

무형자산생산성과 가치평가오류에 관한 연구*

이명전** · 김민수***

〈요 약〉

본 연구는 무형자산생산성과 가치평가오류에 대한 연구로 무형자산생산성이 높아질수록 가치평가오류가 낮아지는지를 실증하였다.

무형자산생산성이란 무형자산이 효율적으로 작동하여 해당기업의 이익에 크게 기여하는 것을 의미하며 Clausen and Hirth(2016)의 연구를 따라 측정하였다. 종속변수로 사용된 가치평가오류는 해당기업의 내재가치와 실제 시장가치의 차이로 Rhodes-Kropf et al.(2005) 연구를 따라 산출하였다.

본 연구의 분석대상은 2011년부터 2022년까지 KOSPI시장에 상장된 기업들이고, 최종적으로 선정된 표본은 6,915 기업-연도이다. 검증결과 무형자산생산성이 높아질수록 가치평가오류는 낮아지는 것으로 나타났으며 이러한 현상은 과대평가 구간에서 더 크게 나타났다. 즉 무형자산생산성이 증가할수록 해당기업에 대한 해석이 용이하여 정보위험은 줄어들며 특히 과대평가위험을 낮추는 효과가 두드러짐을 의미한다.

이상의 결과를 포함한 본 연구는 다음의 공헌점을 가질 것으로 기대한다. 첫째, 무형자산생산성이 증가할수록 해당기업에 대한 예측이 정확하여 가치평가오류가 감소하는 것을 직접 실증하였다. 즉 가치평가오류라는 개관적 측정치를 통해 무형자산생산성에 따른 정보위험비용을 직접적으로 보여주었다. 둘째, 무형자산생산성이 높을수록 가치평가오류 중 과대평가위험이 낮아지는 것을 보여주었는데 이는 반대로 무형자산생산성이 낮을수록 과대평가위험이 존재함을 의미하므로 투자자들에게 그러한 기업에 투자함에 있어서 신중을 기할 필요성을 시사하였다. 셋째, 자본시장과 관련된 규제기관에게는 가치평가오류를 낮추기 위해 기업들이 보유하는 무형자산에 대한 정보를 공개하는 정책수립의 근거자료가 될 수 있다.

〈주제어〉 무형자산생산성, 가치평가오류, 재무분석가

* 이 연구는 2022년도 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

논문접수일 2023년 9월 25일 게재확정일 2023년 10월 6일

I. 서 론

본 연구는 무형자산생산성과 가치평가오류에 관한 연구로 무형자산생산성이 높아질수록 가치평가오류가 낮아지는지를 분석한다.

무형자산은 기업들의 경영활동에 있어서 반드시 필요한 자원 중의 하나이나 그 개념정의와 측정에 있어서 어려움이 있는 관계로 많은 연구가 이루어지지 않았다. 우선 본 연구에서 다루고자하는 무형자산은 회계상의 무형자산뿐 아니라 회계상으로 표현되지 않는 효과적인 생산과정, 숙련된 인적자원, 고객 정보, 노하우, 브랜드가치 등을 포함한 개념이며, 무형자산생산성이란 기존에 존재하는 이러한 무형자산이 얼마나 생산적으로 기업의 이익에 기여하는지를 나타내는지를 의미한다. 본 연구에서 사용된 무형자산생산성이란 개념과 측정치는 Clausen and Hirth(2016) 연구를 따랐으며, 동 연구에 의하면 무형자산의 생산성을 직접 산출하는 것은 현실적으로 어려우므로 유형자산이 이익에 얼마나 효율적으로 기여하는지를 이용하여 간접적으로 산출한다. 이렇게 도출할 수 있었던 이유는 Cobb-Douglas 생산함수를 이용한 점도 있지만, 무형자산이 단독으로 이익에 기여하는 것이 아니라 유형자산과 어우러져 이익에 기여한다는 전제가 내포되어 있다. 즉, 주어진 유형자산에서 이익이 많이 산출된다는 것은 무형자산이 그만큼 생산적으로 작용한 결과라는 의미이다.

무형자산과 관계된 선행연구들은 주로 무형자산의 가치를 측정하는데 초점을 두고 있다. Hall(2001a ; 2001b)는 부채와 자본의 시장가치의 합계가 총자산의 장부가치를 상회하는 부분을 무형자산의 가치로 측정하였으나 이는 개별기업수준에서 측정 시 주가가 급등락하는 시기에 적용하는 것이 어렵다는 단점이 있다. 그 외 많은 연구들(Gatchev et al. 2009 ; Long and Malitz 1985)이 연구개발비를 통해 무형자산의 가치를 산출하려고 노력하였으나, 연구개발비의 경우 그 지출이 당기에 즉시 비용처리되어 당해 연도의 성과만 알 수 있다는 한계점이 있다. 몇몇 연구들은 이러한 한계점을 극복하고자하는 노력하였다. Aboody and Lev(1998)은 소프트웨어개발비를 자본화하였고, Chan et al.(2001), Heeley et al.(2006), Lev(2004), Lev and Sougiannis(1996)에서는 여러 기간의 연구개발비를 합쳐서 계산하는 방식을 고안하였다. 그러나 연구개발비가 가지는 근본적인 한계점은 여전히 존재하였다. 특허권을 가지고 무형자산의 가치를 도출하는 연구도 존재한다(Deng et al. 1999 ; Mann 2018 ; Wagner 2013). 특허권은 성공한 연구개발비의 결과물이라고 할 수 있으나, 특허권이나 상표권의 숫자가 해당기업이 가지고 있는 무형자산의 가치를 보여주는 데는 여전히 한계가 존재한다.

무형자산의 가치를 직접적으로 측정하는 것이 모호한 개념정의, 자료의 제약 등으로 어렵기 때문에 이를 간접적으로 측정하는 연구들이 진행되었다. Lev(2004)는 이익의 개념을, Edmans (2011)은 피고용자들의 만족도가 주식수익률에 미치는 영향을, Larkin(2013)는 브랜드개념을 통해 무형자산의 가치를 측정하였으며, 최근의 연구인 Clausen and Hirth(2016)은 무형자산의 가치가 아닌

무형자산의 생산성을 Cobb-Douglas 생산함수와 유형자산, 이익을 통해 간접적으로 측정하였다.

한편 가치평가오류는 시장의 비효율성을 나타내는 측정치 중 하나로 Rhodes-Kropf et al. (2005)에 따라 내재가치와 실제시장가치를 차이로 산출하였다. 동 개념을 이용한 국내 최초연구인 이진환과 윤성용(2015)에 따르면 발생액의 질이 우수할수록 가치평가오류가 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 해당 기업 발생액의 질이 높을수록 주주들의 정보위험이 감소하여 역선택 가능성이 낮아진 것으로 설명하고 있다.

위 사항들을 고려할 때 무형자산생산성이 높아질수록 가치평가 오류는 낮아질 것으로 예상된다. 왜냐하면 무형자산생산성이 높을 경우 무형자산, 유형자산, 이익으로 이어지는 경로에 잡음(noise)이 적어 정보이용자들 사이에 해당기업에 대한 정보비대칭이 감소하기 때문이다.

이러한 예상을 가설로 설정하여 실증하는 것이 본 연구의 목적이며, 더불어 가치평가오류 구간을 과대평가구간과 과소평가 구간으로 구분한 후 각각에서 무형자산생산성이 높을수록 가치평가오류를 낮아지는데도 살펴본다.

본 연구는 2011~2021년 기간에 KOSPI시장에 상장된 기업을 분석하였으며 무형자산생산성이 높을수록 가치평가오류가 낮아질 것을 예상한다. 무형자산생산성은 Clausen and Hirth(2016)의 연구내용을, 가치평가오류는 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 연구내용을 활용하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 무형자산 및 가치평가오류와 관련된 선행연구를 살펴본 후 가설을 설정하였으며, 제Ⅲ장에서는 실증과정으로 표본선정 절차, 변수측정 방법, 연구 모델에 대하여 설명하였다. 제Ⅳ장에서는 기초통계량, 변수 간 상관관계, 가설 실증결과를 보여주었고, 마지막을 제Ⅴ장에서는 결론 및 정책시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설설정

1. 선행연구

무형자산생산성에 관한 연구는 무형자산의 가치를 측정하는 연구에서부터 시작한다. 여기서 본 연구에서 언급하는 무형자산에 대하여 정의할 필요가 있는데 본 연구에서 다루는 무형자산은 생산과정의 효율성, 숙련된 인력, 특허권, 고객데이터베이스 등 다양한 형태로부터 산출된다. 결과적으로 회계장부상의 무형자산뿐만 아니라, 유형자산의 효율적 사용으로 인하여 가치를 창출하는 능력을 포함한다.

Clausen and Hirth(2016)에 따르면 무형자산의 가치를 측정함에 있어서 몇가지 문제점이 발생한다. 예를 들어, Corrado et al.(2009)에 따르면 미국에서는 소프트웨어 관련 지출과 연구개발지출을 즉시 비용처리하도록 규정하고 있어 연구자들이 이러한 지출의 누적치를 재무상태표에서 확인하는데 어려움이 있음을 보고하고 있다. 또한 이론적으로 무형자산이 기업의 투자와 자금조

달 결정의 주요 요인 중의 하나임에도 일반적인 자료를 이용하여 이를 입증하는 것이 매우 어렵다. Sullivan and Wurzer(2009)에서도 유사한 점을 지적했는데 동 연구에서는 무형자산의 가치를 어떻게 측정해야 하는지와 무형자산의 개념정리 자체가 명확하지 않다고 보고하였다.

무형자산의 가치를 측정하는 것이 어려움에도 불구하고 이를 측정하는 몇몇 선행연구들이 존재한다. 우선 거시경제수준에서, Hall(2001a ; 2001b)는 총부채의 가치와 자본의 시장가치의 합을 자산의 장부가치와 비교하여 그 차이를 무형자산의 가치로 추정하였다. 그러나 이 개념을 기업수준에서 적용하기에는 어려운 점이 있다. 그 이유는 주가의 극심한 변동성(예, 닷컴버블과 같은 주가의 폭등락시기)을 효과적으로 처리하기 어렵기 때문이다(Clausen and Hirth 2016). 거시경제수준에서 무형자산의 가치를 다룬 Corrado et al.(2005)는 무형자산을 여러 카테고리로 나누고 이를 자산의 계량화에 사용하였다.

다음으로 개별기업수준에서 무형자산의 가치를 다룬 연구를 살펴보면, Clausen and Hirth(2016)은 1985년까지 미국 기업은 약 총 자산의 9%정도가 무형자산이라고 보고한 반면, Corrado et al.(2009)는 1990년대 미국 기업은 유형자산의 비중과 무형자산의 비중이 거의 비슷하다고 보고하고 있다. Bhagat et al.(2005)와 Hovakimian(2009)에서는 자산의 유형성을 총자산 중 고정자산의 비중으로 계산하였다. 이 측정 방법에는 자산의 유형성이 낮을 경우 무형자산의 비중이 높다는 의미를 내포하고 있다.

최근에 무형자산들의 상대적 중요성을 측정하는 방법은 연구개발비를 이용하는 것이다(Gatchev et al. 2009 ; Long and Malitz 1985). 그러나 연구개발비를 이용하는 것은 근본적으로 기업이 탄생한 후에 발생한 무형자산을 모두 포함하지 못하는 중요한 단점이 있다. 예를 들어 특정 제품의 시장주도성, 브랜드의 가치, 제품이나 서비스의 평판 등의 내용을 담지 못한다. 연구개발비를 수년간 합쳐서 계산하는 방식(Chan et al. 2001 ; Heeley et al. 2006 ; Lev 2004 ; Lev and Sougiannis 1996)으로 이러한 문제점을 해결하는 것이 가능하나 그 한계점은 여전히 존재한다(Clausen and Hirth 2016). Aboody and Lev(1998)의 연구에서는 소프트웨어개발비를 자본화하는 방식으로 연구개발비가 재무상태표에 나타나지 않는 문제점을 우회하였다.

이런 연구개발비는 또 다른 문제점을 가지고 있다. 그것은 연구개발비가 현금유연화, 이익조정, 근시안적 경영, 도박적인 태도 등 비구조적인 요소에 의하여 영향을 받는다는 점이다(Brown and Petersen 2011 ; Adhikari and Agrawal 2016 ; Bange and De Bondt 1998 ; Lundstrum 2002).

특허권이 기업가치에 미치는 영향을 분석한 연구들도 다수 존재한다(Deng et al. 1999 ; Mann 2018 ; Wagner 2013). 특허권은 성공적인 연구개발비의 결과물이나, 특허권이나 상표권의 숫자가 해당기업이 가치있는 무형자산을 가지고 있는지를 보여주는 데는 한계가 존재한다(Clausen and Hirth 2016).

무형자산의 가치를 직접적으로 산출하는 것은 현실적으로 많은 어려움이 있다. 이에 다수의 연구들은 무형자산의 가치를 간접적으로 산출하고 있다. Lev(2004)은 무형자산으로 인하여 산출되는 이익의 개념을 통해 무형자산의 가치를 산출하였으며, Edmans(2011)는 피고용자들의 만

죽도가 주식수익률에 미치는 영향을 분석하였다. Larkin(2013) 무형자산의 가치를 측정함에 있어서 브랜드개념을 이용하였고, 끝으로 Clausen and Hirth(2016)는 무형자산의 생산성을 Cobb-Douglas 생산함수와 회계이익, 유형자산을 이용하여 기업수준에서 측정하는 방법을 고안하였으며, 무형자산생산성이 높을수록 부채비율이 감소함을 보여주었다.

한편 가치평가오류는 기업의 실제 주가가 내재가치와 불일치하는 것을 의미하며, 자본시장이 효율적이지 않다는 여러 증거 중 하나이다. Rhodes-Kropf et al.(2005)는 기업의 장기 내재가치와 단기 내재가치 개념을 사용하여 가치평가오류를 도출하고 장기 내재가치가 큰(장부가 대비) 기업들이 장기 내재가치가 작은(장부가 대비) 기업들에게 매수 당하는 것을 확인하였다. 이진훤과 윤성용(2015)의 연구는 발생액의 질이 낮을수록 가치평가오류가 높아지는 것으로 나타났으며, 이는 발생액의 질이 높을수록 회계정보의 품질이 우수하여 정보위험을 낮춘 결과로 해석하고 있다.

2. 가설 설정

무형자산은 기업이 보유한 자산 중 유형자산을 제외한 자산으로 그 정의와 측정이 매우 모호하다. 회계에서는 무형자산에 대하여 엄격한 기준을 충족한 경우에 한하여 그 금액을 자산화하도록 하였다. 그러나 본 연구에서 다루는 무형자산은 재무상태표 상의 무형자산뿐 아니라 특허권, 효율적인 운영프로세스, 고객 데이터베이스, 임직원의 노동경쟁력, 브랜드가치 등을 포함한 광범위한 개념이다. 또한 무형자산의 생산성은 무형자산을 얼마나 많이 보유하는가가 아니라 이미 존재하는 무형자산이 얼마나 생산적으로 운영하는지를 나타내는 개념이다(Clausen and Hirth 2016).

무형자산은 직접적으로 이익에 기여하기 보다는 기업의 유형자산과 어우러져 전체자산이 생산적으로 작동하도록하는 특성이 있다. 따라서 주어진 유형자산 대비 이익이 많이 난다는 것은 무형자산이 광범위하게 생산적으로 작동함을 의미한다(Clausen and Hirth 2016).

한편 가치평가오류는 내재가치와 실제 시장가치의 차이를 의미하며, 투자자들이 기업에 대한 분석을 정확히 하지 못 할 경우 이 두 가치의 차이가 증가하여 가치평가오류가 높아진다. 선행연구(이진훤 · 윤성용 2015)에서도 발생액의 질이 높을수록 주주들의 정보위험이 낮아져 가치평가오류가 감소함을 보고하였다.

이상의 내용들을 살펴볼 때 무형자산생산성이 높아질수록 가치평가 오류는 낮아질 것으로 예상된다. 왜냐하면 무형자산이 생산적일수록 무형자산을 취득하기 위하여 기업들이 투자한 자원이 효율적으로 작용함을 의미하며, 투자자들의 입장에서 그러한 투자가 효율적인 상태에서 성과를 예측하는 것이 비효율적인 상태에서 예측하는 것보다 용이하기 때문이다. 즉, 무형자산이 비생산적으로 작용한다는 것은 무형자산, 유형자산, 이익으로 이어지는 경로에 잡음(noise)가 많다는 것을 의미하며, 투자자들의 입장에서 기업이 무형자산에 투자한 자원이 어느 정도 기업의 이익에 기여하는지 예측하는 것이 불확실하여 가치평가에 있어서 오류를 발생시킬 가능성이 높다. 이러한 예상을 실증하기 위해 다음의 가설을 설정한다.

[가설] 무형자산생산성이 증가할수록 가치평가오류는 감소할 것이다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 관심변수의 측정

본 연구에서 사용될 관심변수는 무형자산생산성이며, Clausen and Hirth(2016) 연구에서 최초로 개발되었다. 동 측정치에 관한 상세한 설명은 Clausen and Hirth(2016)에 자세히 나와 있으며 본 연구에서는 다음의 식들을 이용하여 간략히 설명하도록 한다. 우선 본 측정치는 무형자산생산성을 직접적으로 계산한 것이 아니라 다른 변수를 이용하여 상대적·간접적으로 산출하였다.

식(1)은 Cobb-Douglas 생산함수를 나타낸 것으로 기업의 산출물(y)은 무형자산(I)과 유형자산(T)에 의하여 생산된다. 무형자산의 생산성은 a (무형자산의 탄력성)를 의미하며, 유형자산의 생산성은 $c-a$ (유형자산의 탄력성)이다. 본 생산함수에서 a, c 의 값은 $0 < a < c < 1$ 로 가정한다.

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

식(2)는 식(1)에서 이익 극대화점을 찾기 위한 과정으로 p 는 산출물(y)의 가격을 의미하며, w_I 는 무형자산의 가격, w_T 는 유형자산의 가격을 의미한다.

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

식(2)를 통해 도출된 이익극대화 점은 $I^* = apy/w_I$ 이고, $T^* = (c-a)py/w_T$ 이다. 이 극대화 점을 식(2)에 대입하고 이를 유형자산 최적점의 가치($w_T T^*$)로 나누면 식(3)이 도출된다. 여기서 무형자산생산성은 무형자산의 탄력성 a 를 의미하며 a 가 증가할수록 식(3)의 값이 증가함을 알 수 있다.

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

이상의 전개를 실증적으로 구현하고자 세 가지 단계를 거친다. 그 첫 번째 단계로 식(3)에서 $\Pi(I^*, T^*)$ 대신에 EBITDA(감가상각·감모상각 차감전 영업이익)를 $w_T T^*$ 대신에 NETPPE(순유형자산) 대입한다. 이것을 ROTA(return on tangible asset)으로 정의하고 무형자산생산성의 측정치로 활용한다.

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

두 번째 단계는 ROTA를 수정하는 것으로 ROTA의 경우 무형자산과 관련이 없는 변수들에 의하여 영향을 받는다. 즉, EBITDA, NETPPE 모두 산업특성과 사업주기 등의 변수들에 의하여 영향을 받으므로 이러한 영향을 줄이고자 연도별-산업별로 식(5)를 이용하여 수정하였다.

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

세 번째 과정은 ADJROTA를 순위변수로 바꾸는 과정이다. ROTA의 경우 많은 잡음(noise)가 포함된 변수로 이 값을 그대로 사용하면 잡음의 영향이 존재할 수 있다. 따라서 이러한 영향을 줄이고자 ADJROTA를 순위함수로 변경하여 모두 0에서 1의 값을 가지도록 변환한다. 이 변환된 값을 ROTARANK라 하며, ADJROTA값이 클수록 ROTARANK값이 크도록(1에 가깝도록) 설정한다. 즉, ROTARANK값이 0에 가까우면 무형자산생산성이 낮은 것이며, 1에 가까우면 높은 것을 의미한다. 끝으로 ROTARANK 변수도 분석의 강건성을 높이고자 산업별로 산출한 것(ROTARANK1)과 산업별-연도별로 산출한 것(ROTARANK2)으로 사용한다.

2. 가치평가오류

본 연구에서 사용된 종속변수는 가치평가오류로 Rhodes-Kropf et al.(2005)(이하 RKR)연구 내용을 활용하였으며, 구체적으로 식(6)~식(10)을 통해 산출하였다.

Fairfield(1994)와 Penman(1996)에 따르면 MB 비율(자본의 시장가치를 자본의 장부가치로 나눈 값)은 자본의 시장가치와 자본의 장부가치의 차이를 나타내며 기업의 성장과 가치평가오류라는 두 가지 속성을 가진다. 그러나 많은 연구들이 MB비율 사용에 있어서 이 두 속성 중 어느 하나에만 의미를 두고 있다(이진환과 윤성용 2015). RKR(2005)는 선행 연구와 차별적으로 MB비율을 ① 기업 고유속성에 따른 가치평가오류, ② 시계열 속성에 따른 가치평가오류, ③ 미래 투자기회가치로 구분하였다. 또한 RKR(2005)는 위 3가지 구성항목을 내재가치 개념을 활용하여 구분하였으며 그 내역은 아래와 같다.

$$M/B \equiv M/V \times V/B \quad (6)$$

변수정의

M =자본의 시장가치

B =자본의 장부가치

V =자본의 내재가치

식(6)에 자연로그를 취하면 식(7)과 같이 전개되며 자연로그를 취한 것을 그렇지 않은 것과 구분하기 위해 소문자로 표시한다. 여기서 $(m-v)$ 는 가치평가오류를, $(v-b)$ 는 성장성을 각각 나타낸다.

$$m - b \equiv (m - v) + (v - b) \quad (7)$$

변수정의

m =시장가치 자본의 자연로그값

b =장부가치 자본의 자연로그값

v =내재가치 자본의 자연로그값

식(7)에서 기업의 내재가치(v)는 회계정보(θ)와 선형관계를 가정하며 그 계수값을 α 로 표시한다. 그 다음 단계로 기업의 내재가치를 같은 시점의 산업별 회계배수로 측정한 내재가치 즉, 횡단면 내재가치와 장기간 산업별 회계배수로 측정한 내재가치 즉, 장기 내재가치로 구분한 후 이를 식(7)에 대입한다. 이를 수식으로 구체화하면 식(8)과 같다.

$$m_{it} - b_{it} = \underbrace{[m_{it} - v(\theta_{it}; \alpha_{jt})]}_{FSE} + \underbrace{[v(\theta_{it}; \alpha_{jt}) - v(\theta_{it}; \alpha_j)]}_{TSSE} + \underbrace{[v(\theta_{it}; \alpha_j) - b_{it}]}_{LRVTB} \quad (8)$$

변수정의

m_{it} =시장가치 자본의 자연로그값

b_{it} =장부가치 자본의 자연로그값

$v(\theta_{it}; \alpha_{jt})$ =기업의 회계정보와 동시점 산업별 회계배수로 추정된 자본의 내재가치 자연로그값

$v(\theta_{it}; \alpha_j)$ =기업의 회계정보와 장기간 산업별 회계배수로 추정된 자본의 내재가치 자연로그값

식(8)에서 첫번째 괄호항은 현행 시장가치와 횡단면내재가치의 차이로 기업고유오류(firm-specific error : FSE)를 의미하고, 두번째 괄호항은 횡단면내재가치와 장기내재가치의 차이로 시계열속성오류(time-series sector error : TSSE)를 의미한다. 마지막으로 세번째 괄호항은 장기내재가치와 장부가치의 차이(long-run value to book : LRVTB)로 MB비율이 가지고 있는 성장성을 나타낸다.

식(8)에서 제시된 3가지 요소 중 본 연구는 현 시점의 개별기업 가치평가오류를 분석하기 때문에 FSE를 종속변수로 활용한다. 다음 단계는 FSE의 $v(\theta_{it}; \alpha_{jt})$ 를 계산하기 위해 계수값(α_{jt})을 추정하는 것인데, 이는 식(9)을 활용한다.

1) RKR(2005) 연구에서 내재가치를 측정하기 위해 다양한 모델을 시도해 봤으나 식(8)의 모형이 가장 설명력이 높게 나타났다. 동 과정에 대한 추가적인 내용은 RKR(2005)에서 확인할 수 있으며, 이진환과 윤성원(2015)도 식(8) 모형을 사용하고 있다.

$$m_{it} = \alpha_{0jt} + \alpha_{1jt}b_{it} + \alpha_{2jt}\ln(NI)_{it}^+ + \alpha_{3jt}I_{(<0)it} \times \ln(NI)_{it}^+ + \alpha_{4jt}Lev_{it} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

변수정의

- m_{it} = 자본 시가총액의 자연로그값
- b_{it} = 자본 장부가액의 자연로그값
- NI_{it} = 당기순이익
- $\ln(NI)_{it}^+$ = 당기순이익 절대값의 자연로그값
- $I_{(<0)it}$ = 당기순이익이 음수이면 1, 그 외는 0
- LEV_{it} = 총부채 ÷ 총자산

식(9)을 연도-산업별로 회귀분석하여 계수값 α 를 추출한 후 개별 기업 정보를 대입하여 횡단면내재가치($v(\theta_{it}; \alpha_{jt})$)를 추정한다. 이를 수식으로 나타낸 것이 식(10)이다.

$$\begin{aligned} v(b_{it}, NI_{it}, Lev_{it}; \widehat{\alpha_{0jt}}, \widehat{\alpha_{1jt}}, \widehat{\alpha_{2jt}}, \widehat{\alpha_{3jt}}, \widehat{\alpha_{4jt}}) \\ = \widehat{\alpha_{0jt}} + \widehat{\alpha_{1jt}}b_{it} + \widehat{\alpha_{2jt}}\ln(NI)_{it}^+ + \widehat{\alpha_{3jt}}I_{(<0)it} \times \ln(NI)_{it}^+ + \widehat{\alpha_{4jt}}Lev_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

본 연구의 종속변수인 가치평가오류는 식(8)의 FSE를 의미하며 현재의 실제 주가(m_{it})에서 기업의 횡단면내재가치($v(\theta_{it}; \alpha_{jt})$)를 차감하여 계산한다. 단, 가치평가오류란 현재주가와 내재가치의 차이(과대평가오류, 과소평가오류를 모두 포함)를 나타내므로 본 연구에서는 FSE에 절대값을 취하여 사용한다.

3. 가설 검증 모형

본 연구에서는 [가설]을 검증하기 위하여 식(11)을 설정하였다.

$$\begin{aligned} abs_FSE_t = \beta_0 + \beta_1 ROTARANK_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t \\ + \beta_5 MB_t + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t \\ + \Sigma YEAR + \Sigma IND \end{aligned} \quad (11)$$

변수정의

- abs_FSE_t = 식(6)~(10)을 이용한 FSE의 절대값
- $ROTARANK1_t$ = 식(1)~(5)를 이용한 $ADJROTA$ 의 산업별 순위값. 0~1의 값을 가짐
- $ROTARANK2_t$ = 식(1)~(5)를 이용한 $ADJROTA$ 의 산업/연도별 순위값. 0~1의 값을 가짐
- $SIZE_t$ = 자본 시가총액의 자연로그값
- LEV_t = 총부채 ÷ 총자산
- ROA_t = 당기순이익 ÷ 기초총자산
- MB_t = 자본의 시장가치 ÷ 자본의 장부가치
- RET_t = 주간수익률의 1년 평균
- $RISK_t$ = 주간수익률의 1년 표준편차(변동성)

$TURN_i$	= 추세 제거 후 월간주식회전율의 1년 평균 (주식회전율 = 주식거래량 ÷ 상장주식수)
$YEAR$	= 연도더미
IND	= 산업더미

우선 식(11)은 [가설]을 검증하기 위한 모델로 무형자산생산성이 증가함에 따라 가치평가오류가 어떻게 달라지는지 살펴본다. 관심변수는 식(1)~식(5)에서 산출된 ROTARAKK1과 ROTARANK2이며 종속변수는 식(6)~식(10)에 따라 도출된 가치평가오류(abs_FSE)이다.

ROTARANK값이 클수록 무형자산생산성이 높다는 것을 의미하며 abs_FSE가 큰 금액을 나타낼수록 가치평가오류 금액이 큰 것을 나타낸다. 따라서 [가설]이 지지되기 위해서는 β_1 은 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보여주어야 한다.

그 외 통제변수는 가치평가오류를 종속변수로한 선행연구를 참조하였다. SIZE는 기업규모로 자본의 시가총액에 자연로그 값을 취하여 산출하였다. 기업이 클수록 해당기업에 투자자들의 관심이 높아 정보가 많고(Arbel and Strebel 1983), 정보의 전파속도가 빨라서(Hong et al. 2001) 가치평가오류가 낮을 것으로 예상된다. LEV는 총부채 나누기 총자산으로 Ross(1977) 연구에 따르면 부채비율이 높으면 기업경영이 성공적인 것으로 평가된다. 부채비율에 따라 기업에 대한 투자자들의 가치평가가 달라지는 결과다. 또한 DeFond and Jambalvo(1994)에 따르면 부채비율이 높을수록 기업들은 이익조정을 많이 하여 정보비대칭이 증가한다. 반면 부채비율이 높을 경우 투자자들은 채무불이행위험과 도산위험이 증가하므로 가치평가에 신중을 기해 가치평가오류가 감소할 가능성도 존재한다. 따라서 LEV는 가치평가오류에 양방향의 영향을 모두 미칠 가능성이 있다. ROA는 당기순이익 나누기 총자산이며, 수익성을 나타낸다. 수익성이 높을수록 기업의 회계정보 품질이 우수하여(DeFond and Park 1997) 가치평가오류가 낮을 것으로 예상된다. 반면 ROA가 높을수록 투자자 입장에서는 우수한 기업이고 호재가 많을 가능성이 존재하므로 가치평가에 있어서 과대한 평가를 할 가능성도 존재한다. MB는 자본의 시가 나누기 자본의 장부가로 성장기회를 나타낸다. 성장기회가 많으면 이익조정을 많아(Klein 2002) 정보비대칭이 높다. 이에 MB와 가치평가오류는 정(+)의 관계를 가질 것으로 예상된다.

RET은 기업고유 주간수익률이며 연간 평균에 100을 곱하여 계산한다. 수익률이 좋으면 그만큼 기업은 양질의 정보를 제공할 가능성이 높으므로 가치평가오류가 감소할 수 있으나, 주식수익률이 높은 것은 정보비대칭으로 인하여 발생한 고평가의 결과일 수도 있으므로(이진환과 윤성용 2015) 가치평가오류를 증가시킬 수도 있다. 이러한 가능성을 통제하고자 통제변수로 포함하였다. RISK은 1년간 주간수익률의 표준편차로 Pastor and Veronosi(2006)는 미래 이익예측의 불확실성이 높을수록 주가 변동성이 증가한다고 설명하고 있다. 주식수익률의 변동성은 예측불확실성과 정보비대칭을 나타내는 변수(Leuz and Verrecchia 2000 ; Lang and Lundholm 1993)로 가치평가오류에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. TURN는 월간 주식회전율의 1년간 평

균치이며, 월간 주식회전율의 추세 효과를 제거하기 위해 t 기의 평균 월간 주식회전율에서 $t-1$ 기의 평균 월간 주식회전율을 차감하여 산출하였다. 여기서 월간 주식회전율은 1개월간 주식거래량 나누기 상장주식수이다. 동 변수는 투자자들 간 의견불일치를 나타내는 측정치로 Chen et al.(2001)에 따르면 자산의 내재가치에 대한 투자자들의 의견불일치가 발생하여 거래가 활성화되고(이진환과 윤성용 2015) 이러한 의견불일치는 투자자들 간 가치평가가 상이하다는 것을 의미하므로 가치평가오류와 정(+)의 관계를 가질 것이다. 한편 주식회전율이 높다는 것은 그만큼 투자자들의 관심이 많다는 것을 의미하므로 수많은 거래를 통해 가치평가오류가 조정될 가능성도 존재한다. 이는 가치평가오류와 음(-)의 관계를 보일 수 있음을 시사한다.

4. 표본 선정

본 연구는 2011년부터 2022년 KOSPI시장에 상장된 기업을 대상으로 하였다. 연구에 사용된 재무제표자료와 주가자료 등은 Fnguide의 Data Guide Pro를 통해 수집하였다. 대상업종 중 금융업기업은 비금융업기업과 사업구조와 회계정보가 상이하므로 분석에서 제외하였으며, 회계기간이 연구결과에 미치는 영향을 제거하고자 12월말 결산법인 외 기업들도 포함시키지 않았다. 또한 자본잠식기업, 관리종목기업들은 자료의 신뢰성이 낮고 비정상적인 경영상황이라고 판단되어 분석에서 제외하였으며, 그 외 연구에 필요한 자료가 부족한 기업들도 제외하였다. 이상의 과정을 통해 최종 선정된 기업은 6,915 기업-연도이며, 샘플들의 양극단치가 분석에 미치는 영향을 줄이기 위해 변수들의 상하위 1%에서 winsorization하였다.

〈표 1〉 표본선택

구 분	표본수
전체 2011~2022	8,650
금융업 기업	(507)
12월 외 결산법인	(146)
관리종목 및 자본잠식	(157)
주가 및 재무제표 자료 불충분기업	(925)
소계	6,915

IV. 분석 결과

1. 기초통계

본 연구에서 사용된 총변수의 기술통계량은 <표 2>에 정리되어있다. 우선 관심변수인 ROTARANK는 두 가지 방법으로 측정하였는데 전체샘플을 대상으로 순위를 매긴 ROTARANK1은 평균 0.506 중위수 0.513으로 나타나 평균과 중위수의 차이가 크지 않았으며 이는 변수측정 자체가 순위를 통해 산출된 결과라 하겠다. ROTARANK2는 전체샘플이 아닌 연도별 샘플 내에서 순위를 매긴 것으로 ROTARANK1과 유사한 분포를 보여주었다.

종속변수로 사용된 abs_FSE 는 FSE의 절대값으로 평균 0.495 중위수 0.414로 나타나 평균이 중위수보다 다소 큰 것을 알 수 있으며 이는 왜도(skewness)가 양(+)인 것으로 다수의 큰 값을 가지는 샘플들이 전체 평균을 크게 만들었음을 의미한다.

그 외 SIZE, LEV, ROA 변수는 기업들의 특성을 통제하고자 사용하는 변수로 선행연구(이진훤·윤성용 2015 ; 김민수·이명건 2020)과 유사한 분포를 나타냈으며, MB, RET, RISK, TURN은 가치평가요류를 종속변수로 사용한 연구에서 통제변수로 사용되는 변수로서 이 또한 선행연구(이진훤·윤성용 2015 ; 김민수·이명건 2020)와 질적으로 동일한 분포를 보여주고 있다.

<표 2> 기술통계량

(N=6,915)

변수	평균값	중위수	표준편차	최소값	최대값
abs_FSE_t	0.495	0.414	0.385	0.007	1.798
$ROTARANK1_t$	0.506	0.513	0.280	0.010	0.992
$ROTARANK2_t$	0.502	0.505	0.279	0.009	0.991
$SIZE_t$	26.330	25.986	1.588	23.616	30.862
LEV_t	1.057	0.685	1.343	0.022	8.972
ROA_t	0.019	0.025	0.079	-0.327	0.247
MB_t	1.376	0.927	1.375	0.234	8.508
RET_t	0.199	0.091	0.824	-4.918	8.058
$RISK_t$	5.860	5.229	2.806	1.770	16.292
$TURN_t$	0.255	0.110	0.394	0.006	2.268

변수정의

abs_FSE_t = 식(6)~(10)을 이용한 FSE의 절대값

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

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

$SIZE_t$	= 자본 시가총액의 자연로그값
LEV_t	= 총부채 ÷ 총자산
ROA_t	= 당기순이익 ÷ 기초총자산
MB_t	= 자본의 시장가치 ÷ 자본의 장부가치
RET_t	= 주간수익률의 1년 평균
$RISK_t$	= 주간수익률의 1년 표준편차(변동성)
$TURN_t$	= 추세 제거 후 월간주식회전율의 1년 평균 (주식회전율 = 주식거래량 ÷ 상장주식수)

본 연구에서 사용된 변수들의 상관관계는 <표 3>에 제시되어 있다.

<표 3> 변수 간 상관관계

(N=5,206)

	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) abs_FSE_t	-0.017 (0.165)	-0.015 (0.218)	0.072 (0.000)	0.002 (0.862)	-0.016 (0.174)	0.450 (0.000)	0.092 (0.000)	0.088 (0.000)	0.033 (0.007)
(2) $ROTARANK1_t$	1.000	0.999 (0.000)	0.212 (0.000)	-0.194 (0.000)	0.481 (0.000)	0.041 (0.001)	0.083 (0.000)	-0.155 (0.000)	-0.120 (0.000)
(3) $ROTARANK2_t$		1.000	0.212 (0.000)	-0.194 (0.000)	0.477 (0.000)	0.044 (0.000)	0.087 (0.000)	-0.153 (0.000)	-0.119 (0.000)
(4) $SIZE_t$			1.000	-0.102 (0.000)	0.275 (0.000)	0.316 (0.000)	0.054 (0.000)	-0.161 (0.000)	-0.202 (0.000)
(5) LEV_t				1.000	-0.340 (0.000)	0.163 (0.000)	-0.066 (0.000)	0.210 (0.000)	0.079 (0.000)
(6) ROA_t					1.000	-0.051 (0.000)	0.132 (0.000)	-0.245 (0.000)	-0.174 (0.000)
(7) MB_t						1.000	0.287 (0.000)	0.260 (0.000)	0.180 (0.000)
(8) RET_t							1.000	0.469 (0.000)	0.363 (0.000)
(9) $RISK_t$								1.000	0.676 (0.000)
(10) $TURN_t$									1.000

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

우선 관심변수인 ROTARANK와 종속변수의 관계를 살펴보면 가설에서 예측한 바와 같이 음(-)의 계수값을 보이고 있으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 그 외 종속변수와 통제변수들 간의 관계를에서는 SIZE, MB, RET, RISK, TURN가 유의한 양(+)의 상관관계를 보여주고 LEV, ROA는 통계적으로 유의한 관계를 보여주지 못하였다. 그러나 <표 3>에서 보여주는 값은 두 변수들간의 단변량 상관관계만을 의미하므로 실제 종속변수에 관심변수가 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위해서는 통제변수들이 함께 포함된 다중회귀분석이 필요하다.

독립변수들 간의 상관관계에서는 ROTARANK와 ROA, SIZE와 MB, LEV와 ROA, RET와 RISK/TURN, RISK와 TURN이 절대값 기준으로 0.3을 상회하는 상관계수를 보여주고 있다. 독립변수들 간에 상관관계가 높을 경우 다중공선성문제가 대두될 수 있어 이를 VIF값을 통해 추가로 살펴보았다. 그 결과 본 연구에서 사용된 모든 회귀분석에서 최대의 VIF값이 3.07(10이하)로 나타나 다중공선성문제는 심각하지 않은 것으로 확인되었다.

2. 다변량 분석결과

본 연구의 가설은 무형자산생산성이 가치평가오류에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보는 것이다. 이를 위해 무형자산생산성은 Clausen and Hirth(2016)의 연구모형에 따라 측정하였고, 가치평가오류는 Rhodes-Kropf et al.(2005)에서 제시된 방법을 따랐다. <표 4>는 이러한 가설을 검증한 모델로 본 연구의 가설이 지지되기 위해서는 ROTARANK 변수의 계수가 유의한 음(-)의 값을 가져야한다. 분석의 강건성을 높이고자 선행연구와 동일하게 ROTARANK를 두 가지 버전으로 측정하였으며 (1)은 관심변수로 ROTARANK1을, (2)는 ROTARANK2를 사용한 결과이다.

모형의 적합도를 나타내는 F값은 79.840으로 나타나 통계적으로 1%수준에서 유의한 값을 나타냈으며, 설명력을 나타내는 수정 R^2 는 0.242로 나타났다. 분석에 사용된 표본의 개수는 6,915 기업-연도로 본 연구의 결과를 일반화하기에 충분한 양이었다.

분석결과에서 β_1 이 유의한 음(-)의 계수값(-0.086, t-value=-5.15; -0.087, t-value=-5.18)을 보여주어 가설은 예상과 일치하게 지지되었다. 이는 무형자산생산성이 높을수록 무형자산이 유형자산을 통해 이익에 기여하는 정도를 예측하기 쉬워 가치평가를 줄이는 것에 기여하는 것으로 해석할 수 있다.

그 외 통제변수를 살펴보면 SIZE는 음(-)의 유의한 계수값을 보이고 있어 기업규모가 클수록 가치평가오류가 감소하는 것을 알 수 있으며, LEV도 음(-)의 계수값을 보여주어 부채비율이 높을수록 시장에서 가치평가에 있어서 신중을 기함을 알 수 있다. ROA는 유의한 양(+)의 계수값으로 나타나 수익성이 높을수록 과대평가위험이 존재할 수 있음을 암시한다. 성장성을 나타내는 MB는 예상과 일치하게 유의한 양(+)의 계수값을 나타내 성장성이 높을수록 그 가치를 가치평가에 반영하는 것이 어렵다는 것을 시사한다. 시장변수인 RET는 주식수익률로 음(-)의

유의한 계수값을 보여주고 있으며, RISK는 양(+)의 계수값을 보이거나 유의하지 않았고, 끝으로 TURN은 주식회전율로 음(-)의 유의한 계수값을 나타내고 있다²⁾.

〈표 4〉 가설에 대한 다변량 분석결과

$abs_FSE_t = \beta_0 + \beta_1 ROTARANK_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 MB_t + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$					
Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		ROTARANK=RATARANK1		ROTARANK=RATARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	1.315	15.93***	1.314	15.92***
ROTARANK	-	-0.086	-5.15***	-0.087	-5.18***
SIZE	-	-0.033	-10.95***	-0.033	-10.95***
LEV	+/-	-0.026	-7.70***	-0.026	-7.70***
ROA	+/-	0.230	3.58***	0.230	3.58***
MB	+	0.147	42.53***	0.147	42.54***
RET	+/-	-0.012	-1.99**	-0.012	-1.99**
RISK	+	0.000	0.03	0.000	0.02
TURN	+/-	-0.080	-5.43***	-0.080	-5.42***
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		79.840***		79.850***	
Adj R ²		0.242		0.242	
Sample		6,915		6,915	

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

〈표 5〉는 본 연구의 종속변수인 가치평가오류를 세부 그룹으로 나누어 검증한 것으로 Panel A는 FSE가 0이상인 경우이고, Panel B는 FSE가 0보다 작은 경우이다. 즉 Panel A는 과대평가구간에서 abs_FSE와 ROTARANK의 관계를 살펴보고, Panel B는 과소평가구간에서 abs_FSE와 ROTARANK의 관계를 살펴본 것이다.

- 2) 통제변수들의 다수가 어느 한 방향으로 부호를 예측하는 것이 어렵다. 이는 가치평가오류에 미치는 변수들을 살펴볼 때 기존의 이론으로는 설명할 수 없는 다양한 설명경로(유인)가 있음을 의미한다. 따라서 후속 연구를 통해 각 변수들의 영향을 면밀히 검토해 볼 필요가 있다.

〈표 5〉 가설에 대한 다변량 분석결과(과대평가오류, 과소평가오류)

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

Panel A : FSE≥0					
Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		ROTARANK=RATARANK1		ROTARANK=RATARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	-0.735	-7.20***	-0.736	-7.22***
ROTARANK	-	-0.103	-4.96***	-0.106	-5.09***
SIZE	-	0.032	9.00***	0.032	9.01***
LEV	+/-	-0.048	-12.92***	-0.048	-12.93***
ROA	+/-	0.162	2.18**	0.165	2.24**
MB	+	0.211	63.56***	0.212	63.59***
RET	+/-	0.002	0.36	0.002	0.35
RISK	+	0.006	2.08**	0.006	2.08**
TURN	+/-	0.019	1.26	0.019	1.26
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		195.340***		195.470***	
Adj R ²		0.641		0.641	
Sample		3,051		3,051	
Panel B : FSE<0					
Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		ROTARANK=RATARANK1		ROTARANK=RATARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	1.982	22.88***	1.981	22.88***
ROTARANK	-	0.003	0.18	0.005	0.31
SIZE	-	-0.044	-13.80***	-0.044	-13.80***
LEV	+/-	0.050	12.83***	0.050	12.84***
ROA	+/-	0.105	1.53	0.102	1.49
MB	+	-0.530	-42.02***	-0.530	-42.02***
RET	+/-	-0.033	-4.54***	-0.034	-4.55***
RISK	+	0.012	4.67***	0.012	4.68***
TURN	+/-	-0.094	-5.21***	-0.094	-5.21***
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		101.100***		101.100***	
Adj R ²		0.421		0.421	
Sample		3,864		3,864	

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

분석결과 Panel A에서 ROTARANK가 음(-)의 유의한 계수값을 보이고 있어 무형자산의 효율성이 높을수록 과대평가오류가 감소함을 알 수 있다. Panel B에서는 ROTARANK가 유의한 계수값을 보이고 있지 않아 과소평가구간에서는 무형자산의 효율성 정도와 과소평가오류와 관계가 없음을 확인할 수 있다. 이상의 결과를 종합해 볼 때 무형자산의 효율성이 증가할수록 전체적인 가치평가오류는 감소하나 이는 과대평가오류가 감소하는 영향에 의한 것임을 알 수 있다.

3. 추가분석

추가분석에서는 본 연구의 가설이 기업이 처한 정보환경에 따라 다르게 나타나는지 살펴보고자 한다. 여기서 정보환경은 여러 가지 요소를 고려할 수 있으나 본 연구에서는 가치평가에 필요한 정보를 분석하는 재무분석가를 중심으로 살펴본다. 구체적으로 해당 기업을 추종하는 재무분석가가 있는 경우와 없는 경우로 나누어 ROTARANK와 abs_FSE 의 관계를 분석하였다.

재무분석가는 기업의 정보를 수집하고 분석한 후 시장에 전달하는 기능을 수행한다. 따라서 해당 기업을 추종하는 재무분석가가 존재할 경우 그 기업에 대한 정보는 품질이 높을 가능성이 있다. 또한 특정 기업에 추종하는 재무분석가가 존재한다는 것은 시장에서 동 기업에 대한 관심도가 높으며, 해당 기업에 대한 정보 수요가 강하다는 것을 의미한다.

<표 6>은 추가분석의 결과이며 Panel A는 추종재무분석가가 존재하는 그룹을, Panel B는 추종재무분석가가 존재하지 않는 그룹을 의미한다. 분석결과 Panel A, Panel B 모두에서 ROTARANK의 계수가 음(-)의 유의한 값을 보이고 있었고, 그 중 Panel A에서 그 계수값의 절대값이 더 크고 통계적 유의성도 더 명확히 나타났다. 이는 정보환경이 좋을 경우 ROTARANK가 abs_FSE 를 감소시키는 영향이 더 크게 작용하는 것으로 무형자산이 효율적으로 작용하여 기업의 이익에 기여하는 것을 전문적인 재무분석가가 존재할 때 더욱 효과적으로 시장에 분석/전달하여 가치평가오류의 감소가 크게 나타나는 것으로 해석할 수 있다³⁾.

3) 두 그룹간 관심변수 계수값 차이가 통계적으로 유의적인지를 살펴보고자 평행성검증을 실시한 결과 t -value가 $ROTARANK1=1.43$, $ROTARANK2=1.40$ 으로 나타나 유의성을 확보하지 못하였다.

〈표 6〉 추가분석결과

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

Panel A : 추종재무분석가가 있는 경우					
Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		ROTARANK=RATARANK1		ROTARANK=RATARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	1.020	8.75***	1.017	8.73***
ROTARANK	-	-0.107	-4.65***	-0.107	-4.63***
SIZE	-	-0.024	-6.02***	-0.024	-6.02***
LEV	+/-	-0.031	-5.89***	-0.031	-5.89***
ROA	+/-	0.224	2.28**	0.223	2.26**
MB	+	0.178	41.13***	0.178	41.13***
RET	+/-	-0.038	-4.05**	-0.038	-4.06**
RISK	+	0.007	1.80*	0.007	1.79*
TURN	+/-	-0.115	-3.47***	-0.114	-3.46***
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		72.190***		72.180***	
Adj R ²		0.368		0.368	
Sample		3,429		3,429	
Panel B : 추종재무분석가가 없는 경우					
Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		ROTARANK=RATARANK1		ROTARANK=RATARANK2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	0.794	4.02***	0.794	4.02***
ROTARANK	-	-0.059	-2.49**	-0.060	-2.53**
SIZE	-	-0.010	-1.30	-0.010	-1.31
LEV	+/-	-0.015	-3.30***	-0.015	-3.30***
ROA	+/-	0.096	1.11	0.097	1.12
MB	+	0.101	17.47***	0.101	17.48***
RET	+/-	0.003	0.40	0.003	0.40
RISK	+	-0.001	-0.46	-0.001	-0.46
TURN	+/-	-0.066	-3.78***	-0.066	-3.78***
Year Dummy		포함		포함	
Industry Dummy		포함		포함	
F value		21.840***		21.850***	
Adj R ²		0.143		0.144	
Sample		3,486		3,486	

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

V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 무형자산생산성과 가치평가오류에 대한 연구로 무형자산생산성이 높을수록 가치평가오류가 낮아지는지를 검증하였다.

본 연구에서 다루고자하는 무형자산은 회계상의 무형자산뿐 아니라 회계상으로 표현되지 않는 효과적인 생산과정, 숙련된 인적자원, 고객 정보, 노하우, 브랜드가치 등을 포함한 개념이며, 무형자산생산성이란 기존에 존재하는 이러한 무형자산이 얼마나 생산적으로 기업의 이익에 기여하는지를 나타내는지를 의미한다.

관심변수로 사용된 무형자산생산성 Clausen and Hirth(2016)의 연구를 따라 측정하였고, 종속변수로 사용된 가치평가오류는 해당기업의 내재가치와 실제 시장가치의 차이로 Rhodes-Kropf et al.(2005) 연구를 따라 산출하였다.

본 연구에서 사용한 분석대상은 2011년부터 2022년까지 KOSPI시장에 상장된 기업들이고, 최종 표본은 6,915 기업-연도이다. 검증결과 무형자산생산성이 높을수록 가치평가오류는 낮은 것으로 나타났으며 이러한 결과는 과대평가 구간에서 더 크게 나타났다. 즉, 무형자산생산성이 증가할수록 해당기업에 대한 해석이 용이하여 정보위험은 줄어들며 특히 과대평가 위험을 줄이는 효과가 두드러짐을 의미한다.

추가분석으로 추종재무분석가가 있는 그룹과 없는 그룹으로 나누어 가설을 재검증한 결과 추종재무분석가가 있는 그룹에서 무형자산생산성이 가치평가오류를 감소시키는 영향이 더 크게 작용하는 것으로 나타났다. 이는 무형자산이 생산적으로 작용하여 기업의 이익에 기여하는 것을 전문적인 재무분석가가 존재할 때 더욱 효과적으로 시장에 분석/전달하여 가치평가오류의 감소가 크게 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

이상의 결과를 보여준 본 연구는 다음과 같은 공헌점을 가질 것으로 기대한다. 첫째, 무형자산생산성이 증가할수록 해당기업에 대한 예측이 정확하여 가치평가오류가 감소하는 것을 직접 실증하였다. 즉 가치평가오류라는 객관적 수치를 통해 무형자산생산성에 따른 정보위험비용을 직접적으로 보여주었다. 둘째, 무형자산생산성이 높을수록 가치평가오류 중 과대평가위험을 줄이는 효과가 큰 것을 보여주었는데 이는 반대로 무형자산생산성이 낮을수록 과대평가위험이 존재함을 의미하므로 투자자들에게 그러한 기업에 투자함에 있어서 신중을 기할 필요성을 시사하였다. 셋째, 규제기관에게는 자본시장에서 가치평가오류를 줄이기 위해 기업들이 보유하는 무형자산에 대한 정보를 공개하는 정책수립의 근거로 작용할 수 있다.

참고문헌

- 김민수 · 이명건. 2020. “비교가능성이 높은 회계정보는 가치평가오류를 감소시키는가?”. 회계와 정책연구 제25권 제1호 : 91-118.
- 이진환 · 윤성용. 2015. “회계이익의 질이 가치평가오류와 주가급락에 미치는 영향”. 회계연구 20(2) : 151-179.
- Arbel, A., and P. Strebel. 1983. Pay Attention to Neglected Firms. *Journal of Portfolio Management* 9 (2) : 37-42.
- Aboudy, 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.
- 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.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo. 1994. Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 145-176.
- DeFond, M., and C. Park. 1997. Smoothing Income in Anticipation of Future Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23 : 115-139.
- Deng, Z., B. Lev, and F. Narin. 1999. Science and technology as predictors of stock

- performance. *Financial Analysts Journal* 55 (3) : 20–32.
- Edmans, A. 2011. Does the stock market fully value intangibles? Employee satisfaction and equity prices. *Journal of Finance Economics* 101 (3) : 621–640.
- Fairfield, P. 1994. P/E, P/B and the Present Value of Future Dividends. *Financial Analysts Journal* 50 : 23–31.
- 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.
- Larkin, Y. 2013. Brand perception, cash flow stability, and financial policy. *Journal of Financial Economics* 110 (1) : 232–253.
- Leuz, C., and R. Verrecchia. 2000. The Economic Consequences of Increased Disclosure. *Journal of Accounting Research* 38 : 91–124.
- 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.
- 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.

- Mann, W. 2018. Creditor rights and innovation : evidence from patent collateral. *Journal of Financial Economics* 130 (1) : 25–47.
- Penman. 1996. The Articulation of Price–Earnings Ratios and Market to Book Ratios and the Evaluation of Growth. *Journal of Accounting Research* 34 : 235–259.
- Rhodes–Kropf, M., D. T. Robinson, and S. Viswanathan. 2005. Valuation Waves and Merger Activity : The Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics* 77 : 561–603.
- Ross, S. A. 1977. The Determination of Financial Structure : The incentive Signalling Approach. *Journal of Financial Economics* 5 : 23–40.
- 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 Valuation Errors*

Myung Gun Lee** · Min Su Kim***

〈Abstract〉

This study was a study on intangible asset productivity and valuation errors and verified whether valuation errors decrease as intangible asset productivity increases.

Intangible asset productivity means that intangible assets operate efficiently and contribute significantly to the profits of the company, and was measured according to the study of Clausen and Hirth (2016). The valuation error used as a dependent variable was calculated according to the study of Rhodes-Kropf et al. (2005) as the difference between the market value and intrinsic value of the company.

The analysis targets used in this study are companies listed on KOSPI market from 2011 to 2022, and the final sample is 6,915 firm-years. As a result of the verification, it was found that valuation errors decreased as intangible asset productivity increased, and this result was larger in the overvaluation section. In other words, as intangible asset productivity increases, the information risk decreases as the company becomes easier to interpret, and in particular, the effect of reducing the risk of overvaluation becomes more noticeable.

Considering the above results, this study is expected to have the following contributions. First, it was directly demonstrated that as intangible asset productivity increases, predictions for the company become more accurate and valuation errors decrease. In other words, the information risk cost according to the productivity of intangible assets was directly shown through the value of valuation error. Second, the higher the productivity of intangible assets, the greater the effect of reducing the risk of overvaluation among valuation errors. This means that, conversely, the lower the productivity of intangible assets, the greater the risk of overvaluation, so investors should be cautious when investing in such companies. It suggested the need to take action. Third, it can be used by capital market regulators as a basis for establishing information disclosure policies on intangible assets held by companies in order to reduce valuation errors in the capital market.

〈Key words〉 Intangible asset productivity, Valuation error, Following analyst

* This work was supported by the 2022 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