

무형자산생산성과 재무분석가 예측오차에 관한 연구*

이명전** · 김민수***

〈요 약〉

본 연구는 무형자산생산성과 재무분석가 예측오차를 다룬 것으로 무형자산생산성이 높아질수록 재무분석가 예측오차가 낮아지는지를 살펴본다.

Clausen and Hirth(2016)의 연구에 따라 측정된 무형자산생산성이란 무형자산이 효율적으로 작용하여 기업의 이익에 크게 기여하는 정도를 의미한다. 종속변수로 사용된 재무분석가 예측오차는 해당기업을 추종하는 재무분석가의 이익예측치와 실제예측치의 차이로 산출하였다.

본 연구에 사용된 샘플은 2011년부터 2022년까지 KOSPI시장에 상장된 기업들이고, 분석에 필요한 자료를 모두 가진 최종 표본은 2,335 기업-연도이다. 분석결과 무형자산생산성이 증가할수록 재무분석가 예측오차는 감소하는 것으로 나타났으며, 특히 과대예측오류가 발생하는 구간에서 예측오차가 감소하는 효과가 강하였다. 즉 무형자산생산성이 높을수록 재무분석가들이 해당 기업을 분석하는 것이 용이하여 정보위험이 줄어들며, 특히 과대예측 위험을 줄이는 효과가 더욱 두드러짐을 의미한다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 공헌점을 가질 것으로 기대한다. 먼저, 무형자산의 생산성이 증가할수록 해당 기업에 대한 재무분석가의 예측이 용이하여 예측오차가 감소하는 것을 직접 실증하였다. 즉 재무분석가 예측오차라는 실제 관측가능한 변수를 통해 무형자산생산성에 의한 정보위험을 직접적으로 보여주었다. 다음으로, 무형자산생산성이 높을수록 재무분석가 예측오차 중 과대예측 성향을 감소시키는 효과가 큰 것으로 나타났는데 이는 반대로 무형자산생산성이 낮다면 재무분석가들이 해당 기업을 과대예측할 가능성이 높음을 의미하므로 시장참여자들이 그러한 기업의 정보를 다룸에 있어서 신중할 필요가 있음을 시사한다. 끝으로, 자본시장 규제를 담당하는 기관에게는 자본시장에서 기업들이 보유하는 무형자산에 대한 상세한 정보발굴과 공시정책 개발의 근거로 활용될 수 있다.

〈주제어〉 무형자산생산성, 재무분석가 예측오차, 재무분석가 과대예측

* 이 연구는 2023년도 영남대학교 학술연구조성비에 의한 것임. 또한 본 연구는 순천향대학교 학술연구비 지원으로 수행하였음.

** 영남대학교 회계세무학과 교수, heat23@ynu.ac.kr, 주저자

*** 순천향대학교 경제금융학과 부교수, equili@sch.ac.kr, 교신저자

I. 서 론

본 연구는 무형자산생산성과 재무분석가의 예측오차를 다룬 것으로 무형자산의 생산성이 높을수록 재무분석가의 예측오차가 감소하는지를 살펴본다.

현대산업이 고도화되면서 기업의 경영활동에 있어서 유형자산뿐 아니라 무형자산도 필수적으로 필요한 자산으로 자리잡았으며, 그 가치 또한 중요하다. 그러나 무형자산의 정의와 범위 측정치 모두에 있어서 모호함이 존재하여 동 분야에 대한 연구가 활발히 진행되지 않았다. 이에 본 연구에서는 무형자산의 생산성이 높고 낮음에 따라 재무분석가의 예측오차가 어떻게 달라지는지 분석하고자한다. 우선 본 연구에서 다룬 무형자산은 재무제표에 표현된 무형자산뿐 아니라 회계상으로 표현되지 않는 기업의 노하우, 브랜드가치, 인적자원, 고객정보, 효율적인 생산과정 등을 포함한 개념이다. 그리고 무형자산의 생산성이란 위에서 언급한 무형자산이 얼마나 기업의 이익에 생산적으로 기여하였는지를 나타내는 정도를 의미하며, Clausen and Hirth(2016)의 연구에서 제시된 방법에 따라 측정하였다. 동 연구에서는 무형자산생산성을 직접 측정하는 것이 불가능하여 유형자산이 이익에 기여하는 정도를 이용하여 간접적으로 산출한다. 이와 같이 산출할 수 있었던 이유는 무형자산이 단독으로 이익산출에 기여하는 것이 아니라 유형자산과 조화를 통해 기여한다는 특성이 내재되어 있기 때문이다. 즉 무형자산이 생산적일수록 유형자산이 효과적으로 작용하여 유형자산 규모 대비 이익이 클 것이라는 논리가 내포되어 있다.

무형자산 관련 선행연구들은 대체로 무형자산 자체의 가치를 산출하는데 중점을 두고 있다. 초기의 연구 중 Hall(2001a ; 2001b)은 총부채와 총자본의 시장가치가 총자산의 장부금액을 상회할 경우 그 상회하는 금액을 무형자산의 가치로 정의하여 측정하였다. 이 방식은 개별기업 수준에서 객관적으로 측정하는 것이 가능하다는 장점이 있으나 주가의 변동성이 큰 시기 즉 주가 급등락 기간에는 적용하는 것이 상대적으로 어렵다. 그 후 Long and Malitz(1985)와 Gatchev et al.(2009) 연구에서는 연구개발비를 통해 무형자산의 가치를 계산하였으나 연구개발비가 당기에 즉시 비용처리 된다는 특성 때문에 계산하는 당해 연도의 무형자산 가치만을 대표한다는 단점을 가진다. 이러한 단점을 극복하기 위해 Lev and Sougiannis(1996), Chan et al.(2001) 및 Heeley et al.(2006)은 다기간의 연구개발비를 합쳐 무형자산의 가치를 산출하는 방안을 마련하였으나 연구개발비가 가지는 근본적인 한계점은 극복하지 못하였다. 그 외 Deng et al.(1999), Wagner (2013) 및 Mann(2018)은 특허권을 이용하여 무형자산의 가치를 산출하였다. 특허권은 연구개발비의 성공한 결과물을 대표하는 특성이 있으나, 특허권 또는 상표권의 숫자가 특정 기업이 보유한 무형자산의 가치 전부를 대표하는 데는 여전히 한계점이 존재한다.

무형자산은 개념과 범위가 모호하며, 가치를 직접적으로 측정하기에는 자료의 제약이 존재한다. 이에 이를 간접적으로 측정하는 연구들도 수행되었다. Lev(2004)는 이익의 개념을 이용하여 무형자산의 가치를 측정하였으며, Edmans(2011)은 피고용자들의 만족도를, Larkin(2013)은 브랜

드 개념을 활용하여 측정하였다. 가장 최근의 연구인 Clausen and Hirth(2016)에서는 무형자산 자체의 가치를 측정하는 것이 아니라 무형자산의 생산성을 측정하였는데 이 과정에서 Cobb-Douglas 생산함수와 유형자산, 이익의 개념을 활용하였다.

한편 재무분석가는 기업에 관한 정보를 수집, 해석, 배포를 통해 양질의 정보를 제공하는 역할을 수행하며, 이러한 재무분석가가 제공하는 예측정보는 자본시장 참여자들에게 유용한 자료로 활용된다. 이러한 재무분석가가 제공하는 예측정보의 정확도는 자본시장에서 해당 기업의 특성 및 정보품질에 따라 좌우된다. 즉 기업이 분석하기 용이하거나 양질의 정보를 제공할 경우 재무분석가 예측정보의 정확도는 높아질 것이고 그렇지 않을 경우 정확도는 낮아질 것이다.

위에서 언급한 사항들을 고려해 볼 때 무형자산생산성이 증가할수록 재무분석가의 예측오차는 감소할 것으로 예상된다. 왜냐하면 무형자산의 생산성이 높을수록 무형자산, 유형자산, 이익으로 이어지는 경로에 잡음(noise)이 적어 재무분석가들이 해당 기업을 분석하는 것이 상대적으로 용이하고 효과적이기 때문이다.

동 사항을 가설로 설정하여 실증하는 것이 본 연구의 목적이며, 더불어 재무분석가 예측오차의 구간을 과대예측 구간과 과소예측 구간으로 나누어 각각의 구간에서 가설이 다르게 나타나는지도 살펴본다.

본 연구의 대상은 2011년부터 2022년까지 KOSPI시장에 상장된 기업들이며 무형자산생산성이 증가할수록 재무분석가 예측오차는 감소할 것으로 예상하고 있다. 무형자산생산성은 Clausen and Hirth(2016)에 따라, 재무분석가 예측오차는 다수의 선행연구에서 사용하는 이익의 예측차이를 기초 주식가격으로 나누어 측정하였다.

본 논문의 구성은 제 I 장 서론에 이어, 제 II 장에서는 선행연구와 가설을 설명하며, 제 III 장에서는 실증분석 과정으로 변수정의, 모델설정, 표본선택에 대하여 기술하였다. 제 IV 장에서는 기초통계량과 가설검증결과를 제시하고 있으며, 마지막 제 V 장에서는 결론 및 정책시사점을 제시하였다.

II. 선행연구 및 가설설정

1. 선행연구

산업이 고도화됨에 따라 유형자산뿐 아니라 무형자산에 대한 중요성이 증대되고 있다. 회계상 즉 재무제표에 나타나는 무형자산은 개발비, 산업재산권, 영업권 등이 있으며 자가창설 무형자산은 신뢰성의 문제가 있어서 자산으로 인식하지 않고 즉시 비용처리 하는 방향으로 회계처리 규정이 마련되어 있다. 그러나 무형자산을 좀 더 확대하여 살펴보면 회계상으로 표현되지 못하는

더 많은 요소들을 포함한다. 예를 들어 경영노하우, 기업이미지, 평판, 효율적인 생산과정, 직원들의 숙련도, 새로운 기술의 축적 등등을 포함할 수 있다. 이 포괄적 의미의 무형자산이 기업 가치에 영향을 미치게 되며, 선행연구에서는 무형자산의 가치를 측정하는 것에서부터 시작된다.

무형자산은 정의와 범위가 모호하여 그 가치를 객관적으로 측정하는 것이 상대적으로 어려우며 해당 자료의 수집 가능성 또한 제한적이다. Corrado et al.(2009)에서는 소프트웨어와 연구개발 관련 지출을 이용하여 무형자산의 가치를 측정하였는데 이 과정에서 재무상태표에서 동 지출의 누적치를 객관적으로 확인하는 데는 어려움이 있다고 보고하고 있다. Sullivan and Wurzer (2009)는 무형자산의 개념과 가치측정 방법이 명확하지 않으며, 공시된 일반자료를 가지고 측정하는 것이 어렵다고 설명하였다.

무형자산의 가치를 객관적으로 측정하는데 어려움이 있음에도 불구하고 이를 측정하는 여러 연구들이 진행되었다. 우선 Hall(2001a ; 2001b)은 총부채와 자본의 시가총액에서 자산의 장부가치를 차감한 잔액을 무형자산으로 정의하였다. 동 연구는 거시경제 측면에서 진행되었는데 이를 개별기업 측면에서 진행하기에는 다소 무리가 있다. 왜냐하면 특정 시기 예를 들어 닷컴버블과 같은 주가 급등락 시기에는 자본의 시가총액에 대한 신뢰성이 확보되지 않아 이를 효과적으로 처리하기가 어렵기 때문이다(Clausen and Hirth 2016).

선행연구에 따르면 1985년까지 미국 기업은 총 자산의 약 9% 정도가 무형자산이고(Clausen and Hirth 2016), 1990년대에는 유형자산 비중과 무형자산 비중이 거의 비슷한 것으로 보고하고 있다(Corrado et al. 2009). Bhagat et al.(2005) 및 Hovakimian(2009)은 이러한 특성 즉 총자산에서 유형자산이 차지하는 비중을 이용하여 자산의 유형성(유형성이 낮으면 반대로 유형성이 높음을 의미)을 측정한 연구도 존재한다.

기업의 무형자산 가치를 측정하는 여러 방법 중 대표적인 것은 연구개발비를 활용하는 것이다(Long and Malitz 1985 ; Gatchev et al. 2009). 연구개발비를 이용할 경우 당해 연도에 발생한 연구개발 관련 지출만 포착할 수 있다는 단점이 있어 다양한 선행연구(Lev and Sougiannis 1996 ; Chan et al. 2001 ; Lev 2004 ; Heeley et al. 2006)에서는 수년간의 연구개발비를 합산하여 무형자산의 가치를 측정하였다. 그러나 연구개발비는 구체적으로 발생한 비용을 말하므로 시장에서의 경쟁력, 브랜드 가치, 제품과 서비스의 품질, 기업이미지 등 대한 사항은 측정할 수 없다는 태생적인 한계점이 존재한다. 그 외에 연구개발비는 경영자의 이익조정, 근시안적 경영, 도박적인 자세 등 자의적인 요소에 의하여 영향을 받으므로 이를 이용하여 무형자산 가치를 측정하는 것은 그 효과성과 신뢰성이 제한적이다(Bange and De Bondt 1998 ; Lundstrum 2002 ; Brown and Petersen 2011 ; Adhikari and Agrawal 2016).

상표권이나 특허권을 이용하여 무형자산의 가치를 측정한 연구들도 존재한다(Deng et al. 1999 ; Wagner 2013 ; Mann 2018). 특허권은 연구개발의 성공한 결과를 의미하므로 그 의미는 충분하나 상표권이나 특허권의 개수로 무형자산의 가치를 산출하는 것에는 한계점이 존재한다.

무형자산의 가치를 직접적으로 산출하는 것이 여러가지 이유로 인하여 현실적으로 어려우므로 이를 간접적으로 측정한 연구가 있다. Clausen and Hirth(2016)에 따르면 운영의 효율성, 종업원의 숙련도, 평판, 브랜드가치가 높을 경우 이는 유형자산과 어우러져 높은 이익을 산출하게 된다고 주장하였다. 즉 무형자산이 생산적으로 작용하면 유형자산이 이윤을 크게 창출한다는 내용이다. 이를 Cobb-Douglas 생산함수를 이용하여 도출하였으며, 동 연구에서 제시한 무형자산생산성은 무형자산의 보유량이 아니라 이미 존재하는 무형자산이 기업의 유형자산과 결합하여 얼마나 효율적으로 작동하는지를 의미한다.

한편 재무분석가의 예측정보에 관한 연구 중 상당수는 재무분석가의 이익예측 정확도에 관한 것이다. 예를 들어 기업의 규모, 이익수준, 이익의 변동성, 부채비율, 수익률(Eames and Glover 2003 ; Eddy and Seifert 1992) 및 재무분석가의 수와 대상기업의 정보량(O'Brien and Bhushan 1990 ; Lys and Soo 1995 ; Mikhail et al. 1997)도 재무분석가 예측정확도에 영향을 미친다. 특히 정보의 불확실성이 높을수록 재무분석가의 예측정확도는 떨어지고 낙관적인 이익예측 성향이 강한 것으로 나타났다. Shipper(1991)은 재무분석가는 낙관적인 예측치를 통해 대상 기업과 우호적인 관계를 유지한다고 주장하였으며, Das et al.(1998)도 이익예측이 어려운 기업들은 경영자의 비공개정보에 대한 수요가 많아 이를 얻기 위해 재무분석가들이 낙관적인 이익예측치를 제공한다고 설명하였다. Lim(2001)도 유사한 내용을 주장하였는데 공시의 질이 낮거나 불확실성이 높은 환경에서 재무분석가들은 추가적으로 경영자들에게 정보를 얻기 위해 낙관적 예측을 제공한다고 보고하였다. 정석우·임태균(2005)의 연구도 이익의 지속성이 높을수록 재무분석가의 예측정확도가 높고 예측오차가 덜 낙관적이라고 제시하였다.

2. 가설 설정

무형자산은 유형자산과 달리 형태가 없는 자산으로 그 정의와 범위, 측정이 모호하다. 회계에서 일정한 요건을 충족한 경우에 한하여 자산으로 인정하며 그렇지 못한 경우에는 비용으로 처리한다.

회계에서 말하는 무형자산이란 지출이 발생하였고 일정한 요건을 충족한 경우에 자산화할 수 있으나, 본 연구에서 다루는 무형자산은 회계상 무형자산뿐 아니라 효율적인 운영프로세스, 고객 데이터, 숙련된 노동력, 브랜드가치, 평판 등을 포함한 포괄적 개념이다. 또한 무형자산의 생산성이란 포괄적 의미의 무형자산이 기업 내에 얼마나 존재하는가가 아니라 이미 존재하는 무형자산이 얼마나 생산적으로 기업에 기여하는지를 나타내는 개념이다(Clausen and Hirth 2016).

무형자산은 이익에 직접적으로 기여한다기보다 유형자산과 조화를 이루어 전체 자산이 이익에 생산적으로 기여하도록 하는 특성을 가진다. 이에 유형자산 대비 영업이익이 많다는 것은 무형자산이 생산적으로 작용함을 뜻한다(Clausen and Hirth 2016).

한편 재무분석가는 기업에 관한 정보를 수집, 해석, 배포하여 자본시장에 양질의 정보를 제공하는 역할을 한다. 선행연구들을 살펴볼 때 기업이 가지는 특성(Eames and Glover 2003 ; Eddy and Seifert 1992)과 제공하는 정보의 양과 품질(Mikhail et al. 1997 ; Lim 2001)에 따라 재무분석가가 제공하는 예측정보의 품질이 달라진다. 즉 기업이 해석하기 용이한 양질의 정보를 제공하면 재무분석가가 제공하는 예측정보의 정확도가 올라가고 그렇지 않은 경우 정확도가 낮아지게 된다.

이상의 내용들을 살펴볼 때 무형자산생산성이 증가할수록 재무분석가의 예측오차는 감소할 것으로 예상된다. 왜냐하면 무형자산이 생산적일수록 무형자산 취득에 투자한 자원이 기업의 성과(이익)에 효율적으로 작용함을 의미하고, 효율적인 상태에서 기업의 성과를 예측하는 것이 그렇지 못한 상태보다 예측이 용이하기 때문이다. 즉 무형자산이 비생산적이라는 것은 무형자산에서 유형자산, 이익으로 연결되는 경로에 잡음(noise)이 많다는 것을 뜻한다. 따라서 재무분석가 입장에서는 무형자산이 비생산적일수록 무형자산에 투자한 자원이 기업 이익에 기여하는 정도를 예측하는 것이 어려워 예측에 있어서 오류를 발생시킬 가능성이 크다. 이러한 내용을 검증하기 위해 다음의 가설을 설정한다.

[가설] 무형자산생산성이 증가할수록 재무분석가 예측오차는 감소할 것이다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 관심변수의 측정

본 연구의 관심변수는 무형자산 생산성으로 Clausen and Hirth(2016)에서 제시된 방법에 따라 산출한다. 동 연구에 따르면 무형자산이 유형자산의 효율적 사용을 통해 기업의 가치를 증대시킨다.

우선 이론적 배경 설명을 위해 Cobb-Douglas 생산함수를 식(1)과 같이 가정한다. 여기서 기업의 생산량(y)은 무형자산(I)과 유형자산(T)의 투입량으로 결정된다. 두 생산요소의 지수를 나타내는 a 와 $c-a$ 는 무형자산과 유형자산의 탄력성으로 각 생산요소(무형자산, 유형자산)의 생산성을 의미한다. 더불어 이 탄력성은 $0 < a < c < 1$ 으로 설정하여 생산함수의 수익체감을 가정한다.

$$y = f(I, T) = I^a T^{c-a} \quad (1)$$

위 생산함수에 대하여 기업의 이윤극대화는 식(2)와 같이 표현될 수 있다. 여기서 p 는 생산물

의 가격, w_I 는 무형자산의 가격, w_T 는 유형자산의 가격을 각각 의미한다.

$$\max_{I, T} \Pi(I, T) = pf(I, T) - w_I I - w_T T \quad (2)$$

이윤극대화를 위한 무형자산과 유형자산의 최적투입량은 각각 $I^* = apy/w_I$ 와 $T^* = (c-a)py/w_T$ 로 구해지며, 이를 (2)식에 대입하면 기업의 최대이윤을 구할 수 있다. 여기서 중요한 사항은 Clausen and Hirth(2016)이 유형자산 수익률(return on tangible asset : 기업이윤/유형자산) 변수를 제안한 것이다. 측정이 어려운 무형자산 대신 재무제표상에서 상대적으로 정확하게 구할 수 있는 영업이익 및 유형자산 가치를 이용하여 무형자산의 생산성 측정방법을 도출한 것이다.

식(2)에 최적투입량을 적용한 뒤 유형자산 가치로 나누면 식(3)이 도출된다.

$$\frac{\Pi(I^*, T^*)}{w_T T^*} = \frac{py - w_I apy/w_I - w_T (c-a)py/w_T}{w_T (c-a)py/w_T} = \frac{1-c}{c-a} \quad (3)$$

이 식에 따르면 무형자산의 생산성인 a 가 증가할수록 유형자산에 대한 이윤 비율(ROTA)이 증가하는 것을 알 수 있다. 즉 무형자산의 생산성이 증가할수록 기업이 주어진 유형자산을 효율적으로 운용하여 이윤을 크게 창출함을 의미한다. 따라서 식(3)에 제시된 것과 같이, 유형자산 수익률(ROTA)이 높은 기업일수록 무형자산을 효율적으로 이용한다는 것을 의미하며, 이를 통해 무형자산 생산성을 측정한다.

이상에서 전개된 결과를 실증분석에서 사용하기 위해 아래의 3단계 절차를 거친다. 우선 유형자산 수익률을 구하기 위해 기업이윤에 EBITDA(감가상각 및 감모상각 차감전 영업이익)을, 유형자산 장부가치에 NETPPE(순유형자산)를 대입한다. 이를 식으로 표현하면 식(4)와 같다.

$$ROTA = \frac{EBITDA}{NETPPE} \quad (4)$$

다음 단계는 경기변동에 따른 시점간 수익률의 차이, 산업별 수익성의 차이를 통제하기 위해 연도-산업별 ROTA의 중위수를 차감한 뒤 연도-산업별 ROTA의 표준편차로 나누어 ROTA를 표준화하는 과정이다.

$$ADJROTA = \frac{ROTA - \text{Median}(ROTA)}{\sigma(ROTA)} \quad (5)$$

세번째 단계는 식(5)에서 도출된 ADJROTA를 전체 표본에 대해 순위를 매기는 과정이다.

ROTA나 ADJROTA는 무형자산 생산성과 비례관계이나 이를 직접 측정하는 것이 아니며 측정에 잡음이 많은 변수이므로 이 값을 그대로 사용하기보다 이를 바탕으로 순위값을 0에서 1까지 부여한 ROTARANK변수를 생성하여 사용한다. 따라서 최종적으로 ROTARANK는 무형자산생산성이 낮을수록 작은 값(0)을 가지며, 무형자산생산성이 높을수록 높은 값(1)의 값을 갖는다. 추가로 분석의 강건성을 높이고자 ROTARANK 전체 샘플에 대한 순위로 산출한 ROTARANK1과 연도별로 순위를 산출한 ROTARANK2를 사용한다.

2. 재무분석가 예측오차

본 연구에서 종속변수는 재무분석가 예측오차로 선행연구(유승경·김병호 2020 ; 조현진·유승원 2023)와 동일하게 아래의 식(6)~식(7)를 통하여 측정하였다. 재무분석가 예측치는 해당 연도 12월 31일을 기준으로 직전 3개월간의 평균을 사용하였으며, 예측오차는 예측치와 실제치 차이의 절대값을 사용하고, 분석의 강건성과 확장성을 위하여 절대값을 제외한 예측편의 변수도 산출하여 사용한다.

$$AFE_t = |EEPS_t - AEPS_t| \div P_{t-1} \quad (6)$$

$$AFB_t = (EEPS_t - AEPS_t) \div P_{t-1} \quad (7)$$

변수정의

$EEPS_t$ = t기 재무분석가 EPS예측치

$AEPS_t$ = t기 실제 EPS

P_{t-1} = t-1기말 주가

3. 가설 검증 모형

본 연구에서는 [가설]을 검증하기 위하여 아래의 식(8)을 설정하였다.

$$\begin{aligned} AFE(\text{or } AFB)_t = & \beta_0 + \beta_1 ROTARANK_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 MB_t \\ & + \beta_5 ANN_t + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t \\ & + \Sigma YEAR + \Sigma IND \end{aligned} \quad (8)$$

변수정의

AFE_t = 식(6)을 이용한 재무분석가 예측오차(절대값)

AFB_t = 식(7)을 이용한 재무분석가 예측편의

$ROTARANK1_t$ = 식(1)~(5)를 이용한 ADJROTA의 전체 샘플의 순위값. 0~1의 값을 가짐

$ROTARANK2_t$ = 식(1)~(5)를 이용한 ADJROTA의 연도별 순위값. 0~1의 값을 가짐

$SIZE_t$ = 총자산의 자연로그값

LEV_t = 총부채 ÷ 총자산

MB_i	=자본의 시장가치÷자본의 장부가치
ANN_i	=추종재무분석가 수+1의 자연로그 값
RET_i	=주간수익률의 1년 평균
$RISK_i$	=주간수익률의 1년 표준편차(변동성)
$TURN_i$	=추세 제거 후 월간주식회전율의 1년 평균 (주식회전율=주식거래량÷상장주식수)
$YEAR$	=연도더미
IND	=산업더미

우선 식(8)은 [가설]을 검증하기 위한 모델로 무형자산생산성이 증가함에 따라 재무분석가에 예측오차가 어떻게 달라지는지 살펴본다. 관심변수는 식(1)~식(5)에서 산출된 ROTARANK1(2)이며 종속변수는 식(6), 식(7)에 의해 산출된 재무분석가 예측오차(예측편의)이다.

ROTARANK값이 클수록 무형자산생산성이 높음을 의미하며 AFE(AFB)가 클수록 가치평가오류(편의)가 큰 것을 의미한다. 따라서 [가설]이 지지되기 위해서 β_1 은 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가져야 한다.

그 외 통제변수는 선행연구를 참조하여 재무분석가 예측오차에 영향을 미치는 변수들을 포함시켰다. 우선 SIZE는 기업규모로 기초 총자산의 자연로그 값이다. 기업규모가 클수록 투자자들이 관심도가 높아 해당 기업에 대한 정보가 많고 정보전파속도가 빨라(Arbel and Strebel 1983 ; Hong et al. 2001) 재무분석가 예측오차가 줄어들 수 있으며(Das et al. 1998), 반대로 기업의 규모가 클수록 예측 대상이 복잡하여 예측오차가 증가할 가능성이 존재한다(조현진·유승원 2023). LEV는 총부채를 총자산으로 나눈 것으로 선행연구(DeFond and Jambalvo 1994)에 의하면 부채비율이 높을수록 이익조정이 많아 기업의 정보비대칭이 증가한다. 따라서 LEV는 재무분석가 예측오차와 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상된다. MB는 자본의 시가총액을 자본의 총장부가액으로 나눈 것으로 성장기회를 뜻한다. 성장기회가 많을수록 이익조정이 증가하여(Klein 2002) 정보비대칭이 높아진다. 이에 따라 MB와 재무분석가 예측오차는 양(+)의 관계를 가질 것으로 보인다. ANN은 추종재무분석가수에 1을 더하여 자연로그를 취한 값으로 추종재무분석가수가 많다는 것은 그만큼 해당 기업의 정보에 대한 수요와 공급이 많다는 것을 의미하므로 재무분석가 예측오차와 음(-)의 관계를 가질 것으로 보인다(Lang and Lundholm 1996).

RET은 기업주가의 주간수익률이며 연간 평균에 100을 곱하여 산출한다. 수익률이 좋으면 그만큼 기업은 좋은 품질의 정보를 제공할 가능성이 높으므로 재무분석가 예측오차가 감소할 수 있으나, 주식수익률이 높다는 것은 정보비대칭 때문에 생긴 고평가의 결과일 수도 있으므로(이진환·윤성용 2015) 예측오차를 증가시킬 수도 있다. RISK은 주식의 주간수익률 연간변동성으로 선행연구에 따르면 주식수익률의 변동성은 재무분석가의 예측오차에 정(+)의 영향을 미친다(Lang and Lundholm 1993). TURN는 월간 주식회전율(1개월간 주식거래량 나누기 상장주식수)의 1년 평균치이며, 월간 주식회전율의 추세 제거를 위해 당기의 평균 월간 주식회전율에서

전기의 평균 월간 주식회전율을 차감하여 산출한다. 동 변수는 투자자간 의견불일치를 대표하며 선행연구(Chen et al. 2001)에 의하면 이러한 의견불일치는 투자자들 사이의 평가가 상이하다는 것을 의미하므로 재무분석가 예측오차와 정(+)의 관계를 가질 것으로 기대된다. 반면 주식회전율이 높다는 것은 투자자들의 관심이 많다는 것을 의미하므로 활동적인 거래를 통해 예측오차가 조정될 가능성도 존재한다. 이는 재무분석가 예측오차와 음(-)의 관계를 보일 수 있음을 내포한다.

4. 표본 선정

본 연구는 2011년부터 2022년까지 KOSPI시장에 상장된 기업을 대상으로 한다. 연구에 사용된 재무분석가 예측자료, 주가자료, 재무제표자료 등은 Fnguide의 Data Guide Pro에서 제공받았다. 여러 업종 중 금융업은 비금융업과 회계정보와 사업구조가 유의하게 차이가 나므로 분석에서 제외하였고, 회계기간이 연구결과에 미치는 영향을 없애기 위해 12월말 결산법인만 포함시켰다. 또한 관리종목, 자본잠식기업은 정상적이지 않은 경영상황이라 분석에서 제외하였으며, 그 외 실증에 필요한 재무분석가 예측자료가 부족한 기업들도 제외하였다. 동 과정을 통해 최종 선정된 기업은 2,335 기업-연도이고, 표본의 양극단치가 실증에 미치는 영향을 최소화하기 위해 각 변수들의 상위 1%와 하위 1%를 winsorization 방식으로 처리하였다.

〈표 1〉 표본선택

구 분	표본수
2011년 부터 2022년까지 KOSPI시장에 상장된 기업-연도	8,650
금융업 기업	(507)
12월 외 결산법인	(146)
관리종목 및 자본잠식	(157)
재무분석가 자료 및 재무제표 자료 불충분기업	(5,505)
소계	2,335

IV. 분석 결과

1. 기초통계

본 연구에서 사용된 총변수의 기술통계량은 <표 2>에 정리되어 있다. 우선 관심변수인

ROTARANK는 두 가지 방식으로 측정하였는데 전체 표본을 대상으로 순위를 정한 ROTARANK1은 평균 0.570 중위수 0.597를 보여주어 두 수치상 차이가 크지 않았다. ROTARANK2는 연도별 샘플 내에서 순위를 정한 것으로 ROTARANK1과 질적으로 유사한 분포를 보여주었다.

종속변수로 사용된 AFE는 재무분석가 예측오차로 평균 0.036 중위수 0.015로 나타나 평균이 중위수보다 다소 큰 것으로 나타났으며, 이는 왜도가 양(+)인 것을 의미하여 다수의 큰 값을 갖는 표본들이 평균을 중위수보다 크게 만들었음을 알 수 있다.

그 외 SIZE, LEV, MB, ANN 변수는 기업들의 특성 및 추종재무분석가의 수를 통제하고자 사용하는 변수로 선행연구(유승경·김병호 2020)과 질적으로 유사한 분포를 보여주고 있으며, RET, RISK, TURN은 개별기업의 자본시장 정보환경을 통제하기 위한 변수로 선행연구(이진현·윤성용 2015 ; 김민수·이명건 2020)와 유사한 분포를 나타낸다.

〈표 2〉 기술통계량

(N=2,335)

변수	평균값	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
AFE_t	0.036	0.015	0.061	0.000	0.382
AFB_t	0.024	0.010	0.062	-0.126	0.365
$ROTARANK1_t$	0.570	0.597	0.264	0.022	0.989
$ROTARANK2_t$	0.566	0.588	0.262	0.020	0.988
$SIZE_t$	21.297	21.227	1.471	18.406	24.834
LEV_t	0.412	0.417	0.201	0.028	0.883
MB_t	1.704	1.182	1.576	0.287	9.109
ANN_t	1.906	1.946	0.863	0.693	3.332
RET_t	0.195	0.107	0.721	-2.130	4.555
$RISK_t$	5.236	4.883	1.863	2.281	12.110
$TURN_t$	0.136	0.095	0.131	0.014	0.791

변수정의

AFE_t =식(6)을 이용한 재무분석가 예측오차(절대값)

AFB_t =식(7)을 이용한 재무분석가 예측편의

$ROTARANK1_t$ =식(1)~(5)를 이용한 $ADJROTA$ 의 전체 샘플의 순위값. 0~1의 값을 가짐

$ROTARANK2_t$ =식(1)~(5)를 이용한 $ADJROTA$ 의 연도별 순위값. 0~1의 값을 가짐

$SIZE_t$ =총자산(단위 : 천원)의 자연로그값

LEV_t =총부채 ÷ 총자산

MB_t =자본의 시장가치 ÷ 자본의 장부가치

ANN_t =추종재무분석가수+1의 자연로그 값

RET_t =주관수익률의 1년 평균

$RISK_t$ =주관수익률의 1년 표준편차(변동성)

$TURN_t$ =주세 제거 후 월간주식회전율의 1년 평균
(주식회전율=주식거래량 ÷ 상장주식수)

본 연구에서 사용된 변수들의 상관관계는 <표 3>에 제시되어 있다. 먼저 관심변수인 ROTARANK와 종속변수는 가설에서 예측한 대로 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값을 보이고 있다. 그 외 통제변수와 종속변수의 상관관계에서는 MB, ANN가 유의한 음(-)의 관계를 보여주고 LEV, RISK, TURN가 유의한 양(+)의 관계를 보여주었다. <표 3>에서 보여주는 값은 두 변수들간의 단변량 관계를 의미하므로 관심변수가 종속변수에 어떠한 영향을 미치는지 실증하기 위해서는 통제변수들이 함께 고려된 다중회귀분석이 필요하다.

독립변수들 간의 상관관계에서는 SIZE와 ANN, RET와 RISK, RISK와 TURN이 0.3(절대값 기준)을 상회하는 값을 보여주고 있다. 독립변수들 간 상관관계가 높으면 다중공선성문제가 발생할 수 있어 VIF값을 추가로 살펴보았다. 그 결과 본 연구에서 사용된 모든 회귀분석에서 최대 VIF값이 3.28(10이하)로 나타나 다중공선성의 문제는 심각하지 않은 것으로 확인된다.

<표 3> 변수 간 상관관계

(N=2,335)

	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) AFE_t	0.727 (0.000)	-0.151 (0.000)	-0.150 (0.000)	0.033 (0.109)	0.229 (0.000)	-0.168 (0.000)	-0.136 (0.000)	0.013 (0.518)	0.177 (0.000)	0.110 (0.000)
(2) AFB_t	1.000	-0.147 (0.000)	-0.146 (0.000)	0.042 (0.040)	0.192 (0.000)	-0.126 (0.000)	-0.059 (0.005)	-0.040 (0.053)	0.119 (0.000)	0.044 (0.032)
(3) $ROTARANK1_t$		1.000	0.998 (0.000)	-0.084 (0.000)	-0.218 (0.000)	0.145 (0.000)	0.020 (0.335)	0.092 (0.000)	-0.051 (0.014)	-0.031 (0.141)
(4) $ROTARANK2_t$			1.000	-0.086 (0.000)	-0.218 (0.000)	0.148 (0.000)	0.021 (0.302)	0.096 (0.000)	-0.047 (0.022)	-0.031 (0.131)
(5) $SIZE_t$				1.000	0.197 (0.000)	-0.179 (0.000)	0.728 (0.000)	-0.201 (0.000)	-0.208 (0.000)	-0.247 (0.000)
(6) LEV_t					1.000	0.024 (0.248)	0.115 (0.000)	-0.009 (0.655)	0.166 (0.000)	0.180 (0.000)
(7) MB_t						1.000	0.156 (0.000)	0.285 (0.000)	0.143 (0.000)	0.105 (0.000)
(8) ANN_t							1.000	-0.106 (0.000)	-0.181 (0.000)	-0.172 (0.000)
(9) RET_t								1.000	0.426 (0.000)	0.361 (0.000)
(10) $RISK_t$									1.000	0.665 (0.000)
(11) $TURN_t$										1.000

1) ()안의 숫자는 p-value를 의미함. 상세한 변수정의는 <표 2>참조

2. 다변량 분석결과

본 연구에서 설정한 가설은 무형자산생산성에 따라 재무분석가 예측오차가 어떻게 달라지는지 살펴보는 것이다. 무형자산생산성은 Clausen and Hirth(2016)의 연구에 따라 산출하였고, 재무분석가 예측오차는 선행연구(유승경·김병호 2020)와 동일한 방법을 사용하였다. <표 4>는 가설을 검증한 결과로 가설이 예상과 같다면 ROTARANK의 계수값이 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다. 분석의 강건성을 높이고자 ROTARANK를 두 가지 방식으로 측정하였으며 (1)은 ROTARANK1을, (2)는 ROTARANK2를 사용한 결과값이다. Panel A는 종속변수로 재무분석가 예측오차를 사용하였으며, Panel B는 재무분석가 예측편의를 사용하였다.

모형의 적합도를 나타내는 F값은 9.59~16.70으로 나타나 1%수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타냈으며, 설명력을 나타낸 수정R²는 0.0965~0.1632로 확인되었다. 분석에 사용된 표본의 개수는 2,335 기업-연도로 연구 결과를 일반화하기에 충분한 양이었다.

<표 4> 가설에 대한 다변량 분석결과

$$AFE(or AFB)_t = \beta_0 + \beta_1 ROTARANK_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 MB_t + \beta_5 ANN_t + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Panel A : Dependant variable=AFE					
INDEPENDENT VARIABLE	PRED. SIGN	(1)		(2)	
		ROTARANK =ROTARANK1		ROTARANK =ROTARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	-0.1330	-4.66***	-0.1335	-4.66***
ROTARANK	-	-0.0189	-4.00***	-0.0190	-4.00***
SIZE	+/-	0.0082	5.83***	0.0082	5.83***
LEV	+	0.0477	7.18***	0.0476	7.18***
MB	+/-	-0.0041	-4.63***	-0.0041	-4.63***
ANN	-	-0.0175	-7.74***	-0.0175	-7.74***
RET	+/-	0.0003	0.16	0.0003	0.16
RISK	+	0.0062	6.11***	0.0062	6.11***
TURN	+	0.0000	0.00	0.0000	0.00
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		16.69***		16.70***	
Adj.R ²		0.1632		0.1632	
Sample		2,335		2,335	

〈표 4〉 가설에 대한 다변량 분석결과 (계속)

Panel B : Dependant variable=AFB					
INDEPENDENT VARIABLE	PRED. SIGN	(1)		(2)	
		ROTARANK =ROTARANK1		ROTARANK =ROTARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	-0.0716	-2.38**	-0.0720	-2.39**
ROTARANK	-	-0.0212	-4.25***	-0.0214	-4.29***
SIZE	+/-	0.0039	2.67***	0.0040	2.68***
LEV	+	0.0424	6.09***	0.0424	6.08***
MB	+/-	-0.0032	-3.42***	-0.0032	-3.40***
ANN	-	-0.0082	-3.45***	-0.0082	-3.45***
RET	+/-	-0.0032	-1.53	-0.0032	-1.53
RISK	+	0.0062	5.80***	0.0062	5.80***
TURN	+	-0.0258	-1.88*	-0.0258	-1.87*
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		9.59***		9.61***	
Adj.R ²		0.0965		0.0966	
Sample		2,335		2,335	

주) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함.

분석결과 Panel A에서 β_1 이 유의한 음(-)의 계수값(-0.0189, t-value=-4.00 ; -0.0190, t-value=-4.00)을 보여주어 가설은 예상과 같이 지지되었다. 이는 무형자산의 생산성이 높을수록 무형자산이 유형자산을 통해 이익에 공헌하는 정도를 예상하는 것이 용이하여 재무분석가 예측오차를 줄이는 것으로 해석할 수 있다.

Panel B는 종속변수를 재무분석가 예측편의로 대체하여 분석한 결과인데 여기서도 β_1 이 유의한 음(-)의 계수값(-0.0212, t-value=-4.25 ; -0.0214, t-value=-4.29)을 보여주어 가설이 더욱 강건하게 지지되었다.

그 외 Panel A를 중심으로 통제변수의 결과를 살펴보면 SIZE는 양(+)의 유의한 계수값을 보이고 있어 기업규모가 클수록 재무분석가 예측오차가 증가하는 것을 알 수 있으며(조현진·유승원 2023), LEV도 양(+)의 계수값을 보여주어 부채비율이 높을수록 해당기업에 대한 정보 품질이 좋지 않음을 짐작할 수 있다. 성장성을 나타내는 MB는 음(-)의 계수값을 나타내 성장성이 높을수록 재무분석가 예측오차가 감소함을 확인하였다. 그 외 ANN 및 RISK는 예상과 일치하게 각각 음(-)과 양(+)의 유의한 계수값을 보여주었다.

<표 5>는 본 연구의 종속변수인 재무분석가 예측오차를 과대평가 구간과 과소평가 구간으로 나누어 살펴본 것으로 Panel A는 $AFB > 0$ 인 과대평가 구간, Panel B는 $AFB < 0$ 인 과소평가 구간을 의미한다. 분석결과 과대평가 구간에서는 무형자산의 효율성이 증가할수록 예측편의가 감소함을 알 수 있다. 반면 Panel B에서는 ROTARANK가 유의한 계수값을 보이고 있지 않다. 이는 무형자산 효율성이 높을수록 재무분석가가 과대평가하는 오류가 감소하는 것을 확인한 것으로 일반적으로 재무분석가가 해당 기업에 대한 해석이 모호할 때 과대평가하는 경향이 있는 것과 관련이 되어 있다. 즉 재무분석가가 해당 기업에 대한 정보가 부족할 경우 해당 기업 및 시장에서의 평가를 고려하여 일반적으로 과대하게 예측하는 성향이 있는데 무형자산효율성이 높으면 이에 대한 해석이 용이하여 과대평가 유인이 감소함을 의미한다.

<표 5> 가설에 대한 다변량 분석결과(과대예측오류, 과소예측오류)

$$AFB_t = \beta_0 + \beta_1 ROTARANK_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 MB_t + \beta_5 ANN_t + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Panel A : $AFB \geq 0$					
INDEPENDENT VARIABLE	PRED. SIGN	(1)		(2)	
		ROTARANK =ROTARANK1		ROTARANK =ROTARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	-0.1145	-3.45***	-0.1150	-3.47***
ROTARANK	-	-0.0200	-3.70***	-0.0202	-3.73***
SIZE	+/-	0.0075	4.58***	0.0075	4.58***
LEV	+	0.0634	8.29***	0.0634	8.28***
MB	+/-	-0.0048	-4.50***	-0.0048	-4.50***
ANN	-	-0.0181	-6.91***	-0.0181	-6.91***
RET	+/-	0.0029	1.22	0.0029	1.22
RISK	+	0.0068	5.68***	0.0068	5.68***
TURN	+	-0.0111	-0.69	-0.0110	-0.69
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		15.88***		15.89***	
Adj.R ²		0.1971		0.1972	
Sample		1,759		1,759	

〈표 5〉 가설에 대한 다변량 분석결과(과대에측오류, 과소에측오류) (계속)

Panel B : AFB<0					
INDEPENDENT VARIABLE	PRED. SIGN	(1)		(2)	
		ROTARANK =ROTARANK1		ROTARANK =ROTARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	0.0720	2.42**	0.0722	2.43**
ROTARANK	+/-	0.0033	0.64	0.0032	0.61
SIZE	+/-	-0.0051	-3.51***	-0.0051	-3.51***
LEV	+	-0.0105	-1.46	-0.0105	-1.47
MB	+/-	0.0020	2.36**	0.0020	2.36**
ANN	-	0.0109	4.68***	0.0109	4.68***
RET	+/-	-0.0029	-1.52	-0.0029	-1.51
RISK	+	-0.0014	-1.38	-0.0014	-1.38
TURN	+	-0.0127	-1.06	-0.0127	-1.06
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		4.11***		4.11***	
Adj.R ²		0.1357		0.1356	
Sample		576		576	

주) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함.

3. 추가분석

추가분석에서는 재무분석가 예측자료의 강건성을 확보하기 위해 해당 기업에 대한 예측기간을 3개월이 아닌 6개월로 확장한 측정치를 사용해 보았다. <표 6>은 <표 4>를 재검증한 것으로 예측기간 증가에 따라 샘플수가 증가(2,335개 → 2,585개)한 것 외에는 그 결과가 기존 결과와 질적으로 동일하였다. 통제변수의 경우도 검증결과가 기존과 유사하여 지면상 표현을 생략하였다.

〈표 6〉 가설에 대한 다변량 분석결과

$$AFE(\text{or } AFB)_t = \beta_0 + \beta_1 ROTARANK_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 MB_t + \beta_5 ANN_t \\ + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Panel A : Dependant variable=AFE

INDEPENDENT VARIABLE	PRED. SIGN	(1)		(2)	
		ROTARANK =ROTARANK1		ROTARANK =ROTARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+ / -	포함		포함	
ROTARANK	-	-0.0202	-4.23***	-0.0204	-4.25***
CONTROLS		포함		포함	
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		19.09**		19.10**	
Adj.R ²		0.1688		0.1688	
Sample		2,585		2,585	

Panel B : Dependant variable=AFB

INDEPENDENT VARIABLE	PRED. SIGN	(1)		(2)	
		ROTARANK =ROTARANK1		ROTARANK =ROTARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+ / -	포함		포함	
ROTARANK	-	-0.0268	-5.20***	-0.0270	-5.23***
CONTROLS		포함		포함	
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		11.63**		11.64**	
Adj.R ²		0.1065		0.1067	
Sample		2,585		2,585	

주) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함.

<표 7>은 <표 5>의 종속변수를 6개월간의 재무분석가 예측치를 이용하여 재검증한 것으로 샘플수가 증가한 것 외에는 관심변수의 결과가 <표 5>와 동일하게 나타났다. 관심변수 외 통제

변수는 <표 5>와 질적으로 동일하여 표현을 생략하였다.

〈표 7〉 가설에 대한 다변량 분석결과(과대에측오류, 과소예측오류)

$$AFB_t = \beta_0 + \beta_1 ROTARANK_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 MB_t + \beta_5 ANN_t + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Panel A : AFB≥0

INDEPENDENT VARIABLE	PRED. SIGN	(1)		(2)	
		ROTARANK =ROTARANK1		ROTARANK =ROTARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	포함		포함	
ROTARANK	—	−0.0243	−4.42***	−0.0244	−4.42***
CONTROLS		포함		포함	
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		18.05***		18.05***	
Adj.R ²		0.2018		0.2018	
Sample		1,957		1,957	

Panel B : AFB<0

INDEPENDENT VARIABLE	PRED. SIGN	(1)		(2)	
		ROTARANK =ROTARANK1		ROTARANK =ROTARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	포함		포함	
ROTARANK	+/-	−0.0026	−0.44	−0.0025	−0.42
CONTROLS		포함		포함	
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		4.35***		4.35***	
Adj.R ²		0.1342		0.1342	
Sample		628		628	

주) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함.

V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 무형자산생산성과 재무분석가 예측오차에 대한 연구로 무형자산생산성이 증가할수록 재무분석가 예측오차가 감소하는지를 검증하였다.

우선 본 연구에서 다룬 무형자산은 재무제표에 표현된 무형자산뿐 아니라 회계상으로 표현되지 않는 기업의 노하우, 브랜드가치, 인적자원, 고객정보, 효율적인 생산과정 등을 포함한 개념이다. 그리고 무형자산의 생산성이란 위에서 언급한 무형자산이 얼마나 기업의 이익에 생산적으로 기여하였는지를 나타내는 정도를 의미한다.

관심변수인 무형자산 생산성은 Clausen and Hirth(2016)의 연구에서 제시된 방법에 따라 측정하였고, 종속변수로 사용된 재무분석가 예측오차는 재무분석가의 이익예측치와 실제치의 차이를 의미한다.

본 연구는 2011년부터 2022년까지 KOSPI시장에 상장된 기업을 대상으로 하며 최종 표본은 2,335 기업-연도이다. 검증결과 무형자산의 생산성이 증가할수록 재무분석가 예측오차는 감소하는 것으로 나타났으며, 동 결과는 과대예측 구간에서 더 크게 나타났다. 즉 무형자산의 생산성이 증가할수록 해당 기업에 대한 해석이 상대적으로 용이하고 정보해석 경로에 잡음이 적어 예측오차가 줄어들었으며, 이는 특히 과대예측 구간에서 더욱 두드러졌다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 공헌점을 가질 것으로 기대한다. 먼저, 무형자산의 생산성이 증가할수록 해당 기업에 대한 재무분석가의 예측이 용이하여 예측오차가 감소하는 것을 직접 실증하였다. 즉 재무분석가 예측오차라는 실제 관측가능한 변수를 통해 무형자산생산성에 의한 정보위험을 직접적으로 보여주었다. 다음으로, 무형자산생산성이 높을수록 재무분석가 예측오차 중 과대예측성향을 감소시키는 효과가 큰 것으로 나타났는데 이는 반대로 무형자산생산성이 낮다면 재무분석가들이 해당 기업을 과대예측할 가능성이 높음을 의미하므로 시장참여자들이 그러한 기업의 정보를 다룸에 있어서 신중할 필요가 있음을 시사한다. 끝으로, 자본시장 규제를 담당하는 기관에게는 자본시장에서 기업들이 보유하는 무형자산에 대한 상세한 정보발굴과 공시정책 개발의 근거로 활용될 수 있다.

참고문헌

- 김민수 · 이명건. 2020. “비교가능성이 높은 회계정보는 가치평가오류를 감소시키는가?”. 회계와 정책연구 제25권 제1호 : 91-118.
- 유승경 · 김병호. 2020. “특수관계자거래 공시수준과 재무분석가 이익예측의 정확성”. 회계학연구 제45권 제3호 : 215-264.
- 이진훤 · 윤성용. 2015. “회계이익의 질이 가치평가오류와 주가급락에 미치는 영향”. 회계연구 제20권 제2호 : 151-179.
- 정석우 · 임태균. 2005. “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제2호 : 209-235.
- 조현진 · 유승원. 2023. “물적분할이 재무분석가 이익예측정확성에 미치는 영향 : 한국 물적분할 사례를 중심으로”. 회계저널 제32권 제5호 : 113-144.
- Aboody, D., and B. Lev. 1998. The value relevance of intangibles : the case of software capitalization. *Journal of Accounting Research* 36 : 161-191.
- Adhikari, B. K., and A. Agrawal. 2016. Religion, gambling attitudes and corporate innovation. *Journal of Corporate Finance* 37 : 229-248.
- Arbel, A., and P. Strebel. 1983. Pay Attention to Neglected Firms. *Journal of Portfolio Management* 9 (2) : 37-42.
- Bange, M. M., and W. F. De Bondt. 1998. R&d budgets and corporate earnings targets. *Journal of Corporate Finance* 4 (2) : 153-184.
- Bhagat, S., Moyen, N., and I. Suh. 2005. Investment and internal funds of distressed firms. *Journal of Corporate Finance* 11 (3) : 449-472.
- Brown, J.R., Petersen, B.C., 2011. Cash holdings and r&d smoothing. *Journal of Corporate Finance* 17 (3) : 694-709.
- Chan, L.K., J. Lakonishok, and T. Sougiannis. 2001. The stock market valuation of research and development expenditures. *Journal of Finance* 56 (6) : 2431-2456.
- Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein. 2001. Forecasting Crashes : Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices. *Journal of Financial Economics* 61 (3) : 345-381.
- Clausen, S., and S. Hirth. 2016. Measuring the value of intangibles. *Journal of Corporate Finance* 40 : 110-127.
- Corrado, C., C. Hulten, and D. Sichel. 2005. Measuring capital and technology : an expanded framework. *Measuring Capital in the New Economy*. University of Chicago Press : 11-46.
- Corrado, C., C. Hulten, and D. Sichel. 2009. Intangible capital and US economic growth.

- Review Income Wealth* 55 (3) : 661–685.
- Das, S., B. Levine, and K. Sivaramakrishnan. 1998. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review* 73 : 277–294.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo. 1994. Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 145–176.
- Deng, Z., B. Lev, and F. Narin. 1999. Science and technology as predictors of stock performance. *Financial Analysts Journal* 55 (3) : 20–32.
- Eames, M. J. and S. M. Glover. 2003. Earnings predictability and the directing of analysts' earnings forecast errors. *The Accounting Review* 78 (3) : 707–724.
- Eddy, A. and B. Seifert. 1992. An examination of hypotheses concerning earnings forecast errors. *Quarterly Journal of Business and Economics* 31 (2) : 22–37.
- Edmans, A. 2011. Does the stock market fully value intangibles? Employee satisfaction and equity prices. *Journal of Finance Economics* 101 (3) : 621–640.
- Gatchev, V. A., P. A. Spindt, and V. Tarhan. 2009. How do firms finance their investments? : the relative importance of equity issuance and debt contracting costs. *Journal of Corporate Finance* 15 (2) : 179–195.
- Hall, R. E. 2001a. The stock market and capital accumulation. *American Economics Review* 91 (5) : 1185–1202.
- _____. 2001b. Struggling to understand the stock market. *American Economics Review* 91 (2) : 1–11.
- Heeley, M. B., D. R. King, and J. G. Covin. 2006. Effects of firm r&d investment and environment on acquisition likelihood. *Journal of Management Study* 43 (7) : 1513–1535.
- Hong, H., T. Lim, and J. C. Stein. 2000. Bad news travels slowly : size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance* 55 : 265–295.
- Hovakimian, G. 2009. Determinants of investment cash flow sensitivity. *Financial Management* 38 (1) : 161–183.
- Klein, A. 2002. Audit Committee, Board of Director Characteristics, and Earnings Management. *Journal of Accounting and Economics* 33 : 375–400.
- Lang, M., and R. Lundholm. 1993. Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures. *Journal of Accounting Research* 31 : 246–270.
- Lang, M. and R. Lundholm. 1996. Corporate disclosure policy and analyst behavior. *The Accounting Review* 71 (4) : 467–492.
- Larkin, Y. 2013. Brand perception, cash flow stability, and financial policy. *Journal of*

- Financial Economics* 110 (1) : 232–253.
- Lev, B. 2004. Sharpening the intangibles edge. *Harvard Business Review* 82 (6) : 109–116.
- Lev, B., and T. Sougiannis. 1996. The capitalization, amortization, and value–relevance of r&d. *Journal of Accounting Economics* 21 (1) : 107–138.
- Lim, T. 2001. Rationality and analysts’ forecast bias. *The Journal of Finance* 56 : 369–386.
- Long, M. S., and I. B. Malitz. 1985. Investment patterns and financial leverage. *Corporate Capital Structures in the United States*. University of Chicago Press : 325–352.
- Lundstrum, L. L. 2002. Corporate investment myopia : a horserace of the theories. *Journal of Corporate Finance* 8 (4) : 353–371.
- Lys, T. and D. L. Soo. 1995. Analysts’ forecast precision as a response to competition. *Journal of Accounting, Auditing, and Finance* 10 : 751–765.
- Mann, W. 2018. Creditor rights and innovation : evidence from patent collateral. *Journal of Financial Economics* 130 (1) : 25–47.
- Mikhail, M., B. Walther, and R. Willis. 1997. Do security analysts improve their performance with experience? *Journal of Accounting Research* 35 : 131–157.
- O'Brien, P. C. and R. Bhushan. 1990. Analyst following and institutional ownership. *Journal of Accounting Research* 28 (Supplement) : 55–76.
- Schipper, K. 1991. Analysts’ forecasts. *Accounting Horizons* 5 : 105–119.
- Sullivan, P. H., and A. J. Wurzer. 2009. Ten common myths about intangibles value and valuation. *Intellectual Asset Management* 27 (May/June) : 17–20.
- Wagner, M. 2013. Determinants of acquisition value : the role of target and acquirer characteristics. *International Journal of Technology Management* 62 (1) : 56–74.

Intangible Asset Productivity and Analyst Forecast Error^{*}

Myung Gun Lee^{**} · Min Su Kim^{***}

〈Abstract〉

This study deals with intangible asset productivity and financial analysts' forecast errors. It examines whether financial analysts' forecast errors decrease as intangible asset productivity increases.

Intangible asset productivity, measured according to the research of Clausen and Hirth(2016), refers to the degree to which intangible assets operate efficiently and significantly contribute to the firm's profits. The financial analyst forecast error used as the dependent variable was calculated as the difference between the profit forecast and the actual forecast by financial analysts who follow the firm.

The sample used in this study is firms listed on the KOSPI stock market from 2011 to 2022, and the final sample with all the data needed for analysis is 2,335 firm-years. As a result of the analysis, it was found that as intangible asset productivity increases, financial analysts' forecast errors decrease. In particular, the effect of reducing forecast errors was strong in the section where overprediction errors occur. In other words, the higher the intangible asset productivity, the easier it is for financial analysts to analyze the firm, which reduces information risk. In particular, this means that the effect of reducing the risk of overprediction is more pronounced.

According to the above results, this paper is expected to have the following contributions. First, we directly demonstrated that as the productivity of intangible assets increases, it becomes easier for financial analysts to make predictions for the firm in question, reducing forecast errors. In other words, it directly showed the information risk caused by intangible asset productivity through an actual observable variable called financial analyst forecast error. Next, it was shown that the higher the intangible asset productivity, the greater the effect of reducing the overprediction tendency among financial analysts' forecast errors. Conversely, if the intangible asset productivity is low, it means that financial analysts are more likely to overpredict the firm, so market participants. This suggests that there is a need to be cautious when handling such firm

* This work was supported by the 2023 Yeungnam University Research Grant. Also, This work was supported by the Soonchunhyang University Research Fund.

** Professor, Department of Accounting and Taxation, Yeungnam University, heat23@ynu.ac.kr, First Author

*** Associate Professor, Department of Economics and Finance, Soonchunhyang University, equili@sch.ac.kr, Corresponding Author

information. Lastly, for agencies in charge of capital market regulation, it can be used as a basis for discovering detailed information on intangible assets held by companies in the capital market and developing disclosure policies.

〈Key words〉 Intangible asset productivity, Analyst forecast error, Analyst overestimate