

경영자 능력이 재무분석가 이익예측 정보에 미치는 영향

박보영*

<요 약>

본 연구는 경영자의 능력이 자본시장에서의 정보비대칭 현상에 미치는 영향을 살펴보았다. 이를 위해, 2000년부터 2013년까지 유가증권 시장에 상장된 2,246개 기업-연도 표본을 대상으로 경영자의 능력이 정보비대칭 변수의 대용치인 재무분석가의 이익예측 정보에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다.

분석을 위해, Demerjian et al. (2012)의 방법에 따라 DEA(Data Envelopment Analysis)를 이용하여 경영자의 능력을 측정하였고, 이렇게 측정된 경영자의 능력 변수와 재무분석가의 이익예측 오차(error) 및 편향(bias) 변수와의 관계를 분석하였다. 분석결과, 경영자의 능력이 뛰어날수록 재무분석가의 이익예측오차가 감소하였고, 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의 또한 감소하는 것으로 나타났다.

본 연구는 경영자의 높은 능력으로 인한 회계정보의 질적 향상이 자본시장에서 정보비대칭 현상을 감소시켰음을 보여주었다는 점에서 공헌점을 가진다.

핵심주제어: 경영자 능력, 재무분석가 이익예측 오차, 정보비대칭

I. 서론

본 연구의 목적은 Demerjian et al.(2012)의 방법으로 측정된 경영자의 능력이 자본시장의 정보비대칭에 어떠한 영향을 미치는지를 실증하는데 있다. 경영자의 의사결정은 장단기적으로 기업의 성과에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 향후 기업의 존폐까지도 영향을 미친다. 따라서 경영자의 능력을 이해하는 것은 매우 중요한 연구주제라 할 수 있다. 하지만 경영자 능력을 측정하여 단일의 수치로 표현한다는 것은 어려운 과제임에 틀림없다. 이러한 이유로 선행연구들은 실질적인 경영자의 능력을 측정하는 대신에 경영자의 인구통계학적 특성 및 경영자 교체사건을 대상으로 하여 연구를 수행해왔다. 특히 회계학 분야에서는 경영자 교체 사건을 이용하여 경영자 교체에 따른 이익조정 및 기업성과, 시장의 반응 등에 대한 다양한 연구들이 수행되었다(Dechow and Sloan, 1991; Francis et al., 1996; Reinganum, 1985; Warner et al., 1988; Khanna and Poulsen, 1995).

반면에 경영자의 특성 및 교체사건이 경영자의 능력을 대신한다고 보기에는 무리가 있어 경영자의 능력을 측정할 대응치에 대한 필요와 요구는 계속 이어지고 있다. 따라서 최근에 발표된 Demerjian et al.(2012)의 연구는 경영자 능력과 관련한 연구에 있어 그 의미가 크다고 할 수 있다. Demerjian et al.(2012)은 DEA(Data envelopment analysis: 자료포락분석)라는 효율성 측정 모형에 근거하여 새로운 경영자 능력의 측정치를 제안하였다. Demerjian et al.(2012)의 연구는 기업의 효율성을 측정하되 기업특성으로 인한 영향을 제거하여, 오로지 경영자로부터 기인한 경영자의 효율성 기여정도를 가지고 경영자의 능력을 측정하였다. 여기서 효율성이란 기업이 매출액을 달성하는데 기업에게 주어진 경

제적 자원을 얼마나 효율적으로 사용하였는가를 의미한다. Demerjian et al.(2012)의 연구는 그동안 사전적으로 측정하기 힘들었던 경영자의 능력을 측정 가능하도록 수치화하였다는 점에서 의의가 있고, 이들의 연구가 학계에 보고된 이후에 경영자 능력과 관련한 회계학 분야의 연구도 진행되고 있다.

선행연구에 따르면, 경영자의 능력이 높을수록 경영성과가 향상되고 이익과 발생액의 질이 개선되었다(Demerjian et al., 2013). 아울러 능력이 뛰어난 경영자는 미래의 이익에 대한 예측능력도 우수하기 때문에, 경영자가 재량적으로 유연화한 이익이 그렇지 않은 이익에 비해 보다 높은 유용성을 제공하였다(Baik et al., 2014). 또한 경영자의 능력이 좋을수록 기업의 조세회피 수준도 감소한다는 연구결과도 보고되었다(고창열, 2013).

Demerjian et al.(2012) 측정치를 사용한 이전 선행연구들은 경영자의 능력과 이익품질 또는 기업성과와의 관련성을 주로 살펴보았다. 반면 본 연구는 이러한 선행연구를 확장하여 경영자 능력과 자본시장에서의 정보비대칭 수준과의 관련성을 살펴보고자 한다. 이에 본 연구는 경영자의 우수한 능력이 회계정보의 질을 개선시켜, 경영자와 외부정보이용자간 정보비대칭 현상을 줄일 수 있을 것이라 예상한다. 더불어 능력이 좋은 경영자는 시장에 기업에 대한 양질의 사적정보를 제공하려는 신호동기를 갖고 있으며, 이는 시장에서 정보비대칭 현상을 완화시킬 수 있는 요인이 될 것으로 판단된다. 이를 위해 본 연구는 경영자의 능력이 증가함에 따라 자본시장에서의 정보비대칭 문제가 감소하는지를 살펴보았다. 정보비대칭 변수의 대응치로는 재무분석가의 이익예측 오차(error)와 편의(bias) 측정치를 사용하였다. 실증분석결과, 경영자의 능력이 증가할수록 재무분석가의 이익예측 오차와 편의가

모두 감소하는 것으로 관찰되었다. 이는 경영자의 높은 능력으로 인한 기업의 성과 및 회계정보의 개선효과가 자본시장에서의 정보비대칭 현상을 감소시켰음을 보여주는 결과이다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 본 연구는 경영자의 능력을 측정하는 새로운 측정치인 Demerjian et al.(2012)의 방법을 사용하여 이전의 경영자 능력과 관련된 회계학 연구들의 외연을 확장시켰다. 또한 이전 연구들이 경영자 능력과 회계정보 간의 관련성을 주로 살펴 본 반면, 본 연구는 경영자의 능력이 자본시장에서의 정보비대칭 현상을 개선시키는가를 살펴보았다는 점에서 차별점이 있다. 아울러 경영자의 능력이 뛰어난 경우 자본시장에서의 정보비대칭 현상을 완화시킨다는 본 연구의 결과는, 경영자의 능력이 자본시장 참여자들에게 중요한 정보가 될 수 있음을 보여주는 것이다.

본 연구는 서론에 이어 제2장에서는 선행연구를 검토하고, 가설을 설정한다. 제3장에서는 연구모형과 변수의 측정방법을 설명하고, 제4장에서는 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 제5장에서는 결론과 한계점 등을 논의한다.

II. 선행연구의 검토 및 가설설정

1. 경영자 능력에 관한 선행연구

경영자의 의사결정은 기업의 현재 성과뿐만 아니라 미래 기업의 생존에도 영향을 미치므로 경영자의 능력을 이해하는 것은 매우 중요한 연구주제이다. 하지만 경영자의 능력을 측정하기란 매우 어려운 것이 현실이다. 이에 회계학 분야에서는 경영자의 특성 및 경영자 교체사건을 이용하여 다양한 연구들이 수행되어 왔다. 구체적으로 몇 가지 연구들을 살펴보면 다음과 같다.

Dechow and Sloan(1991)의 연구에 따르면, 최고경영자는 재임 마지막 연도에 성과보상을 극대화하기 위하여 연구개발비를 감소시켰다. Francis et al.(1996)은 기업의 재량적 자산상각(재고자산 상각, 영업권 상각, 유형자산 상각 등)이 경영자의 교체시점에 많이 발생한다는 사실과 기업의 재량적 자산 상각에 대하여 투자자들은 대체로 부정적인 반응을 보인다는 연구결과를 보고하였다. Reinganum(1985)과 Warner et al.(1988)은 최고경영자 교체공시에 대해 체계적인 시장반응이 존재하지 않았다는 연구결과를 보고하였으나, Khanna and Poulsen(1995)은 경영자교체와 주가간 음(-)의 관련성이 있음을 보고하였다. 오웅락 외(2010)는 최고경영자 교체기업의 회계정보의 주가관련성이 최고경영자가 교체되지 않은 기업에 비해 낮다는 연구결과를 보고한 바 있다.

하지만 이상의 선행연구에도 불구하고 경영자의 특성이나 교체사건이 경영자의 능력을 나타낸다고 보기는 힘들어, 경영자 능력을 측정할 수 있는 변수에 관한 요구는 계속 있어왔다. 이 과정에서 Demerjian et al.(2012)이 새로운 경영자 능력 측정치를 제안하였고, 이들의 연구 이후에 경영자 능력에 대한 회계학 분야의 연구도 진행되고 있다.

우선 Demerjian et al.(2012)은 1단계로 기업이 주어진 경제적 자원을 활용하여 매출액을 산출하는데 얼마나 효율적인지를 자료포락분석(DEA)을 통해 측정하고, 2단계로 토빗 분석을 통해 기업특성을 제외한 경영자 고유의 효율성 기여도를 측정하는 방법으로 경영자의 능력을 측정하였다. 저자들은 그들의 측정치가 경영자의 고정효과(managerial fixed effect)와 강한 관련성이 있다는 것을 보여주었다. 그리고 최고경영자의 퇴출이 낮은 경영자의 능력을 반영한다고 보았을 때, 보다 능력있는 최고경영자로서의 교체가

주가반응과는 양(+)의 관련성을 보이고 차기의 성과는 개선시킴을 밝힘으로써 자신들의 측정치가 타당성을 갖춘 경영자 능력의 측정치임을 주장하였다. 또한 자신들이 제안한 새로운 경영자 능력의 측정치가 그동안 사전적으로는 측정하기 힘들었던 경영자의 능력을 측정 가능하도록 하여 이후에 이루어지는 연구에 도움이 될 것으로 보았다.

이후 Demerjian et al.(2012)의 경영자 능력 측정치를 이용한 연구를 살펴보면 다음과 같다. Demerjian et al.(2013)은 Demerjian et al.(2012)의 경영자 능력 측정치를 이용하여 경영자의 능력과 이익의 품질 간의 관련성을 다양한 관점에서 분석하였다. 경영자의 능력이 높을수록 기업의 이익을 판단하고 추정하는 능력이 좋기 때문에 이익의 품질이 높아진다는 연구결과를 보고하였다. 즉 경영자의 능력이 좋을수록 차기에 재무제표의 수정(restatement)이 덜 발생하고, 이익과 발생액의 지속성이 높고, 대손충당금 설정 오류가 감소하고, Dechow and Dichev(2002)의 방법으로 측정된 발생액의 품질도 높았다. Baik et al.(2014)은 경영자 능력을 미래 이익의 예측능력에 초점을 맞추어 연구를 수행하였다. 이들은 경영자의 능력이 뛰어날수록 미래성과를 판단하는 능력이 우수하기 때문에 경영자가 유연화된 이익을 보고함으로써 보다 정확하고 유용한 기업의 사적정보를 제공한다는 주장을 하였다. 고창열 외(2013)는 경영자의 능력이 뛰어날수록 토빈-Q와 총자산순이익률 등으로 측정된 기업성고가 우수하다는 연구결과를 보고하였다. 이권 외(2015)는 경영자의 능력이 좋을수록 보수적 회계처리 성향이 감소한다는 연구결과를 보고하였다. 이에 대해 경영자의 능력이 좋을수록 외부이해관계자에게 미래의 경영성과와 현금흐름에 대해 상대적으로 낮은 불확실성을 제공하여, 기업에 대한 보수적 회계처리 요구가 적어서 발생하는

현상이라고 제시하였다.

2. 가설설정

능력이 우수한 경영자는 시장 및 산업에 대한 이해가 높다. 따라서 능력이 우수한 경영자는 그렇지 않은 경영자보다 정확하게 수요예측을 하며 이는 곧 기업 경영에 있어서 효율성을 향상시킨다(Demerjian et al., 2012). 이에 따라 회계정보의 제공 측면에서도 능력이 우수한 경영자는 발생액(accrual) 추정시 상대적으로 적은 측정오류를 보고하고, 기회주의적인 이익조정 보다는 기업의 사적정보를 제공하고자 하는 신호동기에 의해 발생액을 계상하므로, 발생액의 지속성과 발생액의 품질이 높다(Demerjian et al., 2013; 오원선·김동출, 2009; 최현섭, 2010).

특히 이익(발생액)의 질적 속성 중 하나인 이익유연화 보고 방식은 이익의 변동성을 줄여 이익을 적절한 추세나 수준으로 유지하려는 방법이다. 기업은 이익유연화로 법인세 관련 불이익의 최소화, 기업가치 향상, 그리고 이해관계자들에게 파산가능성 우려의 감소 등과 같은 효익을 얻을 수 있다. 이와 같이 이익유연화가 기업의 미래성과에 대한 경영자의 판단과 지식을 반영하여 이해관계자들에게 보다 유용한 정보를 제공하고, 기업의 불확실성을 감소시켜 기업가치 제고에 긍정적인 역할을 할 수 있다면, 능력이 우수한 경영자는 보다 적극적으로 이익유연화로 이익에 대한 변동성을 낮추려 노력할 것이다(Baik et al., 2014). 아울러 이익유연화 재무보고 방식은 자본시장의 정보중개인인 재무분석가의 이익예측 오차를 직접적으로 감소시켜(이세철, 2012; 배기수·박범진, 2013), 기업과 외부정보이용자 간에 정보비대칭 현상을 줄일 수 있을 것이다.

또한 Bhattacharya et al.(2013)은 Francis et al.(2004)의 연구에 사용된 발생액 기반 이익의 질 측정치를 사용하여 이익의 품질과 정보비대칭 간 관련성을 분석하였다. 이들 연구에서도 이익(발생액)의 품질이 높을수록 정보비대칭이 감소하는 결과를 보였다.

한편, Truman(1986)은 기업가치가 증가하는 경우, 주식기반의 인센티브를 가진 경영자는 기업의 이러한 변화를 인지하고 시장에 정보를 전달하고자 이익예측 공시를 한다는 이론을 제시하였다. 따라서 경영자의 이익예측공시가 있는 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 회계정보의 보고시점에 보다 높은 기업가치 상승을 경험하게 되고, 이는 결국 경영자의 주식관련 부를 증가시킨다고 하였다.

이상의 선행연구를 종합하면, 경영자의 능력과 정보비대칭 현상 간 관련성을 다음의 두 가지 측면에서 예상해볼 수 있다. 첫째, 경영자의 능력이 좋을수록 이익(발생액)의 품질이 개선되고, 이로 인해 자본시장의 정보비대칭이 완화된다는 예상이다. 특히 능력이 우수한 경영자는 사적정보 제공 방법으로 이익유연화 방법을 선택함으로써, 외부 정보이용자와의 정보비대칭 현상을 줄일 수 있을 것이다. 둘째, 경영자의 능력이 뛰어날수록 기업성과 및 기업가치가 개선되고, 경영자는 이러한 기업가치 개선효과를 시장에 전달하려 한다는 것이다. 즉, 능력이 좋은 경영자는 신호동기에 의해 자본시장에 기업에 대한 양질의 사적정보를 제공하려 할 것이며, 이는 자본시장에서의 정보비대칭 현상을 완화시킬 것이다. 이에 본 연구에서는 경영자의 능력이 증가함에 따라 기업과 외부 이해관계자간 정보비대칭 문제가 감소하는지를 자본시장의 정보중개인인 재무분석가의 이익예측 정보를 가지고 살펴보고자 한다. 만약, 자본시장에서의 정보비대칭 현상이 적다면, 재무분석가의 이익예측 정보의 오차 및

편의도 모두 감소할 가능성이 높으므로, 다음과 같은 두 가지 연구가설을 설정하였다.

가설 1: 경영자의 능력이 뛰어날수록, 재무분석가의 이익예측 오차는 감소한다.

가설 2: 경영자의 능력이 뛰어날수록, 재무분석가의 낙관적 이익예측성향(편의)은 감소한다.

III. 연구설계

1. 경영자 능력의 측정

본 연구는 Demerjian et al.(2012)의 방법에 따라 경영자의 능력을 측정하였다. Demerjian et al.(2012)은 2단계에 걸쳐 경영자 능력을 측정하였다. 첫 번째 단계는 DEA(Data envelopment analysis, 자료포락분석) 모형을 사용하여 기업의 효율성을 측정하는 단계이다(오지환·정기호, 2012). 1단계를 통해 계산된 효율성은 기업 차원의 효율성으로서, 동일한 산업 내에서 해당 기업이 매출(산출물)을 달성하는데 기업에게 주어진 경제적 자원(투입물)을 얼마나 효율적으로 사용하였는지를 상대적으로 나타낸다. 투입물로는 경영자의 재량적 의사결정이 반영될 수 있는 매출원가, 판매 및 일반관리비, 유형자산 및 무형자산을 선정하였다. 따라서 기업차원의 효율성은 다음의 식(1)과 같이 표현할 수 있다.

$$\max_{\theta} \theta = \frac{u_1 SALES}{v_1 COGS + v_2 SGA + v_3 PPE + v_4 INTG} \quad (1)$$

<변수정의>
: 매출액

SALES

COGS : 매출원가

SAG : 판매 및 일반관리비

PPE : 유형자산에서 토지와

건설중인자산을 차감한 값

INTG : 무형자산

익|+외환차손|÷매출액

PDTS : 제품군(서비스군) 수의 자연로그 값

YD : 연도더미

2. 연구모형

한편, 본 연구에서 사용하는 DEA 모형의 측정 방식은 다음과 같다. 우선 산업별로 식(1)을 최대화하는 산출물과 투입물의 계수(u, v)를 산출하고, 이 계수들을 각 기업의 산출물과 투입물에 곱하여 기업의 효율성 점수를 계산한다. 그리고 기업의 효율성 점수를 0부터 1사이의 값을 갖도록 조정하여 기업의 산업 내 효율성 정도를 상대적으로 파악할 수 있도록 한다.

2단계에서는 토빗 회귀모형을 이용하여 기업의 효율성 중에서도 기업 특유의 요인에 의한 영향(firm fixed effect)을 제거하여 경영자 고유의 효율성 기여정도를 측정한다. 본 연구에서는 Demerjian et al.(2012)과 이진 외(2015)의 연구에 따라 기업규모(SIZE), 시장점유율(MS), 잉여 현금흐름(FCFI), 기업연령(AGE), 외환관련계정(FC), 제품(서비스)군 수(PDTS)를 기업 특유의 요인으로 고려하였다. 따라서 다음의 식(2)를 통해 도출된 잔차($\epsilon_{i,t}$)가 본 연구의 관심변수인 경영자 능력의 대용치(MA)가 된다.

$$EFF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SIZE_{i,t} + \alpha_2 MS_{i,t} + \alpha_3 FCFI_{i,t} + \alpha_4 AGE_{i,t} + \alpha_5 FC_{i,t} + \alpha_6 PDTS_{i,t} + \Sigma YD + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

<변수정의>

EFF : 식(1)로 측정된 기업별 효율성점수

SIZE : 총자산의 자연로그 값

MS : 시장점유율(=매출액÷동일산업에 속한 모든 기업 매출의 합)

FCFI : 잉여현금흐름이 0보다크면 1, 아니면 0

AGE : (표본연도-설립연도)의 자연로그 값

FC : (외화환산이익|+외화환산손실|+외환차

본 연구의 [가설1]과 [가설2]를 검증하기 위한 연구모형은 다음과 같다.

$$AE1 \text{ (or } AE3 \text{ or } AE6)_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 MA_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MTB_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 AQ_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 VOL_{i,t} + \beta_8 BIG4_{i,t} + \Sigma YD + \Sigma ID + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$AB1 \text{ (or } AB3 \text{ or } AB6)_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 MA_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MTB_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 AQ_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 VOL_{i,t} + \beta_8 BIG4_{i,t} + \Sigma YD + \Sigma ID + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

<변수정의>

AE : 재무분석가 이익예측 오차

$$= \frac{\text{재무분석가 이익예측치} - \text{실제이익}}{\text{기초총자산}}$$

AB : 재무분석가 이익예측 편차

$$= \frac{\text{재무분석가 이익예측치} - \text{실제이익}}{\text{기초총자산}}$$

MA : Demerjian et al.(2012)의 방법에 따른 경영자 능력 측정치

SIZE : 기업규모(=총자산의 자연로그 값)

MTB : 시장가치대비 장부가치 비율(=순자산의 시장가치÷순자산의 장부가치)

ROA : 총자산순이익률(=당기순이익÷총자산)

AQ : Dechow and Dichev(2002)의 모형으로 측정된 발생액의 질

LEV : 부채비율(=총부채÷총자산)

VOL : 주식수익률의 변동성(=log(일별주식수익률의 연간 표준편차))

BIG4 : 감사품질(=Big4 체류법인이면 1, 아니면 0)

YD : 연도더미

ID : 산업더미

회귀식 (3)과 (4)의 종속변수는 재무분석가 이익예측 오차(AE)와 편의(AB)이다. 구체적으로, 재무분석가 이익예측 편의는 재무분석가 이익예측치의 평균값인 합의예측치(concensus)에서 실제 이익을 차감한 후 이를 기초의 총자산금액으로 나눈 값으로 측정된다. 재무분석가가 낙관적인 이익예측치를 보고할수록 AB는 큰 값으로 나타난다. 그리고 이렇게 계산된 재무분석가 이익예측 편의에 절대값을 취하면 재무분석가 이익예측 오차를 측정할 수 있다. AE는 재무분석가 예측정보의 정확성을 나타내는 변수로서, 재무분석가 예측정보의 정확성이 높을수록 AE는 작은 값을 가진다. 본 연구에서는 회계연도 종료일을 기준으로 각각 이전 1개월, 3개월, 6개월 동안의 기간에 대해 재무분석가 이익예측치의 컨센서스를 계산하여 분석에 사용하였다.

본 연구의 설명변수는 Demerjian et al.(2012)의 방법으로 측정된 경영자 능력(MA)이다. 경영자 능력은 기업차원의 효율성에 대한 경영자 고유의 기여정도를 나타낸다. 본 연구의 예측대로 경영자 능력이 증가할수록 재무분석가 이익예측 정확성이 증가한다면(가설 1), 회귀식 (3)에서 MA의 계수값 β_1 은 음(-)의 값으로 나타날 것이다. 즉, 경영자 능력이 증가할수록 재무분석가의 이익예측 오차는 감소할 것이다. 다음으로, 가설 2에서 예상한 바와 같이 경영자 능력이 증가할수록 재무분석가의 낙관적 편의 또한 감소한다면 회귀식 (4)에서 β_1 은 음(-)의 값을 보고할 것이다.

회귀식 (3)과 (4)에서 통제변수로 설정된 변수들은 기존연구들에서 재무분석가의 예측정보에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌거나 영향을 미칠 것으로 예상되는 기업특성변수들이다(Eames and Gloveer, 2003; 김지홍 외, 2010). 기업규모(SIZE)가 클수록 해당기업에 대한 이해관계자들의 관심이 높고, 기업에 대한 정보가 시장에 보

다 많이 노출되므로 재무분석가의 이익예측 오차 및 편의가 감소할 것이다. 기업의 성장성을 통제하기 위해 시장가치대비 장부가치 비율(MTB)을 통제변수로 설정하였다. 총자산순이익률(ROA)을 통제변수로 설정하여 기업의 영업성과로 인한 영향을 통제하였다. 발생액의 질에 따라 재무분석가의 예측활동이 영향을 받는다는 김지홍 외(2010)의 연구에 따라 발생액의 질(AQ)을 모형에 포함하였다. 부채비율(LEV) 또는 주가변동성(VOL)이 클수록 재무분석가의 예측오차가 커질 수 있으므로 이들 요인을 통제변수로 설정하였다. 대형 회계법인인지의 여부(BIG4)를 감사품질의 대용치로 사용하여 통제변수로 포함하였다.

3. 표본선정

본 연구는 경영자의 능력수준이 재무분석가 예측정보의 정확성 및 편의에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하기 위해, 2000년부터 2013년까지 한국증권거래소의 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 경우 표본으로 선정하였다.

- (1) 결산월이 12월인 기업
- (2) 금융업 제외
- (3) Fn-Guide 데이터베이스에서 재무자료 및 재무분석가 예측치의 수집이 가능한 기업
- (4) 경영자 능력을 측정할 수 있는 기업

결산 월 차이에 따른 영향을 통제하고 주가자료의 동질성 확보를 위해 조건(1)을 설정하였고, 금융업은 영업특성 및 재무제표 구성항목이 일반기업과 다르므로 조건(2)를 설정하였다. 조건

<표 1> 기술통계량

변수	표본수	평균	표준편차	최소값	Q1	중위수	Q3	최대값
AE1	1,362	0.021	0.036	0.000	0.003	0.009	0.024	0.298
AE3	2,016	0.019	0.032	0.000	0.003	0.008	0.020	0.298
AE6	2,246	0.021	0.033	0.000	0.004	0.010	0.024	0.298
AB1	1,362	0.016	0.034	-0.103	0.000	0.005	0.019	0.298
AB3	2,016	0.014	0.033	-0.108	-0.001	0.005	0.018	0.298
AB6	2,246	0.016	0.035	-0.110	-0.001	0.007	0.021	0.298
MA	2,246	0.015	0.085	-0.336	-0.028	0.013	0.061	0.329
SIZE	2,246	27.344	1.384	24.198	26.247	27.204	28.335	30.468
MTB	2,246	1.339	1.192	0.102	0.617	1.003	1.596	12.613
ROA	2,246	0.061	0.075	-0.317	0.024	0.056	0.094	1.079
AQ	2,246	0.051	0.070	0.000	0.015	0.033	0.062	1.094
LEV	2,246	0.444	0.175	0.048	0.307	0.453	0.576	0.949
VOL	2,246	-3.586	0.311	-4.636	-3.797	-3.584	-3.374	-2.621
BIG4	2,246	0.775	0.418	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000

주1) 변수정의: AE1(AE3, AE6) = 1(3, 6)개월 재무분석가 이익예측 오차, AB1(AB3, AB6) = 1(3, 6)개월 재무분석가 이익예측 편차, MA = Demerjian et al.(2012)의 방법으로 측정된 경영자 능력, SIZE = 기업규모, MTB = 시장가치대비 장부가치 비율, ROA = 총자산순이익률, AQ = Dechow and Dechev(2002)의 모형으로 측정된 발생액의 질, LEV = 부채비율, VOL = 주식수익률의 변동성, BIG4 = 감사품질.

(3)과 (4)는 분석에 필요한 변수를 도출하기 위함이다. 위의 기준에 따라 최종적으로 선택된 표본은 2,246개 기업-연도 표본이며, 이는 기준일로부터 6개월간 재무분석가 컨센서스가 존재하는 기업-연도 표본으로 구성된 것이다. 이 중 3개월간 재무분석가 컨센서스가 존재하는 기업-연도 표본은 2,016개이고, 1개월간 재무분석가 컨센서스가 존재하는 기업-연도 표본은 1,362개이다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계 및 상관관계 분석

<표 1>에는 본 연구의 가설검증에 사용된 변

수들의 기술통계량을 제시하였다. 극단치에 의한 연구결과의 왜곡을 방지하기 위하여 분석에 사용된 모든 연속변수는 연도별로 상하 1% 및 99% 수준에서 윈저화(winsorization)하였다. 재무분석가의 이익예측 편차(AB1)의 평균은 0.016이고 중위수는 0.005이다. 이를 통해 선행연구들에서 보고된 바와 마찬가지로 분석가들은 대체로 낙관적으로 예측하는 경향이 있음을 확인할 수 있다. 이익예측 오차(AE1)의 평균은 0.021, 중위수는 0.009이다. Demerjian et al. (2012)의 방식으로 측정된 경영자 능력 측정치(MA)의 평균은 0.015이고, 표준편차는 0.085이다. 경영자의 능력은 식(2)의 잔차로 측정되므로 평균이 0(zero)이 될 것으로 예측되나, 재무분석가 예측치 및 기타 재무변수가 없는 표본들이 제외되면

<표 2> 상관관계 (N = 1,362)

	AE1	AB1	MA	SIZE	MTB	ROA	AQ	LEV	VOL
AB1	0.899 (0.000)								
MA	-0.073 (0.007)	-0.055 (0.026)							
SIZE	-0.104 (0.000)	-0.093 (0.000)	-0.043 (0.042)						
MTB	0.020 (0.459)	0.031 (0.206)	0.099 (0.000)	0.053 (0.013)					
ROA	-0.146 (0.000)	-0.114 (0.000)	0.287 (0.000)	-0.107 (0.000)	0.392 (0.000)				
AQ	0.029 (0.283)	0.015 (0.543)	0.026 (0.220)	-0.012 (0.554)	0.139 (0.000)	0.121 (0.000)			
LEV	0.032 (0.244)	0.010 (0.677)	-0.083 (0.000)	0.337 (0.000)	-0.009 (0.680)	-0.390 (0.000)	-0.013 (0.542)		
VOL	0.013 (0.623)	-0.003 (0.906)	0.012 (0.572)	-0.105 (0.000)	0.049 (0.020)	-0.024 (0.248)	0.169 (0.000)	0.193 (0.000)	
BIG4	-0.018 (0.501)	-0.009 (0.722)	0.007 (0.728)	0.263 (0.000)	0.125 (0.000)	0.003 (0.874)	0.018 (0.404)	0.063 (0.003)	-0.095 (0.000)

주1) 변수에 대한 정의는 <표 1>의 주식 참조.

서 0.015로 나타났다. 기업규모(SIZE)의 평균(표준편차)은 27.344(1.384)이고, 시장가치대비 장부 가치 비율(MTB)의 평균(표준편차)은 1.339(1.192)이다. 총자산순이익률(ROA)의 평균(표준편차)은 0.061(0.075), 재량적 발생액의 질(AQ)의 평균(표준편차)은 0.051(0.070), 부채비율(LEV)의 평균(표준편차)은 0.444(0.175)이다. BIG4의 평균은 0.775로, 전체표본 중 약 78%의 기업들이 Big4 제휴 회계법인으로부터 감사를 받는 것으로 나타났다.

가설검증에 앞서 <표 2>에서는 실증분석에 사용되는 주요 변수들 간의 피어슨(Pearson) 상관관계를 제시한다. 먼저 본 연구의 관심변수인 경영자 능력(MA)은 종속변수인 재무분석가 예측오차(AE1)와 1%수준에서 유의한 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타나 본 연구의 예측방향과 일치하였다. 재무분석가 예측편의(AB1) 또한 예측부호와 일치하게 MA와 5%수준에서 유

의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

2. 가설 1의 검증

<표 3>은 경영자의 능력(MA)이 뛰어날수록, 재무분석가의 이익예측 오차(AE1, AE3, AE6)가 감소할 것이라는 가설1을 검증하기 위하여, 회귀식 (3)을 이용하여 분석을 실시한 결과이다. 모형 (1)은 재무분석가의 1개월 컨센서스로 계산된 이익예측 오차(AE1)를 종속변수로 사용한 회귀 분석 결과이고, 회귀계수가 -0.041로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가졌다. 그리고 모형 (2)와 (3)은 각각 재무분석가의 3개월과 6개월 컨센서스로 측정된 이익예측 오차를 사용한 분석결과이고, 마찬가지로 경영자의 능력이 재무분석가의 이익예측 오차에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 경영자의 능력이 높을수록 기업의 회계정보의 품질이 높아져, 재무분석가들이

<표 3> 가설 1에 대한 회귀분석 결과

변수	예상부호	(1) AE1		(2) AE3		(3) AE6	
		추정치	t-stst.	추정치	t-stst.	추정치	t-stst.
Intercept	?	0.125	4.32***	0.132	6.50***	0.170	8.53***
MA	-	-0.041	-3.64***	-0.024	-2.92***	-0.015	-1.82*
SIZE	-	-0.002	-2.49**	-0.002	-3.69***	-0.003	-5.16***
MTB	?	0.003	2.63***	0.002	2.70***	0.002	2.29**
ROA	-	-0.056	-3.64***	-0.051	-4.34***	-0.056	-4.84***
AQ	+	0.039	1.89*	0.030	2.89***	0.033	3.20***
LEV	+	0.000	-0.06	0.000	-0.08	-0.003	-0.51
VOL	+	0.009	2.07**	0.011	3.66***	0.014	4.89***
BIG4	-	-0.001	-0.33	0.000	-0.25	-0.001	-0.30
YD		Included		Included		Included	
ID		Included		Included		Included	
F-value		5.38***		7.40***		6.99***	
Adj. R ²		0.202		0.188		0.163	
N		1,362		2,016		2,246	

주1) 변수에 대한 정의는 <표 1>의 주식 참조.

주2) ***, **, * 표시는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

<표 4> 가설 2에 대한 회귀분석 결과

변수	예상부호	(1) AB1		(2) AB3		(3) AB6	
		추정치	t-stst.	추정치	t-stst.	추정치	t-stst.
Intercept	?	0.101	4.03***	0.108	5.14***	0.134	6.31***
MA	-	-0.034	-3.34***	-0.027	-3.19***	-0.021	-2.44**
SIZE	-	-0.002	-2.20**	-0.002	-2.68***	-0.002	-3.65***
MTB	?	0.002	2.57**	0.002	2.65***	0.002	2.36**
ROA	-	-0.043	-3.06***	-0.045	-3.65***	-0.050	-4.06***
AQ	+	0.036	2.08**	0.025	2.30**	0.026	2.35**
LEV	+	-0.001	-0.21	0.000	0.09	-0.001	-0.20
VOL	+	0.007	1.92*	0.009	3.08***	0.011	3.60***
BIG4	-	0.000	-0.14	-0.001	-0.37	0.000	0.04
YD		Included		Included		Included	
ID		Included		Included		Included	
F-value		5.17***		6.23***		6.15***	
Adj. R ²		0.168		0.158		0.147	
N		1,362		2,016		2,246	

주1) 변수에 대한 정의는 <표 1>의 주식 참조.

주2) ***, **, * 표시는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

보다 정확하게 미래의 이익을 예측하는 것으로 해석할 수 있다.

3. 가설 2의 검증

<표 4>는 경영자의 능력(MA)이 뛰어난수록, 재무분석가의 이익예측 편의(AB1, AB3, AB6)가

감소할 것이라는 가설2를 검증하기 위하여, 회귀식 (4)를 이용하여 분석을 실시한 결과이다. 모형 (1)은 재무분석가의 1개월 컨센서스로 계산된 이익예측 편의(AB1)를 종속변수로 사용한 회귀 분석 결과이다. MA의 회귀계수는 -0.034로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가졌다. 3개월과 6개월의 재무분석가 컨센서스로 측정된 이익예

<표 5> 강건성 분석 결과

Panel A. 가설 1에 대한 강건성 분석

변수	예상부호	(1) AE1		(2) AE3		(3) AE6	
		추정치	t-stst.	추정치	t-stst.	추정치	t-stst.
Intercept	?	0.125	3.90***	0.132	6.43***	0.170	8.24***
MA	-	-0.041	-2.73***	-0.024	-2.32**	-0.015	-1.49
SIZE	-	-0.002	-2.00**	-0.002	-3.21***	-0.003	-4.64***
MTB	?	0.003	2.12**	0.002	2.11**	0.002	1.87*
ROA	-	-0.056	-3.22***	-0.051	-3.59***	-0.056	-3.92***
AQ	+	0.039	1.83*	0.030	3.23***	0.033	3.39***
LEV	+	0.000	-0.05	0.000	-0.06	-0.003	-0.45
VOL	+	0.009	1.83*	0.011	3.22***	0.014	4.32***
BIG4	-	-0.001	-0.31	0.000	-0.25	-0.001	-0.30
YD, ID		Included		Included		Included	
Fixed Effects		Industry and Year		Industry and Year		Industry and Year	
Standard Error Clustered by		Firm and Year		Firm and Year		Firm and Year	

Panel B. 가설 2에 대한 강건성 분석

변수	예상부호	(1) AB1		(2) AB3		(3) AB6	
		추정치	t-stst.	추정치	t-stst.	추정치	t-stst.
Intercept	?	0.101	3.87***	0.108	5.10***	0.134	6.24***
MA	-	-0.034	-2.59***	-0.027	-2.58***	-0.021	-2.04**
SIZE	-	-0.002	-2.00**	-0.002	-2.56**	-0.002	-3.48***
MTB	?	0.002	2.17**	0.002	2.19**	0.002	2.02**
ROA	-	-0.043	-2.62***	-0.045	-2.98***	-0.050	-3.30***
AQ	+	0.036	1.92*	0.025	2.37**	0.026	2.31**
LEV	+	-0.001	-0.19	0.000	0.08	-0.001	-0.18
VOL	+	0.007	1.74*	0.009	2.68***	0.011	3.21***
BIG4	-	0.000	-0.14	-0.001	-0.37	0.000	0.04
YD, ID		Included		Included		Included	
Fixed Effects		Industry and Year		Industry and Year		Industry and Year	
Standard Error Clustered by		Firm and Year		Firm and Year		Firm and Year	

주1) 변수에 대한 정의는 <표 1>의 주석 참조.

주2) ***, **, * 표시는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

측 편의(AB3, AB6)의 결과에서도 경영자의 능력이 재무분석가의 이익예측 편의에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 경영자의 능력이 높은 기업은 재무분석가들이 보다 정확하게 이익을 예측할 뿐만 아니라, 낙관적으로 이익을 예측하는 정도 또한 감소하는 것으로 나타났다. 이는 [가설2]가 지지되는 결과이다.

3. 강건성 분석: Clustering 조정 분석

본 절에서는 앞에서 제시한 분석결과에 대한 강건성을 확보하기 위하여 추가분석을 실시하였다. 구체적으로, 앞의 <표 3>과 <표 4>의 결과에 대해 기업특성에 기초하여 조정된 Two-way clustered standard error를 <표 5>에 제시하였다. 이러한 Clustering 분석을 수행하면 패널자료가 가질 수 있는 이분산성 문제(heteroskedasticity) 및 횡단면 상관성 문제(cross-sectional correlation), 시계열 상관성 문제(serial correlation)를 완화시킬 수 있다(Petersen, 2009; Gow et al., 2010).

<표 5>의 결과를 보면, Clustering 방법을 적용하더라도 앞의 <표 3>과 <표 4>의 결과와 마찬가지로 관심변수 MA의 계수값들이 대체로 유의하게 본 연구의 [가설1]과 [가설2]를 지지하는 것으로 나타난다. 이는 본 연구의 결과가 횡단면-시계열적 종속성 문제와 상관없이 나타나는 강건한 결과임을 보여준다.

V. 요약과 결론

본 연구는 국내 자본시장에서 경영자의 능력과 정보비대칭 현상간의 관련성을 분석하였다. 구체적으로, 경영자의 능력이 증가할수록 정보비

대칭 변수의 대응치인 재무분석가의 이익예측 오차 및 편의가 감소하는지를 살펴보았다. 2000년부터 2013년까지의 기간 동안 한국의 유가증권 시장에 상장된 2,246개 기업-연도 표본을 대상으로 분석한 결과, 경영자 능력과 재무분석가 이익예측 오차간에는 음(-)의 관련성이 나타났다. 더불어 경영자 능력이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측 편의도 감소하였다.

본 연구는 Demejian et al.(2012)의 측정치를 이용하여 경영자의 능력과 관련한 연구를 확장시켰다는 점에서 공헌점이 있다. 다만, 다음과 같은 한계점은 갖고 있다.

여러 선행연구들이 Demerjian et al.(2012)의 모형을 사용하여 연구를 수행하였고, 모형의 타당성에 대해서도 많은 부분 인정을 하고는 있으나, 경영자 능력 측정상의 오류가능성은 여전히 존재한다. Demerjian et al.(2012)은 DEA 모형을 이용하여 기업의 효율성 점수를 측정할 후 기업의 고정효과(firm fixed effect)를 제외한 부분을 경영자의 능력이라 정의하는데, 이는 기업 특성에 기인한 효율성이 완전히 제거되지 못하고 평가될 수 있다. 따라서 이후 연구에서 더욱 정교한 경영자의 능력을 측정할 수 있는 모형이 개발하기를 기대해본다.

참고문헌

1. 김지홍·백혜원·고재민(2010), “발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익예측 정확도에 미치는 영향,” *회계학연구*, 35(3), 1-35.
2. 고창열(2013), “경영자 능력이 경영성과 및 조세회피에 미치는 영향에 관한 연구,” *한양대학교 박사학위논문*.
3. 고창열·박준호·정훈·유관희(2013), “DEA

- 를 이용한 경영자 능력이 기업성과에 미치는 영향에 관한 연구,” *관리회계연구*, 13(1), 165-200.
4. 배기수·박범진(2013), “재량적 발생액을 이용한 이익유연화와 재무분석가 영업이익예측정확성,” *국제회계연구*, 49, 1-20.
 5. 오용락·이용규·공경태(2010), “경영자 교체와 소유구조가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향,” *세무와 회계저널*, 11(4), 305-322.
 6. 오원선·김동출(2009), “발생액의 미래 현금흐름 예측력 : 표본 내 예측 대 표본 외 예측,” *경영과 정보연구*, 28(3), 69-98.
 7. 오지환·정기호(2012), “DEA 모형을 이용한 부품소재산업의 효율성 분석,” *경영과 정보연구*, 31(1), 273-292.
 8. 이건·한승수·김응길(2015), “경영자 능력이 보수주의에 미치는 영향에 관한 연구,” *회계학연구*, 40(3), 257-297.
 9. 이세철(2012), “이익지속성, 이익유연화 및 재무분석가의 이익 예측정확성,” *재무와회계정보저널*, 12(2), 61-80.
 10. 최현섭(2010), “기업수명주기별 발생액의 가치관련성에 관한 연구,” *경영과 정보연구*, 29(4), 23-44.
 11. Baik, B., S. Choi, and D. Farber(2014), “Do high ability managers smooth earnings to signal private information?” *Working paper*, Seoul National University.
 12. Bhattacharya, N., F. Ecker, P. Olsson, and K. Schipper(2013), “Direct and mediated associations among earnings quality, information asymmetry and the cost of equity,” *The Accounting Review*, 87(2), 447-482.
 13. Dechow, P. and I. Dichev(2002), “The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors,” *The Accounting Review*, 77, 35-59.
 14. Dechow, P. and R. Sloan(1991), “Executive Incentives and the Horizon Problem,” *Journal of Accounting and Economics*, 14, 51-89.
 15. Demerjian, P., B. Lev, M. Lewis, and S. McVay(2013), “Managerial ability and earnings quality,” *The Accounting Review*, 88(2), 463-498.
 16. Demerjian, P., B. Lev, and S. McVay(2012), “Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests,” *Management Science*, 58(7), 1229-1248.
 17. Eames, M. and S. Glover(2003), “Earnings predictability and the direction of analysts’ earnings forecast errors,” *The accounting review*, 78(3), 707-724.
 18. Francis, J., D. Hanna, and L. Vincent(1996), “Causes and effects of discretionary asset write-offs,” *Journal of Accounting Research*, 34(Suppl.), 117-134.
 19. Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper(2004), “Costs of equity and earnings attributes,” *The Accounting Review*, 79(4), 967-1010.
 20. Gow, I., G. Ormazabal, and D. Taylor(2010), “Correcting for cross-sectional and time-series dependence in accounting research,” *The Accounting Review*, 85(2), 483-512.
 21. Khanna, N. and A. Poulsen(1995), “Managers of Financially Distressed Firms: Villains or Scapegoats?” *Journal of Finance*, 50(3), 919-940.
 22. Petersen, M.(2009), “Estimating standard

- errors in finance panel data sets: Comparing approaches,” *Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480.
23. Reinganum, J.(1985), “Innovation and industry evolution,” *The Quarterly Journal of Economics*, 100(1), 81-99.
24. Trueman, B.(1986), “Why do managers voluntarily release earnings forecasts?” *Journal of Accounting and Economics*, 8(1), 53-71.
25. Warner, J., R. Watts, and K. Wruck(1988), “Stock prices and top management changes,” *Journal of Financial Economics*, 20, 461-492.

Abstract

The Effect of Managerial Ability on Analysts' Earnings Forecast

Park, Bo-Young*

This study examines the effects of managerial ability on information asymmetry. We use analyst forecast errors as a proxy for information asymmetry, because analysts are referred to as efficient users using firm-level data.

The sample consists of 2,246 non-banking firm-years listed in Korea Stock Exchange(KOSPI) during the period 2000 to 2013. We measure managerial ability using DEA(Data Envelopment Analysis) following Demerjian et al.(2012). Using those measures, we examines the effects of managerial ability on analysts' earnings forecast errors and analysts' earnings forecast bias.

The results of this study are as follows. First, we find that managerial ability are positively associated with analysts' earnings forecast accuracy. Second, we show that the firms with higher managerial ability tend to have lower the optimistic errors in analysts' earnings forecasts.

This study could be useful for outside stakeholders to understand the importance of managerial ability.

Key Words: managerial ability, analysts' earnings forecast errors, information asymmetry

* Lecturer, College of Business Administration, University of Seoul, owem35@empas.com