013; Pae and Yoon 2012). 즉, 재무분석가는 현금흐름예측을 통해 보다 정확한 정보를 자본시장참여자들에게 전달한다. 따라서 재무분석가의 현금흐름예측치 제공으로 인해 정보비대칭이 완화될 것으로 판단된다.

재무분석가의 현금흐름예측치 제공유인을 살펴본 선행연구에 따르면, 재무분석가는

1) 본 연구에서 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공한다는 것은 재무분석가가 이익예측치와 현금흐름예측치를 함께 제공한다는 것을 말한다.

이익의 질이 낮을 경우 이익을 해석하는데 어려우므로 이익의 해석에 도움을 주고자 현금흐름예측치를 제공한다(DeFond and Hung 2003; 신호영과 오현민 2014). 또한 이익의 질 또는 현금흐름지속성이 높을수록 현금흐름을 정확하게 예측할 수 있으므로 재무분석가는 이익의 질 또는 현금흐름지속성이 높을 경우 현금흐름예측치를 제공하는 것으로 나타났다(Bilinski 2014; 김종현 등 2014). 이러한 결과는 정보환경에 따라 재무분석가가 차별적으로 현금흐름예측치를 제공할 수 있음을 나타낸다.

이러한 배경에서 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 정보비대칭에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 구체적으로 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공여부, 현금흐름예측 빈도 및 현금흐름예측 비율이 정보비대칭에 미치는 영향을 분석한다. 더불어 정보환경에 따라 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 다를 수 있다는 점에서 본 연구는 정보환경의 대응치로 이익의 질을 설정하여 이익의 질에 따라 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간의 관련성에 차이가 있는지를 확인한다.

선행연구들이 대부분 재무분석가의 이익예측치에 초점을 두고 있으나, 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치에 초점을 두고 분석하였다는 점에서 선행연구와 차별성을 갖는다. 또한 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 정보비대칭 완화에 기여한다는 실증적 결과를 제공하며, 이를 통해 재무분석가가 정보중개인으로서 자본시장참여자들의 의사결정에 유용한 정보를 전달하기 위해 현금흐름예측치를 제공한다는 것을 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 더불어 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공유인에 대한 추가적인 증거를 제시할 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토하고, 제Ⅲ장에서는 가설과 이를 검증하기 위한 연구방법을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석결과를 살펴보고, 제Ⅴ장에서는 결론을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

재무분석가의 이익예측치에 관한 연구는 이익예측치의 상대적인 정확성, 이익예측치 정확성의 결정요인, 이익예측치의 정보효과에 관한 연구로 구분할 수 있다. 이익예측치의 상대적인 정확성에 관한 연구는 대부분 재무분석가의 이익예측치가 시계열예측치보다 정확하다는 결과를 보고하고 있다(Brown et al. 1987; Brown and Rozeff 1978; Collins and Hopwood 1980; 이경주와 장지인 1992; 이남주와 나인철 1992). 이익예측치 정확성의 결정요인에 관한 연구는 주로 경영자의 이익조정 유인이 이익예측치의 정확성을 낮추는 요인

이라고 본다. 이와 관련된 연구는 부채비율이 낮을수록, 이익의 변동성이 작을수록, 기업 규모가 클수록, 수익성이 양호할수록, 이익의 질이 높을수록, 공시품질이 높을수록 이익 예측치의 정확성이 높아진다는 것을 보여주고 있다(Bradshaw et al. 2001; Eddy and Seifert 1992; 김동철 등 2010; 김지홍 등 2010; 전성일과 이기세 2013; 정석우 2003). 재무분석가가 외부감사자 역할을 수행한다는 점에서 이익예측치의 정보효과에 관한 연구는 재무분석가의 수가 증가할수록 잠정이익과 결산이익의 차이, 과잉투자, 과소투자, 이익조정 및 정보비대칭이 감소하며, 회계처리의 보수성이 증가한다는 것을 보여준다(Yu 2008; 안윤영과 장진호 2006; 오정량 등 2013; 유정민 등 2012; 조중석과 조문희 2006; 최승욱과 이우재 2015).

최근 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 빈도가 증가함에 따라 재무분석가의 현금흐름예측치 제공에 초점을 둔 연구가 진행되고 있다. 선행연구들은 현금흐름예측치의 제공유인과 유용성을 살펴보고 있다. DeFond and Hung(2003)은 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 유인을 살펴보았다. 분석결과에 따르면 기업의 발생액 규모가 클수록, 회계선택이 산업 내에서 이질적일수록, 이익변동성이 클수록, 자본집약도가 클수록, 재정건전성이 부실할수록 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 DeFond and Hung(2003)은 이익의 질이 낮을 경우 이익을 해석하는데 도움을 주기 위해 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공한다고 주장한다. DeFond and Hung(2007)은 재무분석가의 현금흐름예측치 제공유인으로 국가의 특성을 살펴본 결과 투자자 보호가 약하고 이익의 질이 낮은 국가일 경우 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 가능성이 높다고 보고한다. 한편 Bilinski(2014)는 직접적으로 이익의 질과 재무분석가의 현금흐름예측치 제공 간의 관련성을 살펴보았다. 분석결과 DeFond and Hung(2003)과 달리 이익의 질이 낮을수록 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하지 않으며, 발생액 및 현금흐름에 대한 예측정확성이 낮아지는 것으로 나타났다. 즉, 이익의 질이 낮을 경우 발생액과 현금흐름에 대한 예측정확성이 낮아져 부정확한 정보를 제공할 가능성이 높기 때문에 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하지 않는다는 것이다.

신호영과 오현민(2014)은 Bilinski(2014)의 연구방법을 적용하여 분석한 결과 이익의 질이 낮을 때 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 가능성이 높다는 것을 발견하였다. 이는 이익의 질이 낮을 경우 이익을 해석하는데 도움을 주기 위해 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공한다는 DeFond and Hung(2003)의 주장을 지지하는 결과이다. 김종현 등(2014)은 재무분석가가 현금흐름의 질적속성을 고려하여 현금흐름예측치를 제공하는지를 살펴보았다. 분석결과에 의하면 현금흐름지속성이 높을수록 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 것으로 나타났다. 또한 현금흐름지속성이 높을수록 현금흐름예측치의

정확성이 높고 현금흐름예측치를 제공하는 재무분석가의 수가 많은 것으로 나타났다.

위의 연구들은 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 유인에 관심을 두고 있지만, 일부 연구들은 현금흐름예측치의 유용성을 살펴보고 있다. 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 경우 매출채권, 감사상각비 등 다양한 발생항목에 대한 예측치를 함께 제공한다는 점에서 Call et al.(2009)은 현금흐름예측치를 제공하는 재무분석가가 회계정보를 예측함에 있어 보다 정교한 방법을 사용할 것으로 예상하였다. Call et al.(2009)은 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 경우 이익예측치의 정확성이 향상되고 현금흐름 및 발생액의 지속성에 대한 이해도가 더 높아진다는 것을 확인하였으며, 이를 통해 현금흐름예측치를 제공하는 재무분석가가 예측과정에서 더 정교한 방법을 사용하여 보다 유용한 정보를 제공한다고 주장하였다. 반면 Givoly et al.(2009)은 재무분석가의 현금흐름예측치와 이익예측치에서 감가상각비만을 차감한 단순한 현금흐름예측치를 비교한 결과 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 이러한 결과를 통해 Givoly et al.(2009)은 재무분석가가 단순한 방법으로 현금흐름을 예측하여 현금흐름예측치가 정교하지 못하며, 현금흐름예측치의 유용성이 제한된다고 하였다.

Call et al.(2013)은 Givoly et al.(2009)의 결과가 극단치의 영향으로 인해 나타났을 가능성이 크다고 지적하였다. 극단치의 영향을 통제하고 분석한 결과 재무분석가의 현금흐름예측치가 단순한 현금흐름예측치보다 정확한 것으로 나타났다. 또한 재무분석가가 현금흐름예측치를 수정할 경우 유의한 시장반응이 나타남을 보여줌으로써 현금흐름예측치가 자본시장참여자들의 의사결정에 유용한 정보임을 보여주었다. Jung(2015)은 현금흐름예측치를 제공하는 재무분석가의 수가 많을수록 자본비용이 감소한다는 결과를 보여준다. 이러한 결과를 통해 Jung(2015)은 현금흐름예측치를 제공하는 재무분석가가 자본시장참여자들에게 고품질의 정보를 제공하여 정보비대칭이 완화되고, 이로 인해 자본비용이 감소한다고 주장하였다. 한편 현지원 등(2016)은 국내 자료를 사용하여 현금흐름예측여부가 이익예측 정확성에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석결과 재무분석가가 이익예측치만을 제공할 경우의 이익예측 정확성과 현금흐름예측치를 함께 제공하는 경우의 이익예측 정확성 간에 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 추가적으로 발생액 및 현금흐름의 지속성에 대한 재무분석가의 이해도를 분석한 결과에서 현지원 등(2016)은 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 경우 발생액 및 현금흐름의 지속성을 더 잘 평가한다는 결과를 발견하지 못하였다.

이익이 발생액과 현금흐름으로 구성되므로 이익예측치와 현금흐름예측치를 안다면 발생액예측치를 유추할 수 있다. 즉, 재무분석가의 현금흐름예측치 제공은 자본시장참여자들에게 간접적으로 발생액예측치를 전달하며, 자본시장참여자들이 발생액을 보다

적절하게 평가하는데 도움을 줄 것이다. McInnis and Collins(2011)는 현금흐름예측치가 제공된다면 자본시장참여자들이 현금흐름예측치와 발생액예측치를 통해 비기대이익을 비기대현금흐름과 비기대발생액으로 구분할 수 있기 때문에 경영자의 발생액 이익조정에 대한 감시기능이 강화될 것으로 기대하였다. 분석결과 현금흐름예측치가 제공된 이후 발생액이익조정이 감소하였으며, 이익예측치를 달성할 가능성이 낮아지는 것으로 나타났다. Mao and Yu(2015)는 현금흐름예측치 제공이 경영자의 발생액 조정을 억제한다는 것에서 더 나아가 감사업무에 영향을 미칠 것으로 판단하였다. 재무분석가의 현금흐름예측치 제공으로 인해 경영자의 이익조정이 억제되고 이익의 질이 향상된다면 감사인의 노력이 감소하여 감사보수 및 감사보고시차가 감소될 것이다. 분석결과에 따르면 감사보수와 감사보고시차는 현금흐름예측치가 제공되는 경우 감소하는 것으로 확인되었다.

Call et al.(2009)에 따라 현금흐름을 예측하는 재무분석가가 현금흐름과 발생액의 지속성을 더 잘 이해하고, 자본시장참여자들이 이들의 정보를 활용하여 발생액의 지속성을 보다 적절히 평가한다면 발생액 이상현상이 완화될 수 있을 것이다. 이러한 추론에 따라 Mohanram(2014)과 Radhakrishnan and Wu(2014)는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공이 발생액 이상현상을 완화시키는지를 살펴보았으며, 현금흐름예측치가 제공된 기업의 발생액 이상현상이 완화된다는 결과를 보여주고 있다. 또한 Gordon et al.(2014)은 다양한 국가를 대상으로 분석하여 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할수록, 현금흐름예측 빈도가 증가할수록 발생액 이상현상이 완화된다는 결과를 보고하였다.

이외에도 Brown et al.(2013)은 자본시장의 기대치로서 현금흐름예측치의 역할을 살펴보았다. 분석결과에 따르면 주가반응 및 이익반응계수는 이익예측치만 달성하였을 경우보다 현금흐름예측치와 이익예측치를 모두 달성하였을 경우에 더 크게 나타났다. 또한 미래성과는 현금흐름예측치와 이익예측치를 모두 달성한 기업에서 더 좋게 나타났다. 이러한 결과는 자본시장참여자들이 현금흐름예측치를 현금흐름에 대한 기대치로 사용하고 있으며, 현금흐름예측치를 달성하는 것이 기업의 성과를 알리는데 추가적으로 유용한 정보라는 것을 의미한다. 송민섭(2015)은 재무분석가가 자신의 현금흐름예측치를 주식추천 의견에 반영하는지를 살펴보았다. 분석결과는 현금흐름예측치 수정과 주식추천의견 수정 간에 유의한 양의 관련성이 나타남으로써 재무분석가가 자신의 현금흐름예측치를 주식추천의견에 중요한 정보로 사용하고 있음을 보여준다.

이상의 선행연구는 재무분석가가 제공하는 현금흐름예측치의 유용성을 살펴보았으며, 현금흐름예측치가 자본시장참여자들에게 유용한 정보라는 것을 보여준다. Jung(2015)은 재무분석가의 현금흐름예측치 제공으로 인해 정보비대칭이 완화되고 이로 인해 자본비용이 감소된다고 주장한다. 그러나 선행연구에 따르면 국가의 환경에 따라 재무분석가들의

예측특성 및 예측정보에 대한 시장반응이 차별적으로 나타나고 있다(Hope 2003; Ahn et al. 2008). 우리나라는 외국에 비해 자본시장의 역사가 길지 않으며, 투자자의 보호수준이 낮고, 재무분석가가 독립적으로 예측치를 제시하기 어렵다(안윤영 등 2006; 오광욱과 이동현 2012). 그러므로 차별적인 국내환경에서 재무분석가의 예측정보에 대한 시장반응이 외국과 다르게 나타날 가능성이 있다. 현지원 등(2016)은 국내 자료를 이용하여 현금흐름예측치를 제공하는 재무분석가와 이익예측치를 제공하는 재무분석가 간의 이익예측 정확성과 발생액 및 현금흐름의 지속성에 대한 평가를 비교하였으나, 선행연구와 달리 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 이는 국내 환경에서 재무분석가의 예측정보에 대한 시장반응이 외국과 다르게 나타날 수 있다는 것을 시사한다. 이에 따라 본 연구는 국내환경에서도 재무분석가의 현금흐름예측 활동으로 인해 정보비대칭이 완화되는지를 분석하고자 한다.

Ⅲ. 가설설정 및 연구방법

1. 가설설정

선행연구는 자본시장에 더 많은 정보가 제공되거나 고품질의 정보가 제공될수록 정보비대칭이 완화될 수 있음을 보고하고 있다(Diamond and Verrecchia 1991; Leuz and Verrecchia 2000). 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 경우 자본시장참여자들은 이익예측치와 현금흐름예측치를 통해 발생액예측치를 유추할 수 있다. 즉, 재무분석가의 현금흐름예측치 제공은 재무분석가가 자본시장참여자들에게 현금흐름예측치뿐만 아니라 발생액예측치를 전달하는 것으로 볼 수 있다. 재무분석가의 보고서를 살펴본 Call et al.(2009)는 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 경우 매출채권, 감사상각비 등 다양한 발생항목에 대한 예측치도 함께 제공하고 있음을 발견하였다. 이러한 점을 통해 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 경우가 이익예측치만을 제공하는 경우보다 많은 정보를 자본시장에 전달하고 있음을 알 수 있다.

한편 재무분석가가 현금흐름을 예측함에 있어 감가상각비, 운전자본 등의 발생항목을 고려하기 때문에 현금흐름예측치를 제공하는 재무분석가는 현금흐름 및 발생액의 지속성에 대한 이해도가 높으며, 보다 정확한 예측정보를 전달하는 것으로 나타났다(Call et al. 2013). Call et al.(2009)은 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 경우 이익예측치의 정확성이 향상된다는 것을 확인하였다. Pae and Yoon(2012)은 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 빈도가 증가할수록 현금흐름예측치의 정확성이 향상된다는 결과를 보여준다. 이러한 결과는 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할수록 예측정보의 정확성이

향상된다는 것을 의미하며, 재무분석가가 고품질의 정보를 자본시장에 제공한다는 것을 나타낸다. 이처럼 재무분석가의 현금흐름예측치 제공은 자본시장에 많은 정보 및 고품질의 정보를 전달하는 것이므로 정보비대칭을 완화시킬 것으로 기대된다. 이에 따라 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 정보비대칭 완화에 기여하는지를 살펴보기 위해 다음과 같이 가설 1을 설정한다.

가설 1. 재무분석가의 현금흐름예측 활동을 많이 수행할수록 정보비대칭이 완화될 것이다.

선행연구에 따르면 재무분석가의 현금흐름예측치 제공유인이 다르게 나타나고 있다. 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 유인이 높은 경우 더 많은 정보가 자본시장에 제공될 것이다. 즉, 재무분석가가 예측정보를 제공할 유인이 높은 경우에 예측정보를 제공할 유인이 낮은 경우보다 정보비대칭이 크게 완화될 것이다. Defond and Hung (2003)은 이익의 질이 낮은 경우 자본시장참여자들의 요구에 의해 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공한다고 보고한다. 이는 이익의 질이 낮은 경우 예측정보에 대한 수요와 정보가치가 증가하여 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 유인이 높다는 것을 의미한다. 그러므로 이익의 질이 낮은 경우 재무분석가의 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간 음(-)의 관련성이 강화될 것으로 예상된다. 반면 Bilinski(2014)는 이익의 질이 높은 경우 예측정보의 신뢰성을 확보할 수 있어 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공한다고 주장하고 있다. 이 주장에 따르면 이익의 질이 높은 경우 재무분석가의 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간 음(-)의 관련성이 강화될 가능성이 높다. 이와 같이 이익의 질에 따른 재무분석가의 현금흐름예측치 제공유인에 대하여 상반된 주장이 제기되고 있다. 따라서 재무분석가의 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간의 관련성에 이익의 질이 미치는 영향은 실증적 문제라고 할 수 있다. 이에 따라 본 연구는 다음과 같이 가설 2를 설정한다.

가설 2. 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 정보비대칭에 미치는 영향은 이익의 질에 따라 차이가 없을 것이다.

2. 변수측정

가. 정보비대칭

본 연구는 가설을 검증하기 위해 정보비대칭에 대한 다섯 가지 대응치를 사용한다. 구체적으로 본 연구는 일별주식수익률의 변동성, 비기대주식수익률의 변동성, 일별주식거래량의 변동성, 주식거래량 및 비기대주식거래량을 사용하여 가설을 검증한다.

첫 번째로 본 연구에서 사용한 정보비대칭의 대응치는 선행연구에서 자주 사용되는 일별주식수익률의 변동성(STDRET)이다. 본 연구는 선행연구에 따라 일별주식수익률의 변동성(STDRET)을 t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 1년간 일별주식수익률의 표준편차로 측정한다. 측정방법은 식 (1)과 같다. 식 (1)을 통해 측정한 STDRET는 값이 클수록 정보비대칭이 크다는 것을 의미한다(Comprix et al. 2011; Leuz and Verrecchia 2000; 김용식과 조상민 2014; 박지혜와 조중석 2011; 윤선주와 고재민 2014; 조중석과 조문희 2010).

$$STDRET_t = \sigma(\text{t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 일별주식수익률}) \quad \text{식(1)}$$

STDRET : 일별주식수익률의 표준편차

정보비대칭의 두 번째 대응치로 본 연구는 비기대주식수익률의 변동성(UVARRET)을 사용한다. 본 연구는 비기대주식수익률의 변동성(UVARRET)을 t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 1년간 일별 비기대수익률의 표준편차로 측정한다. 이때 비기대수익률은 일별주식수익률에서 일별시장주식수익률을 차감하여 산출한다. 측정방법은 식 (2)와 같다. 식 (2)에서 산출된 UVARRET은 값이 클수록 정보비대칭이 크다는 것을 나타낸다(Alexandridis et al. 2007; Bailey et al. 2003; 김현진과 김혜리 2015; 김혜리 등 2012).

$$UVARRET_t = \sigma(\text{t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 } RET - MRET) \quad \text{식(2)}$$

UVARRET : 비기대주식수익률의 표준편차

RET : 일별주식수익률

MRET : 일별시장주식수익률

정보비대칭에 대한 세 번째 대응치는 일별주식거래량의 변동성(STDVOL)이다. 본 연구는 일별주식거래량의 변동성(STDVOL)을 t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 1년간 일별주식거래량의 표준편차로 측정하여 분석에 사용한다. 이에 대한 측정방법은 식 (3)과 같다. 정보비대칭이 클수록 STDVOL는 큰 값을 가질 것이다(장석진과 이명곤 2013).

$$STDVOL_t = \alpha(\text{t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 일별주식거래량}) \quad \text{식(3)}$$

$STDVOL$: 일별주식거래량의 표준편차

본 연구는 정보비대칭에 대한 네 번째 대응치로 주식거래량(TURN)을 사용한다. 주식거래량(TURN)은 식 (4)와 같이 측정한다. 구체적으로 본 연구는 주식거래량(TURN)을 t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 1년간 일별주식거래량의 평균으로 측정한다. 이때 일별주식거래량은 각 일자의 상장주식수로 나누어준다. 정보비대칭이 클수록 TURN은 큰 값을 보일 것이다(김현아와 서석홍 2013; 김현진과 김혜리 2015; 윤선주와 고재민 2014; 이윤경과 고종권 2013).

$$TURN_t = \text{mean}(\text{t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 일별주식거래량/상장주식수}) \quad \text{식(4)}$$

$TURN$: 일별주식거래량의 평균

다섯 번째 대응치로 본 연구는 비기대주식거래량(UTURN)을 사용한다. 구체적인 비기대주식거래량의 측정방법은 식 (5)와 같다. 비기대주식거래량(UTURN)은 일별주식거래량에서 일별시장주식거래량을 차감한 값의 1년간 평균으로 측정한다. 이때 일별주식거래량과 일별시장주식거래량은 각각 상장주식수와 시장전체 상장주식수로 나누어 사용된다. UTURN은 값이 클수록 정보비대칭이 크다는 것을 의미한다(Bailey et al. 2003; 김혜리 등 2012; 손성규와 전영순 2000).

$$UTURN_t = \text{mean}(\text{t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 } VOL - MVOL) \quad \text{식(5)}$$

$UTURN$: 비기대주식거래량의 평균

VOL : 일별주식거래량/상장주식수

$MVOL$: 일별시장주식거래량/시장전체 상장주식수

나. 재무분석가의 현금흐름예측 활동

본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측 활동을 세 가지로 측정한다. 구체적으로 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공여부(D_CFO), 현금흐름예측 빈도(N_CFO), 현금흐름예측 비율(R_CFO)을 측정하고 분석에 사용한다.²⁾ 이때 본 연구는 재무분석가가 2사분기(4월~6월)에 제공한 보고서(예측정보)를 사용한다.³⁾

2) 본 연구는 재무분석가가 제공하는 연간 이익예측치와 연간 현금흐름예측치에 초점을 두고 있다.

3) 재무분석가의 예측 활동에 있어 가장 중요한 정보 중 하나가 전기 재무제표라는 점에서 12월 결산법인을 대상으로 분석한 선행연구들은 12월 결산법인에 대한 전기 재무제표가 반영될 수 있는 4월부터의 예측정보를 사용하고 있다(노밝은 2013;

D_CFO는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공여부를 나타내는 변수로 해당기업에 대한 현금흐름예측치가 있으면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수이다. 현금흐름예측 빈도는 해당기업에 대하여 예측기간(2사분기) 동안 현금흐름예측치가 제공된 재무분석가 보고서의 수를 말한다. 현금흐름예측 빈도를 나타내는 N_CFO는 현금흐름예측치가 제공된 보고서 수의 자연로그 값으로 측정된다. 단, 현금흐름예측치를 제공하는 재무분석가가 없는 기업의 경우 현금흐름예측치가 포함된 보고서 수가 0이기 때문에 이에 대한 자연로그 값을 측정할 수 없다. 따라서 본 연구는 N_CFO를 현금흐름예측치가 제공된 보고서 수에 1을 더한 값에 자연로그를 취하여 계산한다. R_CFO는 이익예측 대비 현금흐름예측 빈도비율을 의미하며, 현금흐름예측치가 제공된 보고서 수를 이익예측치가 제공된 보고서 수로 나누어 측정된다. R_CFO는 이익예측치가 담긴 재무분석가의 보고서 중 현금흐름예측치를 포함하는 보고서가 없다면 0의 값을 가지고, 이익예측치가 담긴 재무분석가의 보고서에 모두 현금흐름예측치가 포함된다면 1의 값을 가지게 된다. 즉, R_CFO는 0에서 1까지의 값을 가진다. D_CFO, N_CFO 및 R_CFO는 큰 값을 가질수록 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 많다는 것을 의미한다.

다. 이익의 질

본 연구는 Dechow and Dichev(2002)의 유동발생액 모형을 이용하여 이익의 질(AQ)을 측정한다. 식 (6)은 Dechow and Dichev(2002)의 유동발생액 모형을 보여준다. 구체적으로 식 (6)을 산업-연도별로 적용하여 각 기업의 잔차를 측정하고, 측정된 잔차의 절대값을 계산한다.⁴⁾ 잔차의 절대값이 클수록 유동발생액의 현금전환가능성이 낮아 이익의 질이 낮다는 것을 의미하므로, 본 연구는 이익의 질(AQ)을 잔차의 절대값이 중위수보다 크면 1, 아니면 0의 값을 가지도록 한다. 따라서 이익의 질이 낮을수록 AQ는 1의 값을 가진다.

$$\Delta WC_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_{t-1} + \beta_2 CFO_t + \beta_3 CFO_{t+1} + \varepsilon_t \quad \text{식(6)}$$

ΔWC : 유동발생액/총자산

CFO_t : 영업활동으로 인한 현금흐름/총자산

노باط은과 이세용 2012; 정성환과 한승수 2011). 본 연구의 분석대상이 12월 결산법인이므로 선행연구와 유사하게 본 연구는 4월부터의 예측정보를 사용한다.

한편 선행연구들은 예측기간에 따라 결과가 다르게 나타날 가능성이 있어 예측기간을 다르게 하여 분석을 수행하였다 (곽수근과 박종일 2008; 노باط은과 이세용 2012; 정명과 이상철 2015). 이에 본 연구도 예측기간에 따른 차이를 확인하기 위해 2사분기(4월~6월), 2-3사분기(4월~9월), 2-4사분기(4월~12월)의 예측정보를 활용하여 분석을 수행하였다. 분석결과는 예측기간에 따라 차이를 보이지 않았다. 따라서 본 연구는 2사분기의 예측정보를 활용하여 분석한 결과만을 제시한다.

4) 산업-연도별로 기업이 10개 미만인 경우 해당 산업-연도에 속하는 기업을 표본에서 제외한다.

3. 연구모형

본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 정보비대칭에 미치는 영향을 살펴보기 위해 연구모형 (1)을 설정한다. 연구모형 (1)의 종속변수는 정보비대칭을 의미하는 변수들로 일별주식수익률의 변동성(STDRET), 비기대주식수익률의 변동성(UVARRET), 일별주식거래량의 변동성(STDVOL), 일별주식거래량(TURN), 비기대주식거래량(UTURN)이다. 또한 연구모형 (1)의 관심변수는 재무분석가의 현금흐름예측 활동을 나타내는 변수로써 재무분석가의 현금흐름예측치 제공여부를 의미하는 D_CFO, 현금흐름예측 빈도를 의미하는 N_CFO 및 현금흐름예측 비율을 의미하는 R_CFO이다. 재무분석가의 현금흐름예측 활동으로 인해 자본시장의 정보비대칭이 완화되었다면 D_CFO, N_CFO 및 R_CFO는 유의한 음(-)의 회귀계수를 보일 것으로 예상된다.

$$\begin{aligned} Info_Asy = & \alpha_0 + \alpha_1 Analyst_CFO + \alpha_2 SHARE + \alpha_3 GRW + \alpha_4 LEV + \alpha_5 ROA \quad \text{연구모형 (1)} \\ & + \alpha_6 TA + \alpha_7 IA + \alpha_8 OWN + \alpha_9 FOR + \alpha_{10} BIG4 + \alpha_{11} AGE + \alpha_{12} PRICE \\ & + \alpha_{13} MK + \sum YR + \sum IND + \varepsilon \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Info_Asy = & \alpha_0 + \alpha_1 Analyst_CFO + \alpha_2 AQ + \alpha_3 Analyst_CFO \times AQ + \alpha_4 SIZE \quad \text{연구모형 (2)} \\ & + \alpha_5 GRW + \alpha_6 LEV + \alpha_7 ROA + \alpha_8 TA + \alpha_9 IA + \alpha_{10} OWN + \alpha_{11} FOR \\ & + \alpha_{12} BIG4 + \alpha_{13} AGE + \alpha_{14} PRICE + \alpha_{15} MK + \sum YR + \sum IND + \varepsilon \end{aligned}$$

Info_Asy : 정보비대칭 측정치

STDRET : 일별주식수익률의 표준편차

UVARRET : 비기대주식수익률(일별주식수익률-일별시장주식수익률)의 표준편차

STDVOL : 일별주식거래량의 표준편차

TURN : 일별주식거래량의 평균

UTURN : 비기대주식거래량(일별주식거래량-일별시장주식거래량)의 평균

Analyst_CFO : 재무분석가의 현금흐름예측활동 측정치

D_CFO : 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하면 1, 아니면 0

N_CFO : 현금흐름예측 빈도(=Log(현금흐름예측치가 제공된 보고서 수+1))

R_CFO : 현금흐름예측 비율

(=현금흐름예측치가 제공된 보고서 수/이익예측치가 제공된 보고서 수)

AQ : Dechow and Dichev(2002) 모형에 의한 잔차의 절대값이 중위수 이상이면 1, 아니면 0

SHARE : 상장주식수의 자연로그 값

GRW : 총자산 성장률[=(당해 연도 총자산-직전년도 총자산) / 직전년도 총자산]

LEV : 부채비율(=부채/자산)

ROA : 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

TA : 유형자산(=유형자산 / 총자산)

IA : 무형자산(=무형자산 / 총자산)

OWN : 대주주지분율

| | |
|--------------|-----------------------------------|
| <i>FOR</i> | : 외국인지분율 |
| <i>BIG4</i> | : BIG4 감사인이면 1, 아니면 0 |
| <i>AGE</i> | : 상장기간의 자연로그 값 |
| <i>PRICE</i> | : 12월말 주가의 자연로그 값 |
| <i>MK</i> | : 유가증권시장 소속기업이면 1, 코스닥시장 소속기업이면 0 |

또한 본 연구는 이익의 질에 따른 재무분석가의 현금흐름활동과 정보비대칭 간의 관련성을 알아보기 위해 연구모형 (2)를 설정한다. 연구모형 (2)의 종속변수는 정보비대칭에 대한 다섯 가지 대용치들(STDRET, UVARRET, STDVOL, TURN, UTURN)이다. 연구모형 (2)의 관심변수는 재무분석가의 현금흐름예측 활동을 의미하는 변수들(D_CFO, N_CFO, R_CFO)과 이익의 질을 의미하는 AQ의 상호작용변수이다. 이 상호작용변수가 유의한 음(-)의 회귀계수를 보인다면 이익의 질이 낮을수록 재무분석가의 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간 음(-)의 관련성이 강화된다고 해석할 수 있다. 만약 상호작용변수가 유의한 양(+)의 회귀계수를 보인다면 이익의 질이 낮을수록 재무분석가의 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간 음(-)의 관련성이 약화된다는 것이다. 이는 이익의 질이 높을수록 재무분석가의 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간 음(-)의 관련성이 강화되는 것으로 이해할 수 있을 것이다.

정보비대칭은 여러 가지 요인에 의해 영향을 받으므로, 본 연구는 정보비대칭에 미치는 영향을 통제하기 위해 선행연구를 참조하여 연구모형에 통제변수를 포함한다(Comprix et al. 2011; Ecker et al. 2006; 안윤영 등 2005; 이윤경과 고종권 2013; 장석진과 이명곤 2013; 정우성 2000; 조중석과 조문희 2010). SHARE는 기업규모를 통제하기 위해 연구모형에 포함된다. 기업규모가 클수록 이해관계자가 많고 정보에 대한 수요가 증가하므로 경영자는 이해관계자의 정보요구를 충족시키기 위해 많은 정보를 시장에 제공할 가능성이 높다. 즉, 기업규모가 클수록 정보비대칭이 감소할 것으로 예상된다. GRW는 성장성을 통제하기 위한 변수이다. 성장하는 기업일수록 경쟁력을 위해 자본시장에 많은 정보를 제공하지 않을 가능성이 높다. 이에 따라 GRW는 양(+)의 회귀계수를 보일 것으로 기대된다. LEV는 부채비율을 의미하며, 기업의 재무적 위험을 통제하기 위해 연구모형에 추가한다. 재무적 위험이 높을수록 기업이 정보공개를 꺼리게 되어 정보비대칭이 심화될 수 있다. 따라서 LEV의 회귀계수는 양(+)의 값을 보일 것이다. 또한 본 연구는 수익성을 통제하기 위해 ROA를 연구모형에 포함한다. 성과가 좋은 기업일수록 성과에 대한 정보(Good News)를 자본시장에 제공할 유인이 높으므로 정보비대칭이 완화될 것이다. 그러므로 ROA는 음(-)의 회귀계수가 나타날 것으로 판단된다.

선행연구에 따라 본 연구는 유형자산(TA)과 무형자산(IA)을 통제변수로 포함한다. 자본시장참여자들은 무형자산이 많을수록 기업에 대한 불확실성이 더 크다고 인식할 것이다.

이에 따라 무형자산이 많을수록 정보비대칭이 심화될 것으로 예상되며, 유형자산이 많을수록 정보비대칭이 완화될 것으로 기대된다. 대주주와 외국인 투자자는 경영자의 기회주의적인 행동을 감시하는 주체로 알려져 있으며, 각각 대리인 관점과 투자자 관점에서 경영자에게 정보를 적극적으로 요구할 가능성이 높다. 이들의 요구에 따라 정보가 공개된다면 정보비대칭이 감소될 것으로 예상할 수 있다. 따라서 대주주지분율(OWN)과 외국인 지분율(FOR)이 높을수록 정보비대칭이 완화될 것으로 기대된다. 감사인규모를 의미하는 BIG4는 감사품질에 따른 영향을 고려하기 위해 연구모형에 포함한다. 또한 상장기간과 주가가 정보비대칭에 미치는 영향을 통제하기 위해 상장기간을 나타내는 AGE와 기말 주가를 나타내는 PRICE를 연구모형에 추가한다. 기업이 상장된 시장에 따라 정보비대칭에 차이가 존재할 수 있기 때문에 상장시장을 의미하는 MK를 통제변수로 포함한다. 마지막으로 산업/연도별 차이가 연구결과에 미치는 영향을 고려하기 위해 산업더미와 연도더미를 모형에 포함한다.

4. 표본선정

본 연구의 분석기간은 2005년부터 2013년까지이며, 분석대상은 유가증권시장과 코스닥 시장에 상장된 기업 중 재무분석가의 연간 이익예측치가 존재하는 기업이다. 금융업과 비금융업의 기업은 재무제표의 특성이 상이하어 비교, 분석하기 어렵기 때문에 본 연구는 금융업종에 속하는 기업을 제외한다. 결산월에 따른 차이가 분석결과에 영향을 미칠 수 있어 표본을 결산월이 12월인 기업으로 제한한다.

<표 1> 표본선정과정

| 표본선정기준 | 표본수 |
|---|-------|
| 2005년부터 2013년도까지 재무분석가의 연간 이익예측치가 존재하는 기업 | 3,542 |
| 금융업종에 속하는 기업 | (40) |
| 결산일이 12월말이 아닌 기업 | (69) |
| 재무자료 및 주가자료를 입수할 수 없는 기업 | (5) |
| 자기자본이 음(-)인 기업 | (2) |
| 이익의 질(AQ)를 측정할 수 없는 기업 | (702) |
| 최종표본 | 2,724 |

또한 본 연구는 연구모형의 변수를 측정하기 위한 재무자료와 주가자료를 입수할 수 없는 기업을 제거하였고, 자본잠식에 따른 영향을 완화하기 위해 자기자본이 음(-)인 기업을 제외한다. 마지막으로 이익의 질(AQ)을 측정할 수 없는 기업이 제외된다. 이러한 과정을

통해 최종적으로 선정된 표본은 총 2,724개이다. <표 1>은 표본선정과정을 보여준다. 본 연구는 분석에 필요한 재무자료를 KIS-VALUE와 TS-2000에서 추출하여 분석에 사용하며, FN-Guide에서 제공하는 주가자료 및 재무분석가의 보고서(예측정보)를 이용하여 분석한다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량 및 상관관계분석

가. 기술통계량

<표 2>는 분석에 사용된 변수들의 기술통계량을 보여주고 있다. 본 연구는 극단치의 영향을 줄이기 위해 변수들의 상위 1%와 하위 1%를 벗어나는 경우 각각 상위 1%의 값과 하위 1%의 값으로 조정하였다. <표 2>를 살펴보면 일별주식수익률의 변동성을 의미하는 STDRET는 평균(중위수)이 0.0305(0.0288)로 나타나고 있으며, 비기대주식수익률의 변동성을 의미하는 UVARRET는 평균(중위수)이 0.0273(0.0260)으로 나타나고 있다. 한편 일별주식거래량의 변동성을 나타내는 STDVOL의 평균과 중위수는 각각 0.0144와 0.0080임을 알 수 있다. 주식거래량을 의미하는 TURN은 평균(중위수)이 0.0125(0.0083)의 값을 보이고 있다. 비기대주식거래량을 의미하는 UTURN은 평균(중위수)이 -0.0072(-0.0102)로 나타났다.

현금흐름예측치 제공여부를 나타내는 D_CFO의 평균은 0.6116으로 나타나 재무분석가가 이익예측치를 제공하는 기업 중 약 61.16% 기업에 대하여 현금흐름예측치를 추가적으로 제공하고 있음을 의미한다. 현금흐름예측 빈도를 나타내는 N_CFO의 평균은 1.2027의 값을 보이고 있다. R_CFO는 현금흐름예측 비율을 나타내는 변수로 평균이 0.3262로 나타나고 있다. 이는 이익예측치가 포함된 재무분석가의 보고서 중 약 32.62%에 현금흐름예측치가 포함되어 있다는 것을 의미한다. 이익의 질을 나타내는 AQ의 평균은 0.4985이다.

통제변수들을 살펴보면 상장주식수를 의미하는 SHARE는 평균이 16.6305로 나타나고 있으며, 총자산 성장률을 의미하는 GRW는 평균이 0.1457의 값을 보여주고 있다. 부채 비율을 나타내는 LEV와 총자산이익률을 나타내는 ROA는 평균이 각각 0.4086과 0.0643의 값으로 나타났다. 유형자산(TA)과 무형자산(IA)은 평균(중위수)이 각각 0.2285(0.2184)와 0.0186(0.0024)으로 나타나고 있다. 대주주지분율(OWN)은 평균이 0.3865이며, 외국인 지분율(FOR)은 평균이 0.1205이다.

<표 2> 기술통계량(n=2,724)

| 변수 | MEAN | STD | MIN | p25 | MEDIAN | p75 | MAX |
|---------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| STDRET | 0.0305 | 0.0098 | 0.0104 | 0.0234 | 0.0288 | 0.0362 | 0.0759 |
| UVARRET | 0.0273 | 0.0080 | 0.0105 | 0.0216 | 0.0260 | 0.0319 | 0.0743 |
| STDVOL | 0.0144 | 0.0197 | 0.0004 | 0.0039 | 0.0080 | 0.0165 | 0.2205 |
| TURN | 0.0125 | 0.0142 | 0.0003 | 0.0044 | 0.0083 | 0.0150 | 0.1573 |
| UTURN | -0.0072 | 0.0145 | -0.0297 | -0.0150 | -0.0102 | -0.0038 | 0.1323 |
| D_CFO | 0.6116 | 0.4875 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| N_CFO | 1.2027 | 1.2614 | 0 | 0 | 0.6931 | 2.1972 | 4.6728 |
| R_CFO | 0.3262 | 0.3335 | 0 | 0 | 0.2821 | 0.5556 | 1 |
| AQ | 0.4985 | 0.5001 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| SHARE | 16.6305 | 0.9905 | 13.9108 | 16.0083 | 16.4682 | 17.1542 | 19.8203 |
| GRW | 0.1457 | 0.3727 | -0.9026 | -0.0218 | 0.0885 | 0.2361 | 4.3972 |
| LEV | 0.4086 | 0.1895 | 0.0349 | 0.2549 | 0.4076 | 0.5586 | 0.9049 |
| ROA | 0.0643 | 0.0903 | -1.0470 | 0.0197 | 0.0617 | 0.1117 | 0.4011 |
| TA | 0.2285 | 0.1919 | 0.0000 | 0.0266 | 0.2184 | 0.3676 | 0.7951 |
| IA | 0.0186 | 0.0416 | -0.0614 | 0.0000 | 0.0024 | 0.0157 | 0.3523 |
| OWN | 0.3865 | 0.1400 | 0.0285 | 0.2908 | 0.3720 | 0.4768 | 0.8731 |
| FOR | 0.1205 | 0.1428 | 0.0000 | 0.0116 | 0.0644 | 0.1809 | 0.8921 |
| BIG4 | 0.7140 | 0.4520 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| AGE | 2.2769 | 0.8814 | 0.6931 | 1.6094 | 2.3026 | 2.9957 | 4.0604 |
| PRICE | 9.5285 | 1.3387 | 6.0981 | 8.5698 | 9.3588 | 10.3247 | 13.8662 |
| MK | 0.5029 | 0.5001 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |

1) 변수설명

- STDRET: 일별주식수익률의 표준편차
- UVARRET : 비기대주식수익률(일별주식수익률-일별시장주식수익률)의 표준편차
- STDVOL : 일별주식거래량의 표준편차
- TURN : 일별주식거래량의 평균
- UTURN : 비기대주식거래량(일별주식거래량-일별시장주식거래량)의 평균
- D_CFO : 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하면 1, 아니면 0
- N_CFO : 현금흐름예측 빈도(=Log(현금흐름예측치가 제공된 보고서 수+1))
- R_CFO : 현금흐름예측 비율(=현금흐름예측치가 제공된 보고서 수/이익예측치가 제공된 보고서 수)
- AQ : Dechow and Dichev(2002) 모형에 의한 잔차의 절대값이 중위수 이상이면 1, 아니면 0
- SHARE : 상장주식수의 자연로그 값
- GRW : 총자산 성장률[= (당해 연도 총자산-직전년도 총자산) / 직전년도 총자산]
- LEV : 부채비율(=부채/자산)
- ROA : 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)
- TA : 유형자산(=유형자산 / 총자산)
- IA : 무형자산(=무형자산 / 총자산)
- OWN : 대주주지분율
- FOR : 외국인지분율
- BIG4 : BIG4 감사인이면 1, 아니면 0
- AGE : 상장기간의 자연로그 값
- PRICE : 12월말 주가의 자연로그 값
- MK : 유가증권시장 소속기업이면 1, 코스닥시장 소속기업이면 0

감사인규모를 나타내고 있는 BIG4는 평균이 0.7140으로 나타남으로써 재무분석가가 이익 예측치를 제공하는 기업 중 약 71.40%가 BIG4감사인에게 감사받고 있음을 알 수 있다. 또한 AGE는 평균이 2.2769로 나타났다. 기말주가(PRICE)는 평균이 9.5285로 나타나고 있다. MK의 평균은 0.5029로 나타나 유가증권시장에 상장된 표본이 전체표본의 약 50.29%임을 보여주고 있다.

<표 3> 현금흐름예측치 제공여부에 따른 정보비대칭의 차이검증 결과

| 변수 | 현금흐름예측치 미제공 (n=1,058) | | 현금흐름예측치 제공 (n=1,666) | | T-test 검정통계량 | Wilcoxon 검정통계량 |
|---------|-----------------------|---------|----------------------|---------|-----------------|-------------------|
| | 평균 | 중위수 | 평균 | 중위수 | | |
| STDRET | 0.0325 | 0.0312 | 0.0292 | 0.0276 | 8.41 *** | 8.67 *** |
| UVARRET | 0.0293 | 0.0279 | 0.0261 | 0.0250 | 9.84 *** | 9.19 *** |
| STDVOL | 0.0217 | 0.0121 | 0.0098 | 0.0062 | 13.50 *** | 15.53 *** |
| TURN | 0.0161 | 0.0101 | 0.0103 | 0.0075 | 9.22 *** | 7.66 *** |
| UTURN | -0.0029 | -0.0081 | -0.0100 | -0.0116 | 11.30 *** | 11.37 *** |

1) 변수설명은 <표 2>와 같음.

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

<표 3>은 현금흐름예측치 제공여부에 따라 정보비대칭 변수들이 차이를 보이는지를 살펴본 결과이다. <표 3>을 살펴보면 STDRET는 현금흐름예측치가 제공되지 않은 기업의 평균이 0.0325, 현금흐름예측치가 제공된 기업이 0.0292로 나타났으며 1% 이하 수준에서 유의하게 현금흐름예측치가 제공된 기업의 정보비대칭이 더 작다는 것을 보여주고 있다. 또한 다른 정보비대칭 변수들(UVARRET, STDVOL, TURN, UTURN)에서도 모두 현금흐름 예측치가 제공된 기업의 정보비대칭이 더 작은 것으로 나타났다.

나. 상관관계분석

<표 4>는 본 연구에서 사용한 변수들 간의 상관관계분석결과를 보여주고 있다. 정보비대칭의 대용치인 STDRET, UVARRET, STDVOL, TURN 및 UTURN 간의 상관계수는 모두 유의한 양(+)의 값이 나타나고 있다. 또한 현금흐름예측 활동을 나타내는 D_CFO, N_CFO 및 R_CFO 간의 상관계수도 모두 유의한 양(+)의 값을 보여주고 있다. 현금흐름 예측 활동과 정보비대칭 간의 상관관계를 살펴보면 현금흐름예측치 제공여부를 나타내는 D_CFO와 정보비대칭 대용치들은 모두 유의한 음(-)의 상관관계가 나타났다. 이는 단편적으로 현금흐름예측치가 제공될 경우 정보비대칭이 완화된다는 것을 의미한다. 이와 유사하게 현금흐름예측 빈도(N_CFO)와 현금흐름예측 비율(R_CFO)은 정보비대칭 대용치들과의

상관계수가 모두 유의한 음(-)의 값을 보임으로써 현금흐름예측 빈도가 증가할수록, 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 나타낸다. 이러한 결과들은 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 많을수록 정보비대칭이 감소된다는 것을 시사한다. 이익의 질을 나타내는 AQ와 정보비대칭 대응치들 간의 상관관계는 모두 양(+)의 상관관계가 나타나고 있다. 이와 같은 상관관계는 이익의 질이 낮을수록 정보비대칭이 증가한다는 것을 나타내는 것으로 선행연구들과 일관된 결과이다(장석오 2007; 조중석과 조문희 2010).

정보비대칭 대응치들과 통제변수들 간의 상관관계는 유사하게 나타나고 있다. 대표적으로 UVARRET를 살펴보면 UVARRET와 SHARE 간의 상관관계는 음(-)의 상관관계가 나타났다. 이를 통해 기업규모가 클수록 정보비대칭이 완화되는 것을 알 수 있다. GRW 및 LEV는 UVARRET와 양(+)의 상관계수를 보임으로써 성장률이 높고 부채비율이 클수록 정보비대칭이 심화된다는 것을 나타낸다. 한편 ROA는 UVARRET와 음(-)의 관계를 보임으로써 기업의 성과가 높을 경우 정보비대칭이 완화된다는 것을 보여준다. 무형자산(IA)과 UVARRET의 상관계수는 양(+)의 값으로 유의하게 나타나고 있다. 대주주지분율(OWN)과 외국인지분율(FOR)은 모두 UVARRET와 음(-)의 상관관계가 나타나고 있어 대주주지분율과 외국인지분율이 높을수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 보여준다. BIG4와 UVARRET의 상관계수는 음(-)의 값으로 유의하게 나타남으로써 BIG4감사인에게 감사받을수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 보여주고 있다. 또한 UVARRET는 AGE, PRICE, MK와 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 이는 상장기간이 길수록 주가가 클수록 유가증권시장에 상장될수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 의미한다.

<표 4> 상관관계 분석결과(n=2,724)

| | STDRET | UVARRET | STDVOL | TURN | UTURN | UTURN_D_CFO | N_CFO | N_CFO_R_CFO | AQ | SHARE | GRW | LEV | ROA | TA | IA | OMN | FOR | BIG4 | AGE | PRICE | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|-------------|----------|-------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|---------|---------|---------|---------|--|--|
| UVARRET | 0.95*** | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| STDVOL | 0.55*** | 0.62*** | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| TURN | 0.58*** | 0.64*** | 0.92*** | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| UTURN | 0.52 | 0.56*** | 0.87*** | 0.94*** | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| D_CFO | -0.17*** | -0.20*** | -0.29*** | -0.20*** | -0.24*** | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| N_CFO | -0.19*** | -0.21*** | -0.27*** | -0.18*** | -0.27*** | 0.76*** | | | | | | | | | | | | | | | | |
| R_CFO | -0.12 | -0.14*** | -0.21*** | -0.16*** | -0.25*** | 0.78*** | 0.64*** | | | | | | | | | | | | | | | |
| AQ | 0.12 | 0.12*** | 0.06*** | 0.09*** | 0.09*** | 0.01 | -0.02 | 0.01 | | | | | | | | | | | | | | |
| SHARE | -0.02 | -0.07*** | -0.10*** | -0.01 | 0.01 | 0.26*** | 0.35*** | 0.06*** | 0.00 | | | | | | | | | | | | | |
| GRW | 0.13*** | 0.14*** | 0.10*** | 0.13*** | 0.15*** | -0.08*** | -0.09*** | -0.12*** | 0.08*** | -0.03* | | | | | | | | | | | | |
| LEV | 0.10*** | 0.08*** | -0.05** | -0.01 | 0.00 | 0.09*** | 0.06*** | 0.02 | 0.06*** | 0.28*** | 0.07*** | | | | | | | | | | | |
| ROA | -0.11*** | -0.10*** | -0.03 | -0.01 | -0.03 | 0.03* | 0.08** | -0.01 | 0.04** | -0.10** | 0.29*** | -0.37*** | | | | | | | | | | |
| TA | 0.08*** | 0.06*** | 0.00 | -0.01 | -0.13*** | 0.04** | 0.15*** | 0.12*** | -0.04** | -0.08*** | 0.00 | 0.06*** | -0.03* | | | | | | | | | |
| IA | 0.19*** | 0.20*** | 0.21*** | 0.19*** | 0.16*** | -0.14*** | -0.12*** | -0.08*** | 0.01 | -0.08*** | 0.09*** | -0.12*** | -0.04** | -0.01 | | | | | | | | |
| OMN | -0.09 | -0.08*** | -0.16*** | -0.24*** | -0.22*** | -0.07*** | -0.15*** | -0.02 | -0.01 | -0.08** | -0.03 | -0.04** | 0.03 | 0.04** | -0.14*** | | | | | | | |
| FOR | -0.24*** | -0.22*** | -0.29*** | -0.25*** | -0.26*** | 0.36*** | 0.49*** | 0.23*** | -0.02 | 0.26*** | -0.07*** | -0.05*** | 0.12*** | -0.06*** | -0.15*** | -0.12*** | | | | | | |
| BIG4 | -0.15*** | -0.17*** | -0.19*** | -0.16*** | -0.15*** | 0.24*** | 0.27*** | 0.14*** | -0.01 | 0.24*** | -0.10*** | 0.08*** | -0.05*** | -0.03* | -0.13*** | 0.03 | 0.25*** | | | | | |
| AGE | -0.19*** | -0.22*** | -0.24*** | -0.20*** | -0.19*** | 0.27*** | 0.28*** | 0.18*** | -0.07*** | 0.28*** | -0.10*** | 0.22*** | -0.12*** | 0.02 | -0.22*** | -0.05*** | 0.28*** | 0.23*** | | | | |
| PRICE | -0.36*** | -0.33*** | -0.36*** | -0.26*** | -0.24*** | 0.41*** | 0.48*** | 0.19*** | -0.02 | 0.06*** | -0.02 | 0.01 | 0.19*** | -0.12*** | -0.20*** | -0.02 | 0.51*** | 0.28*** | 0.37*** | | | |
| MK | -0.31** | -0.32*** | -0.37*** | -0.35*** | -0.35*** | 0.35*** | 0.39*** | 0.22*** | 0.00 | 0.31*** | -0.14*** | 0.23*** | -0.08*** | 0.03 | -0.29*** | 0.10*** | 0.39*** | 0.34*** | 0.59*** | 0.48*** | | |

1) 변수명은 <표 2>와 같음.

2) 상관계수의 값은 Pearson 상관계수임.

3) ** , *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

2. 회귀분석

가. 가설 1의 검증

<표 5>는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공여부가 정보비대칭에 영향을 미치는지 분석한 결과를 제시한다. <표 5>의 첫 번째 열은 종속변수로 STDRET을 사용한 회귀분석 결과이다. 현금흐름예측치 제공여부를 의미하는 D_CFO의 계수는 음(-)의 값을 보이고 있으며, 1% 수준에서 유의하게 나타났다. 이는 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공한 경우에 이익예측치만 제공하는 경우보다 정보비대칭이 낮다는 것을 의미하며, 재무분석가가 현금흐름예측치를 통해 유용한 정보를 자본시장참여자들에게 전달한다는 것을 보여주는 결과이다.

<표 5> 회귀분석결과(n=2,724)

| 종속변수 | | STDRET | | UVARRET | | STDVOL | | TURN | | UTURN | |
|-------------------|-------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|-----------|---------|-----------|
| 변수 | 기대 부호 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 |
| 절편 | | 0.0231 | 7.28*** | 0.0265 | 9.24*** | 0.0442 | 5.59*** | 0.0060 | 1.04 | -0.0243 | -4.23*** |
| D_CFO | - | -0.0011 | -3.50*** | -0.0015 | -5.10*** | -0.0057 | -7.03*** | -0.0026 | -4.44*** | -0.0026 | -4.44*** |
| SHARE | - | 0.0007 | 4.10*** | 0.0002 | 1.65* | 0.0009 | 2.14** | 0.0017 | 5.66*** | 0.0017 | 5.67*** |
| GRW | + | 0.0020 | 5.09*** | 0.0020 | 5.70*** | 0.0030 | 3.13*** | 0.0031 | 4.38*** | 0.0031 | 4.38*** |
| LEV | + | 0.0069 | 7.97*** | 0.0062 | 7.91*** | 0.0012 | 0.56 | 0.0026 | 1.66* | 0.0026 | 1.66* |
| ROA | - | -0.0066 | -3.77*** | -0.0072 | -4.52*** | -0.0040 | -0.92 | -0.0019 | -0.59 | -0.0019 | -0.59 |
| TA | - | -0.0022 | -2.49** | -0.0017 | -2.09** | -0.0058 | -2.66*** | -0.0038 | -2.40** | -0.0038 | -2.40** |
| IA | + | 0.0053 | 1.48 | 0.0062 | 1.91* | 0.0158 | 1.78* | 0.0060 | 0.92 | 0.0060 | 0.92 |
| OWN | - | -0.0029 | -2.76*** | -0.0012 | -1.28 | -0.0217 | -8.38*** | -0.0211 | -11.21*** | -0.0211 | -11.21*** |
| FOR | - | -0.0054 | -4.56*** | -0.0016 | -1.51 | -0.0137 | -4.62*** | -0.0140 | -6.49*** | -0.0140 | -6.49*** |
| BIG4 | - | -0.0009 | -2.65*** | -0.0009 | -3.01*** | -0.0018 | -2.18** | -0.0010 | -1.75* | -0.0010 | -1.75* |
| AGE | - | -0.0004 | -2.10** | -0.0005 | -2.78*** | -0.0006 | -1.28 | -0.0003 | -0.70 | -0.0003 | -0.70 |
| PRICE | - | -0.0002 | -1.62 | -0.0001 | -0.70 | -0.0022 | -5.95*** | -0.0004 | -1.38 | -0.0004 | -1.38 |
| MK | - | -0.0042 | -9.77*** | -0.0036 | -9.19*** | -0.0053 | -4.93*** | -0.0053 | -6.77*** | -0.0053 | -6.77*** |
| 수정 R ² | | 0.5192 | | 0.4027 | | 0.2580 | | 0.2439 | | 0.2792 | |
| 연도더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |
| 산업더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |

1) 변수설명은 <표 2>와 같음.

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

<표 5>의 두 번째 열은 종속변수로 UVARRET를 사용한 결과로 D_CFO의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 보여준다. 이 결과는 재무분석가가 현금흐름예측치를 추가적으로 제공할 경우 정보비대칭이 완화될 수 있다는 것을 나타낸다. <표 5>의 세 번째 열은 종속변수가 STDVOL인 경우의 결과이다. 이때 D_CFO는 유의한 음(-)의 회귀계수가 나타나고 있다. 또한 종속변수로 TURN과 UTURN을 사용한 결과는 <표 5>의 네 번째와 다섯 번째 열에 제시하고 있다. D_CFO의 회귀계수는 음(-)의 값을 보임으로써 현금흐름예측치의 제공이 정보비대칭을 완화시킨다는 것을 보여주고 있다. 따라서 <표 5>는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공이 정보비대칭을 완화시킨다는 것을 보여주는 결과이며, 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공함으로써 자본시장의 정보비대칭을 완화시키는 역할을 수행하고 있음을 시사한다.

각각의 정보비대칭의 대응치에 대한 통제변수들의 결과는 유사하게 나타나고 있다. 구체적으로 SHARE는 유의한 양(+)의 회귀계수 값을 보여주고 있다. 이는 기업규모가 클수록 정보비대칭이 심화된다는 것을 의미하며, 선행연구에서 기업규모에 대해 일관된 결과가 나타나지 못하는 상황에서 Rohers et al.(2009)과 같이 기업규모가 클수록 정보비대칭이 심화된다는 논리를 지지하는 결과이다. GRW와 LEV는 기대했던 대로 양(+)의 회귀계수 값이 나타남으로써 성장률 및 부채비율이 높을수록 정보비대칭이 증가한다는 것을 의미한다. ROA는 정보비대칭과 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타나 기업의 성과가 좋을수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 나타낸다. 또한 유형자산(TA)과 무형자산(IA)은 각각 음(-)의 회귀계수와 양(+)의 회귀계수를 보임으로써 유형자산이 많을수록 정보비대칭이 감소하고 무형자산이 많을수록 정보비대칭이 증가한다는 것을 의미한다.

<표 6> 회귀분석결과(n=2,724)

| 종속변수 | | STDRET | | UVARRET | | STDVOL | | TURN | | UTURN | |
|-------------------|-------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|-----------|---------|-----------|
| 변수 | 기대 부호 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 |
| 절편 | | 0.0198 | 5.86*** | 0.0232 | 7.56*** | 0.0389 | 4.58*** | 0.0018 | 0.30 | -0.0285 | -4.63*** |
| N_CFO | - | -0.0007 | -4.13*** | -0.0008 | -5.27*** | -0.0021 | -5.16*** | -0.0012 | -3.93*** | -0.0012 | -3.93*** |
| SHARE | - | 0.0008 | 4.80*** | 0.0004 | 2.64*** | 0.0012 | 2.74*** | 0.0019 | 6.05*** | 0.0019 | 6.06*** |
| GRW | + | 0.0019 | 5.00*** | 0.0020 | 5.61*** | 0.0030 | 3.12*** | 0.0031 | 4.34*** | 0.0031 | 4.34*** |
| LEV | + | 0.0068 | 7.83*** | 0.0061 | 7.71*** | 0.0007 | 0.30 | 0.0024 | 1.49 | 0.0024 | 1.49 |
| ROA | - | -0.0065 | -3.73*** | -0.0071 | -4.47*** | -0.0038 | -0.86 | -0.0018 | -0.55 | -0.0018 | -0.55 |
| TA | - | -0.0018 | -2.04** | -0.0012 | -1.53 | -0.0047 | -2.14** | -0.0032 | -1.99** | -0.0032 | -1.99** |
| IA | + | 0.0052 | 1.47 | 0.0062 | 1.91* | 0.0162 | 1.82* | 0.0061 | 0.94 | 0.0061 | 0.94 |
| OWN | - | -0.0033 | -3.13*** | -0.0017 | -1.75* | -0.0228 | -8.72*** | -0.0217 | -11.48*** | -0.0217 | -11.48*** |
| FOR | - | -0.0050 | -4.17*** | -0.0012 | -1.08 | -0.0128 | -4.26*** | -0.0134 | -6.16*** | -0.0134 | -6.16*** |
| BIG4 | - | -0.0009 | -2.65*** | -0.0009 | -3.05*** | -0.0019 | -2.34** | -0.0011 | -1.81* | -0.0011 | -1.81* |
| AGE | - | -0.0005 | -2.27** | -0.0005 | -3.01*** | -0.0008 | -1.56 | -0.0003 | -0.90 | -0.0003 | -0.90 |
| PRICE | - | -0.0001 | -0.69 | 0.0000 | 0.22 | -0.0021 | -5.29*** | -0.0002 | -0.82 | -0.0002 | -0.82 |
| MK | - | -0.0042 | -9.77*** | -0.0036 | -9.20*** | -0.0053 | -4.93*** | -0.0053 | -6.78*** | -0.0053 | -6.78*** |
| 수정 R ² | | 0.5201 | | 0.4031 | | 0.2517 | | 0.2427 | | 0.2781 | |
| 연도더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |
| 산업더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |

1) 변수설명은 <표 2>와 같음.

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

또한 대주주지분율(OWN)과 외국인지분율(FOR)은 모두 음(-)의 회귀계수 값이 나타나고 있다. 이는 대주주지분율과 외국인지분율이 많을수록 대주주와 외국인주주의 적극적인 정보요구로 인해 경영자가 정보를 제공하여 정보비대칭이 완화된다는 것을 지지한다. BIG4의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 즉, BIG4감사인에게 감사받을수록 정보비대칭이 감소된다는 것을 알 수 있다. AGE는 음(-)의 회귀계수를 보임으로써 상장 기간이 길수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 의미한다. 음(-)의 회귀계수를 보이는 MK는 유가증권시장에 상장될수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 시사한다.

<표 6>은 관심변수로 현금흐름예측 빈도(N_CFO)를 이용하여 분석한 결과를 보여준다. <표 6>의 첫 번째 열은 종속변수가 STDRET인 결과로써 N_CFO의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 알려준다. 이는 현금흐름예측 빈도가 증가할수록 자본시장의 정보비대칭이

완화된다는 것을 의미한다. <표 6>의 두 번째 열은 N_CFO와 UVARRET 간에 유의한 음(-)의 관련성을 보고하고 있어 현금흐름예측 빈도가 증가할수록 정보비대칭이 감소된다는 것을 나타낸다. 또한 N_CFO가 증가할수록 STDVOL이 감소된다는 세 번째 열의 결과를 통해 현금흐름예측 빈도가 증가할수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 알 수 있다. 종속변수가 TURN과 UTURN인 경우 N_CFO는 모두 유의한(-)의 회귀계수가 나타나고 있다. 따라서 <표 6>은 제공되는 현금흐름예측 빈도가 증가할수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 보여주는 결과이다.

<표 7> 회귀분석결과(n=2,724)

| 종속변수 | | STDRET | | UVARRET | | STDVOL | | TURN | | UTURN | |
|-------------------|-------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|-----------|---------|-----------|
| 변수 | 기대 부호 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 |
| 절편 | | 0.0257 | 8.35*** | 0.0300 | 10.74*** | 0.0574 | 7.46*** | 0.0121 | 2.16** | -0.0182 | -3.25*** |
| R_CFO | - | -0.0015 | -3.35*** | -0.0018 | -4.47*** | -0.0069 | -6.23*** | -0.0035 | -4.39*** | -0.0035 | -4.39*** |
| SHARE | - | 0.0006 | 3.56*** | 0.0001 | 0.80 | 0.0004 | 0.97 | 0.0015 | 4.99*** | 0.0015 | 4.99*** |
| GRW | + | 0.0020 | 5.05*** | 0.0020 | 5.66*** | 0.0030 | 3.08*** | 0.0031 | 4.32*** | 0.0031 | 4.32*** |
| LEV | + | 0.0068 | 7.84*** | 0.0061 | 7.72*** | 0.0007 | 0.31 | 0.0024 | 1.49 | 0.0024 | 1.49 |
| ROA | - | -0.0068 | -3.87*** | -0.0074 | -4.65*** | -0.0048 | -1.10 | -0.0023 | -0.72 | -0.0023 | -0.72 |
| TA | - | -0.0022 | -2.53** | -0.0017 | -2.16** | -0.0060 | -2.76*** | -0.0039 | -2.46** | -0.0039 | -2.46** |
| IA | + | 0.0054 | 1.53 | 0.0064 | 1.98** | 0.0167 | 1.87* | 0.0064 | 0.98 | 0.0064 | 0.98 |
| OWN | - | -0.0027 | -2.64*** | -0.0010 | -1.11 | -0.0210 | -8.12*** | -0.0208 | -11.06*** | -0.0208 | -11.06*** |
| FOR | - | -0.0054 | -4.55*** | -0.0016 | -1.52 | -0.0137 | -4.62*** | -0.0139 | -6.47*** | -0.0139 | -6.47*** |
| BIG4 | - | -0.0009 | -2.70*** | -0.0009 | -3.11*** | -0.0019 | -2.31** | -0.0011 | -1.81* | -0.0011 | -1.81* |
| AGE | - | -0.0004 | -1.98** | -0.0005 | -2.63*** | -0.0005 | -1.08 | -0.0002 | -0.55 | -0.0002 | -0.55 |
| PRICE | - | -0.0004 | -2.45** | -0.0002 | -1.88* | -0.0028 | -7.77*** | -0.0006 | -2.38** | -0.0006 | -2.38** |
| MK | - | -0.0042 | -9.72*** | -0.0036 | -9.13*** | -0.0052 | -4.84*** | -0.0053 | -6.71*** | -0.0053 | -6.71*** |
| 수정 R ² | | 0.5190 | | 0.4014 | | 0.2550 | | 0.2437 | | 0.2791 | |
| 연도더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |
| 산업더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |

- 1) 변수설명은 <표 2>와 같음.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

현금흐름예측 비율을 이용하여 분석한 결과는 <표 7>에 제시한다. <표 7>의 결과는 <표 6>과 유사하게 나타나고 있다. 구체적으로 종속변수가 STDRET인 경우 R_CFO는

유의한 음(-)의 회귀계수를 보여주고 있으며, 종속변수가 UVARRET인 경우 R_CFO는 유의한 음(-)의 회귀계수 값을 나타내고 있다. 이러한 결과는 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 의미한다. 즉, 이익예측치가 제공되는 보고서 중 현금흐름예측치가 제공되는 보고서가 많을수록 정보비대칭이 완화된다는 것으로 해석할 수 있다. 종속변수로 STDVOL, TURN, UTURN을 사용한 결과에서도 R_CFO의 회귀계수는 모두 유의한 음(-)의 값을 보여주고 있어 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 감소된다는 것을 나타낸다. 따라서 <표 7>의 결과를 통해 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 알 수 있다.

이상의 결과를 종합하면, <표 5>는 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 경우 정보비대칭이 감소된다는 결과를 보여준다. <표 6>은 재무분석가의 현금흐름예측 빈도가 증가할수록 정보비대칭이 완화된다는 결과를 보여주고 있다. 또한 <표 7>은 재무분석가의 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 완화됨을 알려준다. 따라서 본 연구의 결과는 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 많을수록 정보비대칭이 완화된다는 본 연구의 가설 1을 지지한다. 즉, 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할수록 정보비대칭이 감소된다는 것을 의미한다. 이러한 결과를 통해 재무분석가가 현금흐름예측치를 통해 자본시장참여자들에게 유용한 정보를 전달하고 있으며, 이로 인해 정보비대칭이 완화된다는 것을 알 수 있다.⁵⁾

나. 가설 2의 검증

<표 8>은 재무분석가의 현금흐름예측치 제공여부(D_CFO)가 정보비대칭에 미치는 영향이 이익의 질에 따라 다르게 나타나는지를 살펴본 결과이다. <표 8>에서 D_CFO는 이익의 질이 높은 경우 현금흐름예측치 제공이 정보비대칭에 미치는 영향을 나타낸다. D_CFO의 결과를 보면 종속변수가 STDRET, UVARRET, STDVOL인 경우 D_CFO는 유의한 음(-)의 회귀계수를 보여주고 있다. 한편 종속변수가 TURN, UTURN인 경우 D_CFO는 음(-)의 회귀계수를 보여주고 있으나, 유의하게 나타나지 않았다. 이는 이익의 질이 높은 경우에 현금흐름예측치가 제공될수록 정보비대칭이 감소된다는 것으로 해석할 수 있다. 이익의 질을 의미하는 AQ는 모든 정보비대칭의 대응치에 대하여 유의한 양(+)의 회귀계수 값이 나타남으로써 선행연구와 일관되게 이익의 질이 낮을수록 정보비대칭이 심화된다는 결과를 보여준다.

관심변수인 D_CFO와 AQ의 상호작용변수를 살펴보면 D_CFO와 AQ의 상호작용변수는

5) 본 연구의 회귀분석에서 사용된 모든 독립변수들의 분산팽창지수(VIF)는 3.66을 초과하지 않아 다중공선성으로 인한 문제가 심각하지 않은 것으로 판단된다.

종속변수가 STDRET인 경우를 제외한 분석에서 모두 유의한 음(-)의 회귀계수가 나타나고 있다. 이러한 결과는 이익의 질이 높은 경우보다 이익의 질이 낮은 경우에 현금흐름예측치가 제공될수록 정보비대칭이 크게 감소된다는 것을 의미한다.⁶⁾ 따라서 <표 8>의 결과는 이익의 질이 낮을수록 현금흐름예측치 제공과 정보비대칭 간 음(-)의 관련성이 강화된다는 것을 시사한다.

<표 8> 회귀분석결과(n=2,724)

| 종속변수 | | STDRET | | UVARRET | | STDVOL | | TURN | | UTURN | |
|-------------------|-------|---------|-----------|---------|----------|---------|----------|---------|-----------|---------|-----------|
| 변수 | 기대 부호 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 |
| 절편 | | 0.0215 | 6.81*** | 0.0250 | 8.77*** | 0.0413 | 5.23*** | 0.0034 | 0.59 | -0.0269 | -4.69*** |
| D_CFO | - | -0.0008 | -1.80* | -0.0011 | -2.77*** | -0.0038 | -3.63*** | -0.0011 | -1.47 | -0.0011 | -1.47 |
| AQ | + | 0.0023 | 5.39*** | 0.0021 | 5.57*** | 0.0045 | 4.21*** | 0.0040 | 5.20*** | 0.0040 | 5.20*** |
| D_CFO × AQ | +/- | -0.0008 | -1.57 | -0.0010 | -1.97** | -0.0038 | -2.80*** | -0.0031 | -3.13*** | -0.0031 | -3.13*** |
| SHARE | - | 0.0007 | 4.45*** | 0.0003 | 1.98** | 0.0010 | 2.30** | 0.0018 | 5.90*** | 0.0018 | 5.90*** |
| GRW | + | 0.0018 | 4.69*** | 0.0019 | 5.30*** | 0.0028 | 2.85*** | 0.0028 | 4.04*** | 0.0028 | 4.03*** |
| LEV | + | 0.0066 | 7.66*** | 0.0060 | 7.61*** | 0.0008 | 0.39 | 0.0023 | 1.43 | 0.0023 | 1.43 |
| ROA | - | -0.0070 | -4.04*** | -0.0075 | -4.79*** | -0.0045 | -1.04 | -0.0024 | -0.76 | -0.0024 | -0.76 |
| TA | - | -0.0020 | -2.32** | -0.0015 | -1.94* | -0.0057 | -2.63*** | -0.0037 | -2.35** | -0.0037 | -2.34** |
| IA | + | 0.0050 | 1.40 | 0.0059 | 1.84* | 0.0153 | 1.72* | 0.0055 | 0.85 | 0.0055 | 0.85 |
| OWN | - | -0.0028 | -2.68*** | -0.0011 | -1.17 | -0.0213 | -8.26*** | -0.0208 | -11.10*** | -0.0208 | -11.10*** |
| FOR | - | -0.0054 | -4.62*** | -0.0016 | -1.54 | -0.0137 | -4.64*** | -0.0140 | -6.54*** | -0.0140 | -6.53*** |
| BIG4 | - | -0.0008 | -2.63*** | -0.0009 | -3.00*** | -0.0018 | -2.17** | -0.0010 | -1.73* | -0.0010 | -1.74* |
| AGE | - | -0.0003 | -1.60 | -0.0004 | -2.29** | -0.0005 | -1.01 | -0.0001 | -0.34 | -0.0001 | -0.34 |
| PRICE | - | -0.0002 | -1.58 | -0.0001 | -0.66 | -0.0022 | -5.96*** | -0.0004 | -1.37 | -0.0004 | -1.37 |
| MK | - | -0.0044 | -10.33*** | -0.0038 | -9.75*** | -0.0056 | -5.25*** | -0.0056 | -7.20*** | -0.0056 | -7.20*** |
| 수정 R ² | | 0.5270 | | 0.4121 | | 0.2624 | | 0.2514 | | 0.2865 | |
| 연도더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |
| 산업더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |

- 1) 변수설명은 <표 2>와 같음.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

6) 종속변수가 UVARRET인 경우를 살펴보면, 이익의 질이 높은 경우 현금흐름예측치 제공에 따른 정보비대칭의 감소는 -0.0011(=D_CFO)이며, 이익의 질이 낮은 경우 현금흐름예측치 제공에 따른 정보비대칭의 감소는 -0.0021(=D_CFO+D_CFO×AQ)이다. 따라서 현금흐름예측치 제공에 따른 정보비대칭의 감소폭은 이익의 질이 낮은 경우에 더 크다는 것을 알 수 있다.

<표 9>는 현금흐름예측 빈도(N_CFO)와 정보비대칭 간의 관련성에 이익의 질이 미치는 영향을 분석한 결과이다. <표 9>에서 N_CFO는 이익의 질이 높은 경우 현금흐름예측 빈도가 정보비대칭에 미치는 영향을 나타낸다. 모든 종속변수에 대하여 N_CFO는 모두 유의한 음(-)의 회귀계수가 나타나고 있다. 이는 이익의 질이 높은 경우 현금흐름예측 빈도가 증가할수록 정보비대칭이 감소된다는 것을 시사한다. 또한 AQ는 모두 유의한 양(+)의 회귀계수 값을 보임으로써 이익의 질이 낮을수록 정보비대칭이 증가한다는 것을 보여준다. 관심변수를 살펴보면 종속변수가 STDRET 및 UVARRET인 경우 N_CFO와 AQ의 상호작용변수는 음(-)의 회귀계수 값을 보여주고 있으나 유의하게 나타나지 않고 있다. 한편 종속변수가 STDVOL, TURN 및 UTURN인 경우 N_CFO와 AQ의 상호작용변

<표 9> 회귀분석결과(n=2,724)

| 종속변수 | 기대 부호 | STDRET | | UVARRET | | STDVOL | | TURN | | UTURN | |
|-------------------|-------|---------|-----------|---------|----------|---------|----------|---------|-----------|---------|-----------|
| | | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 |
| 절편 | | 0.0187 | 5.55*** | 0.0221 | 7.26*** | 0.0370 | 4.36*** | 0.0001 | 0.01 | -0.0302 | -4.92*** |
| N_CFO | - | -0.0006 | -2.98*** | -0.0007 | -3.79*** | -0.0016 | -3.22*** | -0.0007 | -2.05** | -0.0007 | -2.05** |
| AQ | + | 0.0019 | 5.28*** | 0.0017 | 5.28*** | 0.0033 | 3.55*** | 0.0031 | 4.62*** | 0.0031 | 4.62*** |
| N_CFO × AQ | +/- | -0.0002 | -0.82 | -0.0002 | -1.11 | -0.0011 | -2.03** | -0.0009 | -2.26** | -0.0009 | -2.26** |
| SHARE | - | 0.0009 | 5.07*** | 0.0005 | 2.88*** | 0.0013 | 2.85*** | 0.0020 | 6.22*** | 0.0020 | 6.23*** |
| GRW | + | 0.0018 | 4.65*** | 0.0018 | 5.27*** | 0.0028 | 2.91*** | 0.0029 | 4.06*** | 0.0029 | 4.06*** |
| LEV | + | 0.0065 | 7.50*** | 0.0058 | 7.38*** | 0.0002 | 0.10 | 0.0019 | 1.21 | 0.0019 | 1.21 |
| ROA | - | -0.0069 | -3.99*** | -0.0074 | -4.72*** | -0.0042 | -0.97 | -0.0023 | -0.71 | -0.0022 | -0.71 |
| TA | - | -0.0016 | -1.88* | -0.0011 | -1.39 | -0.0047 | -2.12** | -0.0031 | -1.94* | -0.0031 | -1.94* |
| IA | + | 0.0050 | 1.41 | 0.0060 | 1.86* | 0.0159 | 1.78* | 0.0057 | 0.88 | 0.0057 | 0.89 |
| OWN | - | -0.0032 | -3.05*** | -0.0015 | -1.65* | -0.0224 | -8.58*** | -0.0214 | -11.35*** | -0.0214 | -11.35*** |
| FOR | - | -0.0050 | -4.23*** | -0.0012 | -1.10 | -0.0127 | -4.25*** | -0.0133 | -6.16*** | -0.0133 | -6.16*** |
| BIG4 | - | -0.0008 | -2.63*** | -0.0009 | -3.03*** | -0.0019 | -2.32** | -0.0011 | -1.79* | -0.0011 | -1.79* |
| AGE | - | -0.0004 | -1.80* | -0.0005 | -2.55** | -0.0007 | -1.31 | -0.0002 | -0.55 | -0.0002 | -0.55 |
| PRICE | - | -0.0001 | -0.74 | 0.0000 | 0.17 | -0.0022 | -5.36*** | -0.0003 | -0.89 | -0.0003 | -0.89 |
| MK | - | -0.0044 | -10.29*** | -0.0038 | -9.70*** | -0.0056 | -5.19*** | -0.0056 | -7.14*** | -0.0056 | -7.14*** |
| 수정 R ² | | 0.5272 | | 0.4114 | | 0.2547 | | 0.2485 | | 0.2837 | |
| 연도더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |
| 산업더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |

1) 변수설명은 <표 2>와 같음.

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

수는 유의한 음(-)의 회귀계수 값을 보여주고 있다. 이러한 결과는 이익의 질이 높은 경우보다 이익의 질이 낮은 경우에 현금흐름예측 빈도가 증가할수록 정보비대칭이 크게 감소된다고 해석할 수 있다. 따라서 <표 9>의 결과는 이익의 질이 낮을수록 현금흐름예측 빈도와 정보비대칭 간 음(-)의 관련성이 강화된다는 것을 의미한다.

본 연구는 이익의 질에 따라 현금흐름예측 비율(R_CFO)이 정보비대칭에 미치는 영향을 분석한 결과를 <표 10>에 제시하고 있다. <표 10>에서 R_CFO는 이익의 질이 높은 경우 현금흐름예측 비율이 정보비대칭에 미치는 영향을 나타낸다. R_CFO는 STDRET를 제외한 종속변수에 대하여 모두 유의한 음(-)의 회귀계수가 나타나고 있다. 이는 이익의 질이 높은 경우 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 감소된다는 것을 나타내는 결과이다. 또한 모든 종속변수에 대한 회귀분석에서 AQ는 모두 유의한 양(+)의 회귀계수 값을 보임으로써 이익의 질이 낮을수록 정보비대칭이 증가한다는 것을 보여준다. 관심 변수인 R_CFO와 AQ의 상호작용변수는 모든 회귀분석에서 유의한 음(-)의 회귀계수 값을 보여주고 있다. 이러한 결과는 이익의 질이 높은 경우보다 이익의 질이 낮은 경우에 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 더 크게 감소된다는 것을 의미한다. 따라서 <표 10>의 결과는 이익의 질이 낮을수록 현금흐름예측 비율과 정보비대칭에 간 음(-)의 관련성이 강화된다는 것을 시사한다.

이상의 결과를 종합해하면 이익의 질이 높은 경우 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할수록, 현금흐름예측 빈도가 증가할수록, 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 감소된다는 것을 보여준다. 또한 이익의 질이 높은 경우보다 이익의 질이 낮은 경우 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할수록, 현금흐름예측 빈도가 증가할수록, 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 더 크게 감소하는 것으로 나타났다.⁷⁾ 따라서 본 연구의 결과는 가설 2를 기각하며, 이익의 질이 낮을수록 재무분석가의 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간 음(-)의 관련성이 강화된다는 것을 의미한다. 이를 통해 이익의 질이 낮은 경우 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 유인이 크다고 이해할 수 있다.

7) 시계열 및 횡단면 종속성 문제로 인해 연구결과가 왜곡될 가능성이 있다. 이에 따라 기업-연도에 따라 군집된 표준오차(Clustered Standard Error)를 이용하여 모든 회귀분석결과를 재검증하였다. 재검증결과 종속변수가 STDRET인 경우 관심 변수는 유의하게 나타나지 않았다. 그러나 STDRET를 제외한 종속변수에 대하여 관심변수들은 대부분 제시된 결과와 유사하게 나타났다.

<표 10> 회귀분석결과(n=2,724)

| 종속변수 | | STDRET | | UVARRET | | STDVOL | | TURN | | UTURN | |
|-------------------|-------|---------|-----------|---------|----------|---------|----------|---------|-----------|---------|-----------|
| 변수 | 기대 부호 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 |
| 절편 | | 0.0243 | 7.94*** | 0.0287 | 10.34*** | 0.0554 | 7.20*** | 0.0101 | 1.82* | -0.0201 | -3.61*** |
| R_CFO | - | -0.0008 | -1.31 | -0.0010 | -1.87* | -0.0050 | -3.34*** | -0.0018 | -1.65* | -0.0018 | -1.65* |
| AQ | + | 0.0023 | 6.15*** | 0.0021 | 6.28*** | 0.0034 | 3.71*** | 0.0033 | 4.94*** | 0.0033 | 4.94*** |
| R_CFO × AQ | +/- | -0.0016 | -1.99** | -0.0017 | -2.40** | -0.0040 | -2.02** | -0.0037 | -2.56** | -0.0037 | -2.56** |
| SHARE | - | 0.0006 | 3.86*** | 0.0002 | 1.07 | 0.0004 | 1.08 | 0.0015 | 5.17*** | 0.0015 | 5.17*** |
| GRW | + | 0.0018 | 4.59*** | 0.0018 | 5.20*** | 0.0027 | 2.79*** | 0.0028 | 3.95*** | 0.0028 | 3.94*** |
| LEV | + | 0.0065 | 7.54*** | 0.0058 | 7.43*** | 0.0003 | 0.14 | 0.0020 | 1.28 | 0.0020 | 1.28 |
| ROA | - | -0.0072 | -4.14*** | -0.0078 | -4.92*** | -0.0054 | -1.22 | -0.0028 | -0.90 | -0.0028 | -0.89 |
| TA | - | -0.0021 | -2.40** | -0.0016 | -2.04** | -0.0059 | -2.72*** | -0.0038 | -2.41** | -0.0038 | -2.41** |
| IA | + | 0.0051 | 1.45 | 0.0061 | 1.91* | 0.0163 | 1.83* | 0.0059 | 0.92 | 0.0059 | 0.92 |
| OWN | - | -0.0026 | -2.54** | -0.0009 | -0.98 | -0.0208 | -8.04*** | -0.0206 | -10.97*** | -0.0206 | -10.97*** |
| FOR | - | -0.0054 | -4.55*** | -0.0016 | -1.48 | -0.0136 | -4.58*** | -0.0138 | -6.43*** | -0.0138 | -6.43*** |
| BIGA | - | -0.0009 | -2.71*** | -0.0009 | -3.12*** | -0.0019 | -2.32** | -0.0011 | -1.82* | -0.0011 | -1.82* |
| AGE | - | -0.0003 | -1.46 | -0.0004 | -2.11** | -0.0004 | -0.80 | -0.0001 | -0.17 | -0.0001 | -0.17 |
| PRICE | - | -0.0004 | -2.46** | -0.0002 | -1.89* | -0.0028 | -7.80*** | -0.0006 | -2.40** | -0.0006 | -2.40** |
| MK | - | -0.0044 | -10.26*** | -0.0038 | -9.65*** | -0.0055 | -5.08*** | -0.0055 | -7.06*** | -0.0055 | -7.06*** |
| 수정 R ² | | 0.5271 | | 0.4112 | | 0.2585 | | 0.2504 | | 0.2855 | |
| 연도더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |
| 산업더미 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | |

1) 변수설명은 <표 2>와 같음.

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

3. 추가분석

가. 예측정확성과 정보비대칭

본 연구는 추가적으로 현금흐름예측치의 정확성이 현금흐름예측치의 유용성을 증대시키는지를 살펴보고자 한다. 즉, 본 연구는 현금흐름예측치의 정확성이 증가할수록 정보비대칭이 완화되는지를 분석한다. <표 11>은 현금흐름예측치의 정확성과 정보비대칭 간의 관련성에 대한 분석결과를 보여준다. 재무분석가 현금흐름예측치의 정확성을 나타내는 변수는 ERROR이다. ERROR은 현금흐름예측 합의치와 실제치 간 차이의 절대값을

현금흐름예측 합의치로 나누고 -1을 곱하여 측정한다.⁸⁾ ERROR의 값이 클수록 정확성이 높다는 것을 의미한다.

분석결과를 살펴보면 모든 종속변수에 대하여 ERROR의 회귀계수는 모두 유의한 양(+)의 값을 보임으로써 예측정보의 정확성이 높을수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 나타낸다. 본 연구의 결과는 현금흐름예측치의 정확성이 현금흐름예측치의 유용성을 증대시키며, 자본시장의 정보비대칭을 완화시키는데 추가적으로 현금흐름예측치를 제공하는 재무분석가의 역할이 더욱 중요시 될 것이라는 것을 시사한다.

<표 11> 회귀분석결과(n=1,548)

| 변수 | 종속 변수 | | STRET | | UVARRET | | STDVOL | | TURN | | UTURN | |
|-------------------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|-----------|---------|----------|-------|-----|
| | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 |
| 절편 | 0.0220 | 5.53*** | 0.0242 | 7.12*** | 0.0277 | 5.76*** | 0.0076 | 1.73* | -0.0233 | -5.25*** | | |
| ERROR | -0.0007 | -4.10*** | -0.0005 | -3.71*** | -0.0004 | -2.23** | -0.0005 | -2.65*** | -0.0005 | -2.79*** | | |
| SHARE | 0.0005 | 2.51** | 0.0001 | 0.57 | 0.0000 | 0.00 | 0.0008 | 3.49*** | 0.0008 | 3.52*** | | |
| GRW | 0.0020 | 3.25*** | 0.0019 | 3.61*** | 0.0030 | 3.97*** | 0.0037 | 5.27*** | 0.0037 | 5.30*** | | |
| LEV | 0.0090 | 7.28*** | 0.0078 | 7.36*** | 0.0056 | 3.77*** | 0.0064 | 4.68*** | 0.0062 | 4.49*** | | |
| ROA | 0.0018 | 0.62 | 0.0021 | 0.82 | -0.0038 | -1.07 | 0.0002 | 0.07 | -0.0002 | -0.07 | | |
| TA | 0.0008 | 0.66 | 0.0019 | 1.77* | -0.0002 | -0.15 | -0.0001 | -0.09 | -0.0002 | -0.14 | | |
| IA | 0.0060 | 0.88 | 0.0092 | 1.60 | 0.0001 | 0.02 | -0.0026 | -0.34 | -0.0017 | -0.22 | | |
| OWN | 0.0001 | 0.08 | 0.0010 | 0.87 | -0.0130 | -7.71*** | -0.0157 | -10.10*** | -0.0156 | -9.99*** | | |
| FOR | -0.0038 | -2.66*** | 0.0002 | 0.15 | -0.0073 | -4.25*** | -0.0093 | -5.87*** | -0.0093 | -5.89*** | | |
| BIG4 | -0.0007 | -1.39 | -0.0007 | -1.55 | -0.0011 | -1.79* | -0.0003 | -0.48 | -0.0003 | -0.57 | | |
| AGE | 0.0001 | 0.26 | 0.0000 | 0.01 | -0.0005 | -1.64 | -0.0003 | -0.88 | -0.0003 | -0.87 | | |
| PRICE | -0.0003 | -1.62 | -0.0001 | -0.77 | -0.0009 | -3.79*** | -0.0002 | -0.69 | -0.0001 | -0.56 | | |
| MK | -0.0047 | -7.82*** | -0.0038 | -7.45*** | -0.0052 | -7.23*** | -0.0056 | -8.40*** | -0.0057 | -8.49*** | | |
| 수정 R ² | 0.6721 | | 0.5239 | | 0.3082 | | 0.3538 | | 0.4533 | | | |
| 연도더미 | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | | |
| 산업더미 | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | | |

1) 변수설명은 <표 2>와 같음.

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

8) 선행연구에 따르면 결산일에 근접할수록 재무분석가의 예측정확성이 증가하는 것으로 나타난다(정석우 2003; 안윤영 등 2005). 이에 따라 본 연구는 현금흐름예측치의 정확성을 측정하기 위해 4분기에 제공된 현금흐름예측치를 사용한다. 또한 본 분석과 다른 기간의 현금흐름예측정보를 사용함에 따라 표본수도 변동된다.

나. 내생성

본 연구는 분석에서 충분히 많은 변수들을 통제하였지만, 생략변수(omitted variable)가 존재할 수 있다. 또한 정보비대칭과 재무분석가의 현금흐름예측활동 간에 내생성(endogeneity)이 존재할 가능성이 있다. 즉, 정보비대칭이 낮아 재무분석가가 정보를 얻기 쉬운 환경에서 현금흐름을 예측하여 제공할 수 있다. 이와 같은 사항을 고려하여 본 연구는 재무분석가가 현금흐름예측활동을 시작한 경우와 종료한 경우에 대하여 각각 전후의 정보비대칭을 비교한다. 재무분석가의 현금흐름예측활동이 정보비대칭을 완화시켰다면 재무분석가가 현금흐름예측활동을 시작한 후에 시작하기 전보다 정보비대칭이 감소할 것이다. 반대로 재무분석가가 현금흐름예측활동을 중단한다면 활동할 때보다 정보비대칭이 증가할 수 있다.

<표 12>는 재무분석가가 현금흐름예측활동을 시작한 경우에 대하여 전후의 정보비대

<표 12> 회귀분석결과(n=288)

| 변수 | 종속 변수 | | STDRET | | UVARRET | | STDVOL | | TURN | | UTURN | |
|-------------------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|-------|-----|
| | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 |
| 절편 | 0.0566 | 3.86*** | 0.0383 | 3.22*** | 0.0376 | 1.63 | 0.0146 | 0.76 | -0.0227 | -1.23 | | |
| S_CFO | -0.0030 | -3.16*** | -0.0021 | -2.71*** | 0.0005 | 0.29 | -0.0019 | -1.58 | -0.0012 | -0.94 | | |
| SHARE | -0.0003 | -0.44 | -0.0003 | -0.45 | 0.0007 | 0.63 | 0.0018 | 1.95* | 0.0021 | 2.36** | | |
| GRW | 0.0026 | 2.20** | 0.0019 | 2.06** | 0.0023 | 1.27 | 0.0033 | 2.21** | 0.0028 | 1.94* | | |
| LEV | 0.0094 | 3.04*** | 0.0087 | 3.46*** | 0.0005 | 0.10 | -0.0012 | -0.30 | -0.0003 | -0.08 | | |
| ROA | -0.0076 | -1.12 | -0.0057 | -1.04 | -0.0092 | -0.90 | -0.0077 | -0.90 | -0.0095 | -1.16 | | |
| TA | 0.0057 | 1.76* | 0.0032 | 1.21 | -0.0019 | -0.37 | 0.0026 | 0.61 | -0.0014 | -0.35 | | |
| IA | -0.0039 | -0.33 | 0.0043 | 0.45 | -0.0242 | -1.37 | -0.0225 | -1.52 | -0.0281 | -1.97* | | |
| OWN | -0.0081 | -1.95* | -0.0047 | -1.39 | -0.0264 | -4.23*** | -0.0297 | -5.66*** | -0.0290 | -5.78*** | | |
| FOR | -0.0003 | -0.05 | -0.0011 | -0.27 | -0.0186 | -2.34** | -0.0125 | -1.87* | -0.0120 | -1.89* | | |
| BIG4 | -0.0008 | -0.75 | -0.0008 | -0.85 | -0.0021 | -1.22 | -0.0014 | -1.02 | -0.0020 | -1.46 | | |
| AGE | -0.0010 | -1.08 | -0.0009 | -1.20 | -0.0013 | -0.99 | -0.0019 | -1.64 | -0.0016 | -1.48 | | |
| PRICE | -0.0018 | -3.17*** | -0.0006 | -1.30 | -0.0009 | -0.96 | -0.0004 | -0.49 | 0.0004 | 0.59 | | |
| MK | -0.0019 | -1.21 | -0.0019 | -1.50 | -0.0075 | -3.12*** | -0.0050 | -2.52** | -0.0058 | -3.00*** | | |
| 수정 R ² | 0.3489 | | 0.3046 | | 0.2888 | | 0.2252 | | 0.2541 | | | |
| 연도더미 | 포함 | | | |
| 산업더미 | 포함 | | | |

1) 변수설명은 본문의 <표 2>와 같음.

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

칭을 분석한 결과이며, <표 13>은 재무분석가가 현금흐름예측활동을 종료한 경우에 대하여 전후의 정보비대칭을 분석한 결과이다. <표 12>와 <표 13>의 관심변수는 각각 재무분석가의 현금흐름예측활동 시작여부를 의미하는 S_CFO와 재무분석가의 현금흐름예측활동 종료여부를 의미하는 T_CFO이다. <표 12>를 살펴보면 종속변수가 STDRET와 UVARRET인 경우 S_CFO는 유의한 음(-)의 회귀계수를 보여주고 있지만, 종속변수가 TURN 및 UTURN인 경우 S_CFO는 유의한 회귀계수가 나타나지 않고 있다.9) 이러한 결과는 재무분석가의 현금흐름예측활동이 정보비대칭에 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

<표 13>을 살펴보면 재무분석가의 현금흐름예측 종료여부를 의미하는 T_CFO는 모두 유의한 값을 보이고 있지 않다. 이는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공여부가 정보비대칭에 영향을 미치지 않는다는 것을 나타낸다. Defond and Hung(2003)의 수요가설(demand hypothesis)에 의하면 현금흐름예측정보에 대한 수요가 높은 상황에서 현금흐름

<표 13> 회귀분석결과(n=282)

| 변수 | 종속 변수 | | STDRET | | UVARRET | | STDVOL | | TURN | | UTURN | |
|-------------------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|-------|-----|
| | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 | 계수 | t-값 |
| 절편 | 0.0185 | 1.43 | 0.0187 | 1.62 | 0.0583 | 2.83*** | 0.0291 | 1.55 | -0.0012 | -0.06 | | |
| T_CFO | 0.0001 | 0.14 | 0.0001 | 0.09 | -0.0003 | -0.19 | -0.0002 | -0.17 | -0.0002 | -0.18 | | |
| SHARE | 0.0007 | 1.17 | 0.0003 | 0.56 | -0.0002 | -0.20 | 0.0010 | 1.13 | 0.0010 | 1.14 | | |
| GRW | 0.0010 | 0.84 | 0.0006 | 0.63 | 0.0024 | 1.29 | 0.0033 | 1.94* | 0.0033 | 1.94* | | |
| LEV | 0.0131 | 4.38*** | 0.0127 | 4.77*** | 0.0145 | 3.03*** | 0.0108 | 2.48** | 0.0108 | 2.49** | | |
| ROA | -0.0015 | -0.21 | 0.0005 | 0.08 | 0.0066 | 0.60 | 0.0003 | 0.03 | 0.0003 | 0.03 | | |
| TA | -0.0041 | -1.36 | -0.0027 | -1.01 | -0.0137 | -2.85*** | -0.0107 | -2.44** | -0.0107 | -2.44** | | |
| IA | 0.0136 | 1.13 | 0.0171 | 1.59 | 0.0511 | 2.66*** | 0.0418 | 2.40** | 0.0418 | 2.40** | | |
| OWN | -0.0091 | -2.57** | -0.0051 | -1.60 | -0.0242 | -4.28*** | -0.0261 | -5.10*** | -0.0261 | -5.10*** | | |
| FOR | -0.0045 | -1.13 | 0.0006 | 0.16 | -0.0124 | -1.96* | -0.0107 | -1.86* | -0.0107 | -1.85* | | |
| BIG4 | -0.0017 | -1.65 | -0.0015 | -1.54 | -0.0016 | -0.95 | -0.0016 | -1.03 | -0.0016 | -1.03 | | |
| AGE | -0.0007 | -0.97 | -0.0008 | -1.17 | 0.0011 | 0.90 | 0.0022 | 1.97* | 0.0022 | 1.97* | | |
| PRICE | -0.0002 | -0.27 | 0.0001 | 0.15 | -0.0032 | -3.11*** | -0.0019 | -2.00** | -0.0019 | -2.00** | | |
| MK | -0.0031 | -2.29** | -0.0028 | -2.33** | -0.0038 | -1.80* | -0.0037 | -1.93* | -0.0037 | -1.93* | | |
| 수정 R ² | 0.5238 | | 0.3777 | | 0.3372 | | 0.3374 | | 0.3384 | | | |
| 연도더미 | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | | |
| 산업더미 | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | 포함 | | | |

- 1) 변수설명은 본문의 <표 2>와 같음.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

9) 종속변수가 TURN인 경우 S_CFO는 유의하지 않은 회귀계수가 나타나고 있으나, p-값이 0.1157이므로 재무분석가의 현금흐름 예측활동이 정보비대칭에 영향을 미친다고 볼 수 있다.

예측정보가 제공된다면 정보비대칭이 감소할 것이며, 현금흐름예측정보가 중단된다면 정보비대칭이 증가할 것이다. 반면 현금흐름예측정보에 대한 수요가 낮은 상황이라면 현금흐름예측정보의 제공이 중단되어도 정보비대칭에 미치는 영향이 작을 것이다. 즉, <표 13>의 결과는 현금흐름예측치에 대한 수요의 감소에 따라 재무분석가가 현금흐름예측활동을 중단하였다고 해석할 수 있으며, Defond and Hung(2003)의 수요가설을 지지한다.

V. 결론

재무분석가는 정보중개인으로서 예측정보를 통해 자본시장참여자들에게 정보를 전달하며, 자본시장의 정보비대칭을 완화시키는 역할을 수행하고 있다. 최근 현금흐름예측치를 추가적으로 제공하는 재무분석가가 증가하고 있는 상황이다. 재무분석가의 현금흐름예측 제공 유인을 살펴본 선행연구에 따르면 재무분석가는 자본시장참여자들의 의사결정에 도움을 주기 위해 현금흐름예측치를 제공하는 것으로 이해된다. 즉, 재무분석가의 현금흐름예측 활동은 자본시장에 추가적인 정보를 전달하기 위한 것으로 이해할 수 있다. 자본시장에 제공되는 정보가 증가할수록 정보비대칭이 완화될 수 있다는 점에서 재무분석가의 현금흐름예측치 제공은 정보비대칭을 완화시킬 것으로 기대된다.

이러한 배경에서 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 정보비대칭에 미치는 영향을 살펴보았다. 구체적으로 본 연구는 현금흐름예측치 제공여부, 현금흐름예측 빈도 및 현금흐름예측 비율이 정보비대칭에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 추가적으로 이익의 질에 따라 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간의 관련성에 차이가 존재하는지를 검증하였다.

분석결과, 정보비대칭은 재무분석가가 이익예측치와 현금흐름예측치를 함께 제공할 경우 이익예측치만 제공하는 경우보다 감소되는 것으로 나타났다. 이는 재무분석가가 이익예측치와 현금흐름예측치를 함께 제공함으로써 자본시장참여자들에게 추가적인 정보를 전달하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 현금흐름예측 빈도가 증가할수록 정보비대칭이 감소되며, 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이 완화되는 것으로 나타났다. 따라서 재무분석가의 현금흐름예측 활동이 많을수록 정보비대칭이 완화된다는 것을 알 수 있다.

추가적으로 이익의 질이 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간의 관련성에 미치는 영향을 분석한 결과, 이익의 질이 높은 경우보다 이익의 질이 낮은 경우에 현금흐름예측치를 제공할수록, 현금흐름예측 빈도가 증가할수록, 현금흐름예측 비율이 높을수록 정보비대칭이

더 크게 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이익의 질이 낮을수록 현금흐름예측 활동과 정보비대칭 간 음(-)의 관련성이 강화된다는 것을 의미한다. 이를 통해 이익의 질이 낮은 경우 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공할 유인이 크다는 것으로 해석할 수 있다. 본 연구의 결과는 자본시장에서 재무분석가가 자본시장참여자들의 의사결정에 유용한 예측정보를 제공하며, 정보비대칭을 완화하는데 중요한 역할을 수행하고 있음을 시사한다.

대부분의 선행연구들이 재무분석가의 이익예측치에 초점을 두고 있는 반면, 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치에 초점을 둔다는 점에서 선행연구와 차별성을 갖는다. 또한 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공이 정보비대칭 완화에 기여한다는 실증적 결과를 제공한다는 점에서 공헌점을 가질 것이다. 더불어 본 연구는 재무분석가가 정보중개인으로써 자본시장참여자들의 의사결정에 유용한 정보를 전달하기 위해 현금흐름예측치를 제공하고 있음을 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 본 연구는 재무분석가의 현금흐름예측치 제공유인에 대한 추가적인 증거를 제시한다는 점에서 공헌점을 가진다. 한편 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 본 연구는 정보비대칭에 관한 선행연구를 참조하여 정보비대칭에 미치는 요인들을 통제하였으나, 정보비대칭에 영향을 미치는 추가적인 요인의 가능성을 배제할 수 없다는 점에서 한계점을 가진다. 뿐만 아니라 본 연구는 선행연구를 따라 정보비대칭에 대한 다양한 대용치를 사용하고 있으나, 정보비대칭에 대한 대용치를 측정하는 과정에서 추정오차가 발생했을 가능성이 존재한다.

“본 연구자는 한국공인회계사회의 논문편집위원회가 제정·공표한 『학술지 연구윤리규정』을 엄정히 준수하였습니다.”

【 참고 문헌 】

- 곽수근·박종일, “감사보수와 감사시간이 재무분석가의 이익예측 오차에 미치는 영향”, 「회계와 감사연구」 제47호, 2008, pp. 211-246.
- 김동철·이상철·윤종철, “공시품질이 재무분석가 이익예측에 미치는 영향”, 「회계와 감사연구」 제52호, 2010, pp. 261-290.
- 김용식·조상민, “K-IFRS에 따른 재무보고의 경제적 효과”, 「회계저널」 제23권 제2호, 2014, pp. 73-103.
- 김종현·장석진·박희진, “현금흐름지속성이 재무분석가의 현금흐름예측에 미치는 영향”, 「회계정보연구」 제32권 제3호, 2014, pp. 251-280.
- 김지홍·백혜원·고재민, “발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익예측 정확도에 미치는 영향”, 「회계학연구」 제35권 제3호, 2010, pp. 1-35.
- 김현아·서석홍, “자발적 분·반기 연결재무제표 작성 기업의 특성과 정보비대칭”, 「대한경영학회지」 제26권 제11호, 2013, pp. 2873-2897.
- 김현진·김혜리, “자산손상차손 인식이 정보비대칭에 미치는 영향”, 「회계연구」 제20권 제4호, 2015, pp. 135-164.
- 김혜리·이윤경·고종권, “재무이익-세무이익 차이가 투자자의 의견차이에 미치는 영향”, 「세무학연구」 제29권 제3호, 2012, pp. 191-222.
- 노밝은, “수익비용대응과 재무분석가의 이익예측정확성”, 「회계저널」 제22권 제4호, 2013, pp. 213-238.
- 노밝은·이세용, “수익비용대응과 회계정보에 대한 시장반응”, 「회계학연구」 제37권 제3호, 2012, pp. 345-375.
- 박지혜·조중석, “정보비대칭이 재무분석가 이익예측치의 특성과 정확성에 미치는 영향”, 「회계와 감사 연구」 제53권 제2호, 2011, pp. 433-460.
- 손성규·전영순, “거래량변동을 통한 경영자 예측정보공시의 정보효과에 관한 연구”, 「회계학연구」 제25권 제4호, 2000, pp. 27-53.
- 송민섭, “재무분석가의 현금예측치가 주식추천의견에 미치는 영향”, 「회계학연구」 제40권 제3호, 2015, pp. 83-118.
- 신호영·오현민, “Earnings Quality and the Joint Issuance of Analyst Earnings and Cash Flow Forecasts”, 「회계정보연구」 제32권 제3호, 2014, pp. 113-137.
- 안윤영·신현한·장진호, “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계”, 「회계학연구」 제30권 제4호, 2005, pp. 109-131.

- 안운영·유영태·조영준·신현한·장진호, “재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제31권 제4호, 2006, pp. 1-24.
- 안운영·장진호, “재무분석가의 활동과 이익의 질 간의 관계 및 기업가치에 미치는 영향”, 『대한경영학회지』 제19권 제3호, 2006, pp. 933-959.
- 오광욱·이동현, “재무분석가 신규분석의 차별적 시장반응”, 『회계정보연구』 제30권 제4호, 2012, pp. 259-288.
- 오정량·문상혁·박종국, “재무분석가의 수가 보수주의 회계처리에 미치는 영향”, 『대한경영학회지』 제26권 제5호, 2013, pp. 1263-1288.
- 유정민·윤금상·고재민·김동하, “재무분석가의 수가 발생액 및 실제이익조정에 미치는 영향: 한-미 비교”, 『회계저널』 제21권 제5호, 2012, pp. 175-207.
- 윤선주·고재민, “회계정보의 비교가능성이 기업의 정보비대칭에 미치는 영향”, 『회계연구』 제19권 제3호, 2014, pp. 51-79.
- 이경주·장지인, “재무분석가의 기업회계이익 예측능력”, 『회계학연구』 제14권 제1호, 1992, pp. 193-220.
- 이남주·나인철, “재무분석가의 예측치를 이용하여 측정한 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 대한 실증적 연구”, 『한국증권학회지』 제14권, 1992, pp. 523-553.
- 이윤경·고종권, “기업의 사회적 책임이 내재자본비용과 정보비대칭에 미치는 영향”, 『회계저널』 제22권 제5호, 2013, pp. 159-193.
- 장석오, “정보비대칭과 이익조정”, 『회계정보연구』 제25권 제1호, 2007, pp. 221-245.
- 장석진·이명곤, “내부회계관리제도의 취약점과 이익의 질, 정보비대칭 및 자본시장평가”, 『회계·세무와 감사 연구』 제55권 제2호, 2013, pp. 145-184.
- 전성일·이기세, “부채특성에 따른 경영자의 이익조정과 재무분석가의 이익예측 정확성”, 『국제회계연구』 제50권, 2013, pp. 67-86.
- 정명·이상철, “수시공시수준이 재무분석가 수와 회사채 평가등급에 미치는 영향”, 『회계저널』 제24권 제2호, 2015, pp. 1-36.
- 정석우, “재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인”, 『회계학연구』 제28권 제4호, 2003, pp. 61-84.
- 정성환·한승수, “재무분석가의 발생액 구분 능력과 경영자 이익조정과의 관계에 관한 연구”, 『회계학연구』 제36권 제3호, 2011, pp. 103-133.
- 정우성, “경영자예측정보의 자발적 공시와 기업특성”, 『대한경영학회지』 제23권, 2000, pp. 113-142.

- 조중석·조문희, “분기보고공시와 정보비대칭”, 『회계저널』 제15권 제2호, 2006, pp. 59-71.
- 조중석·조문희, “발생액 변동이 정보비대칭, 이익예측과 자본비용에 미치는 영향”, 『회계저널』 제19권 제3호, 2010, pp. 175-199.
- 최승욱·이우재, “재무분석가 수와 기업의 투자효율성”, 『산업경제연구』 제28권 제1호, 2015, pp. 317-336.
- 현지원·김영준·이준일, “재무분석가의 영업현금흐름예측 여부와 이익예측 정확성”, 『회계·세무와 감사 연구』 제58권 제4호, 2016, pp. 221-253.
- Ahn, S., S. Cha, Y. Ko and Y. Yoo, “Implied Cost of Equity Capital in Earnings-based Valuation Model: Evidence from Korea”, *Asia Pacific Journal of Financial Studies* Vol. 37 No. 4, 2008, pp. 599-626.
- Alexandridis, G., A. Antoniou and D. Petmezas, “Divergence of Opinion and Post-Acquisition Performance”, *Journal of Business Finance and Accounting* Vol. 34 No. 3-4, 2007, pp. 439-460.
- Bailey, W., H. Li, C. X. Mao, and R. Zhong, “Regulation Fair Disclosure and Earnings Information: Market, Analyst, and Corporate Responses”, *Journal of Finance* Vol. 58 No. 6, 2003, pp. 2487-2514.
- Bilinski, P., “Do Analysts Disclose Cash Flow Forecasts with Earnings Estimates when Earnings Quality is Low?”, *Journal of Business Finance and Accounting* Vol. 4 No. 3-4, 2014, pp. 401-434.
- Bradshaw, M. T., S. A. Richardson, and R. G. Sloan, “Do Analysts and Auditors use Information in Accruals?”, *Journal of Accounting Research* Vol. 39 No. 1, 2001, pp. 45-74.
- Brown, L. D., K. Huang, and A. S. Pinello, “To Beat or not to Beat? The Importance of Analysts’ Cash Flow Forecasts”, *Review of Quantitative Finance and Accounting* Vol. 41 No. 4, 2013, pp. 723-752.
- Brown, L. D., and M. S. Rozeff, “The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Expectations: Evidence from Earnings”, *Journal of Finance* Vol. 33 No. 1, 1978, pp. 1-16.
- Brown, L. D., R. L. Hagerman, P. A. Griffin, and M. E. Zmijewski, “Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-series Models in Forecasting Quarterly Earnings”, *Journal of Accounting and Economics* Vol. 9 No. 1, 1987, pp. 61-87.
- Call, A., S. Chen, and Y. Tong, “Are Analysts’ Earnings Forecasts more Accurate when

- Accompanied by Cash Flow Forecasts?”, *Review of Accounting Studies* Vol. 14 No. 2, 2009, pp. 358-391.
- Call, A., S. Chen, and Y. Tong, “Are Analysts’ Cash Flow Forecasts Naive Extensions of Their own Earnings Forecasts?”, *Contemporary Accounting Research* Vol. 30, 2013, pp. 438-465.
- Collins, W. A., and W. S. Hopwood, “A Multivariate Analysis of Annual Earnings Forecasts Generated from Quarterly Forecasts of Financial Analysts and Univariate Time-series Models”, *Journal of Accounting Research* Vol. 18 No. 2, 1980, pp. 390-406.
- Comprix, J., R. Graham, and J. Moore, “Empirical Evidence on the Impact of Book-Tax Differences on Divergence of Opinion among Investors”, *Journal of the American Taxation Association* Vol. 33 No. 1, 2011, pp. 51-78.
- Dechow, P., and I. Dichev, “The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors”, *The Accounting Review* Vol. 77, 2002, pp. 35-59.
- DeFond, M., and M. Hung, “An Empirical Analysis of Analysts’ Cash Flow Forecasts”, *Journal of Accounting and Economics* Vol. 35 No. 1, 2003, pp. 73-100.
- DeFond, M., and M. Hung, “Investor Protection and Analysts’ Cash Flow Forecasts around the World”, *Review of Accounting Studies* Vol. 12 No. 2-3, 2007, pp. 377-419.
- Diamond, D., and R. Verrecchia, “Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital”, *The Journal of Finance* Vol. 46, 1991, pp. 1325-59.
- Ecker, F., J. Francis, I. Kim, P. M. Olsson, and K. Schipper, “A Returns-Based Representation of Earnings Quality”, *The Accounting Review* Vol. 81 No. 4, 2006, pp. 749-780.
- Eddy, A., and B. Seifert, “An Examination of Hypotheses Concerning Earnings Forecast Errors”, *Quarterly Journal of Business and Economics* Vol. 31 No. 2, 1992, pp. 22-37.
- Givoly, D., C. Hayn, and R. Lehavy, “The Quality of Analysts’ Cash Flow Forecasts”, *The Accounting Review* Vol. 84 No. 6, 2009, pp. 1877-1911.
- Gordon, E. A., K. A. Petruska, and M. Yu, “Do Analysts’ Cash Flow Forecasts Mitigate the Accrual Anomaly”, *Journal of International Accounting Research* Vol. 13 No. 1, 2014, pp. 61-90.
- Hope, O., “Accounting Policy Disclosures and Analysts’ Forecasts”, *Contemporary Accounting Research* Vol. 20, 2003, pp. 295-321.
- Jung, S. H., “Are Analysts’ Cash Flow Forecasts useful”, *Accounting and Finance* Vol. 55, 2015, pp. 825-859.

- Leuz, C., and R. Verrecchia, “The Economic Consequences of Increased Disclosure”, *Journal of Accounting Research* Vol. 38 No. 3, 2000, pp. 91-124.
- Mao, M. Q., and Y. Yu, “Analysts’ Cash Flow Forecasts, Audit Effort, and Audit Opinions on Internal Control”, *Journal of Business Finance and Accounting* Vol. 42 No. 5-6, 2015, pp. 635-664.
- McInnis, J., and D. W. Collins, “The Effect of Cash Flow Forecasts on Accrual Quality and Benchmark Beating”, *Journal of Accounting and Economics* Vol. 51 No. 3, 2011, pp. 219-239.
- Mohanram, P., “Analysts’ Cash Flow Forecasts and the Decline of the Accruals Anomaly”, *Contemporary Accounting Research* Vol. 31 No. 4, 2014, pp. 1143-1170.
- Pae, J., and S. S. Yoon, “Determinants of Analysts’ Cash Flow Forecast Accuracy”, *Journal of Accounting, Auditing and Finance* Vol. 27, 2012, pp. 123-144.
- Radhakrishnan, S., and S. Wu, “Analysts’ Cash Flow Forecasts and Accrual Mispricing”, *Contemporary Accounting Research* Vol. 18, 2014, pp. 1-29.
- Rogers, J. L., D. J. Skinner, and A. V. Buskirk, “Earnings Guidance and Market Uncertainty”, *Journal of Accounting and Economics* Vol. 48, 2009, pp. 90-109.
- Yu, F., “Analyst Coverage and Earnings Management”, *Journal of Financial Economics* Vol. 88 No. 2, 2008, pp. 245-271.

The Effect of Analysts' Cash Flow Forecasting on Information Asymmetry

In, Chang Yeol* / Kim, Tae Hee** / Lee, Myung Gon***

ABSTRACT

The purpose of this study is to examine whether information asymmetry decreases as financial analysts' cash flow forecasting activities increase. Concretely, this study analyses whether information asymmetry is relieved according to financial analysts' provision of cash flow forecasts, cash flow forecasting frequency, and the ratio of earnings forecasting frequency to cash flow forecasting frequency(hereinafter, 'cash flow forecasting ratio'). In addition, this study examines whether differences in the relationship between cash flow forecasting activities and information asymmetry exist according to the quality of earnings.

Financial analysts play the role of mitigating information asymmetry in the capital market by providing useful forecast information to capital market participants based on superior abilities and expert knowledge. When financial analysts provide cash flow forecasts, various information such as cash flow forecasts are provided to capital market participants. In other words, analysts' cash flow forecasts are expected to mitigate information asymmetry as information available to capital market participants increases. In this context, this study examines the effect of financial analysts' cash flow forecasting on information asymmetry. According to previous studies, incentives to provide cash flow forecasts differ according to the information environment. This study examine whether there is a difference in the relationship between financial analysts' cash flow forecasting activities and information asymmetry according to the quality of earnings by setting the quality of earnings as a substitute for information environment.

According to the results of analysis, information asymmetry decreased more when financial analysts provided both earnings forecasts and cash flow forecasts than when they provided only earnings forecasts. In addition, information asymmetry was relieved more as the frequency of financial analysts' cash flow forecasting increased and the cash flow forecasting ratio was higher. These results mean that financial analysts provide useful information to capital market participants through cash flow forecasting

* Ph.D. candidate, Dept. of Accounting, Hanyang University, Primary Author, E-mail : rebiirth@hanyang.ac.kr

** Senior Deputy Director, Trade Policy Division, Ministry of Trade, Industry and Energy, Corresponding Author,
E-mail : thkim76@korea.kr

*** Professor, School of Business, Hanyang University, Co-author, E-mail : leeng@hanyang.ac.kr

activities leading to decreases in information asymmetry. In addition, this study indicates that in case where the quality of earnings was low, information asymmetry was relieved further as financial analysts provided more cash flow forecasts, the frequency of cash flow forecasting increased, and the cash flow forecasting ratio was higher. This means that when the quality of earnings is lower, the negative(-) relations between cash flow forecasting activities and information asymmetry are reinforced and that when the quality of earnings is lower, the incentives for financial analysts to provide cash flow forecasts are higher.

This study should be contributive in that it provides empirical results indicating that financial analysts' cash flow forecasting activities contribute to the relief of information asymmetry. In addition, this study is meaningful in that it identified that financial analysts are providing cash flow forecasts to capital market participants with a view to delivering useful information as intermediaries. In addition this study is differentiated from previous studies in that, whereas previous focused on financial analysts' earnings forecasts, this study focuses on financial analysts' cash flow forecasts. This study should provide additional evidence for the incentives for financial analysts' provision of cash flow forecasts.

Key Words : Analysts' Forecasting, Analysts' Cash Flow Forecast, Information Asymmetry, Earnings Quality