

근무여건이 직·간접적으로 주식가치에 미치는 영향

오웅락*

〈요 약〉

본 연구는 근무여건이 직·간접적으로 주식가치에 어떤 영향을 미치는지 검증하고자, 근무여건이 주식가치에 직접적으로 미치는 영향과 근무여건의 고저의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 분석하였다. 근무여건으로는 급여, 재직기간과 정규직비율이 사용되었다.

이를 검증하기 위해서, 본 연구는 2011년부터 2015년까지를 연구기간으로 하고 2,272개 기업/연도의 유가증권시장 상장기업을 표본으로 사용하여 분석하였다.

본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 근무여건이 주식가치에 미치는 직접적인 영향력을 분석한 결과, 급여가 높거나 재직기간이 길수록 주식가치는 높은 것으로 나타났다. 그러나 정규직비율은 주식가치에 미치는 영향이 없는 것으로 분석되었다. 둘째, 근무여건이 회계정보의 주가관련성에 미친 영향을 분석한 결과, 급여가 높을수록 순자산의 주가관련성만 높은 것으로 나타났고, 재직기간과 정규직비율이 높을수록 초과이익의 주가관련성만 높은 것으로 나타났다. 셋째, 2개 이상의 근무여건이 동시에 회계정보의 주가관련성에 미친 영향을 분석한 결과, 급여가 높으면서 동시에 재직기간이 긴 경우에는 초과이익과 순자산 모두 주가관련성이 높은 것으로 나타났다. 다른 조건들의 경우에는 초과이익의 주가관련성만 높은 것으로 나타났다.

본 연구는 근무여건 중 급여, 재직기간이 주식가치에 직접적인 영향을 미치고, 근무여건의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있음을 보여줌으로써, 주식가치결정에 있어서 근무여건의 영향력을 보여주었다는데 의의가 있다.

〈주제어〉 근무여건, 급여, 재직기간, 정규직비율, 주식가치

* 숭실대학교 회계학과 부교수, oor@ssu.ac.kr

I. 서 론

기업의 주식가치와 관련된 많은 선행연구들은 Ohlson(1995)모형을 이용하여 주식가치가 미래 현금흐름 이외에도 기타 회계정보 또는 비회계정보에 의해서 영향을 받음을 입증하였다. Ohlson(1995)모형은 초과이익, 순자산과 비회계정보인 기타정보에 대한 일정배수의 합으로 정의되는데, 일반적으로 비회계정보인 기타정보 대신에 다른 회계정보 또는 비회계정보를 추가하여 이들 정보의 추가설명력을 검증한다. 또는 기타정보를 생략한 후에 더미변수를 활용하여 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향이 더미변수와 관련된 집단별로 차이가 있음을 입증한다. 많은 선행연구들을 통해서 이론모형인 Ohlson(1995)모형은 실증모형으로 빈번하게 활용되고 있으며, 초과이익과 순자산은 검증하고자 하는 주요 변수라기보다는 주가관련성 모형에서 통제변수로서 활용되고 있다고 볼 수 있다.

본 연구는 이러한 선행연구들과 흐름을 같이하여, 비회계정보인 근무여건이 주식가치에 직·간접적으로 영향을 미치는지 검증하고자 한다. 근무여건은 매우 포괄적이고 광범위한 용어이기 때문에, 많은 조건들이 이에 해당할 수 있다. 따라서 이러한 근무여건들은 주식시장 참여자들이 쉽게 접근할 수 있고 그 영향력이 큰 사업보고서를 통해서 산출되는 자료로 한정하고자 한다. 금융감독원 전자공시시스템에 공시되는 사업보고서에서 근무여건과 관련된 정보들은 ‘직원의 현황’에 보고되며, 직원의 현황에는 1인 평균급여액, 평균 근속연수, 기간의 정함이 없는 근로자 및 기간제 근로자 수 등이 제공된다. 따라서 본 연구는 근무여건을 급여, 재직기간, 정규직비율로 정의하고자 한다.

주식시장에서 근무여건의 가치관련성을 검증한 연구는 전무하지만, 근무여건으로 정의한 요소들과 일부 관련된 선행연구들이 있다. 우선 장지인·신상철(2002)과 장지인·송재식(2011) 등은 인건비의 주가관련성을 검증한바 있으나, 급여가 아닌 복리후생비와 퇴직급여가 포함된 인건비를 이용하였기 때문에 근무여건과는 거리가 있다. 또한 김용수·오웅락(2017)은 전체 임직원이 아닌 여성직원으로 한정된 재직기간의 주가관련성을 다루었기 때문에 역시 차이가 있다. 다만, 이러한 선행연구들을 통해서 급여와 재직기간이 주식가치에 양(+)의 영향을 미칠 가능성이 높음을 확인하였다. 또한 김태형 등(2006)과 박경환(2016) 등도 정규직비율이 직무만족도와 조직몰입에 긍정적인 영향을 미침을 입증함으로써, 간접적으로 정규직비율도 주식가치에 긍정적인 영향을 미칠 것이라 예측된다.

본 연구는 이러한 선행연구들을 고려하여 근무여건은 주식가치에 직·간접적으로 긍정적인 영향을 미칠 것이라 예상하며, 구체적으로 그 근거는 급여수준이 높고 재직기간 긴 기업일수록 근무만족도와 조직충성도는 향상될 것이며, 이는 장기적으로 주식가치를 결정하는 미래 현금흐름에 긍정적인 영향을 미칠 것이라고 주식시장이 판단할 것이기 때문이다. 또한 정규직비율이 높을수록 이러한 근무만족도와 조직충성도는 더 견고해질 것이기 때문에, 이러한 근무여건은 주

식시장에서 긍정적인 신호로 받아들일 것이다. 그러나 박노국·안관영(2012)과 김찬중(2007) 등은 재직기간과 정규직비율에 대해 앞에서 언급된 연구들과 반대의 결과를 도출하였기 때문에, 본 연구는 근무여건의 주가관련성에 관한 긍정적인 입장과 부정적인 입장을 모두 반영한 연구가설을 설정하고 이를 입증하고자 한다.

본 연구는 이를 검증하기 위해서 첫째, 근무여건인 급여, 재직기간과 정규직비율이 주식가치에 직접적으로 어떠한 영향을 미치는지를 검증하고자 한다. 둘째, 각각의 근무여건의 고저(高低)의 차이가 회계정보의 주가관련성에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하고자 한다. 셋째, 2개 이상 복합(複合)된 근무여건의 고저의 차이가 회계정보의 주가관련성에 어떤 영향을 미치는지를 분석하고자 한다.

본 연구는 이러한 검증을 통해서 근무여건이 직·간접적으로 주식가치에 영향을 미침을 보여줌으로써, 주식가치결정에 있어서 근무여건의 영향력을 확인하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구와 연구가설을 제시하고, 제Ⅲ장에서는 연구가설을 검증하기 위한 연구방법을 설계한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석결과를 해석하고, 제Ⅴ장에서는 연구의 결론과 시사점 등을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 및 연구가설

1. 선행연구의 검토

근무여건이 주식가치를 포함한 기업가치 또는 회계정보 등에 미치는 직·간접적인 영향을 분석한 선행연구들을 검토함으로써, 본 연구의 가설에 대한 타당성과 선행연구들과의 차이점을 제시하고자 한다.

첫째, 인건비가 기업가치에 미치는 영향을 검증한 연구들로, 김경혜(2014)는 인적자원이 무형자산으로서 기업가치에 미치는 영향을 검증한 결과, 인적자원인 인건비와 교육훈련비가 기업가치인 토빈큐(Tobin's Q)에 유의한 양(+)의 영향을 미침을 보여주었다. 또한 장지인·신상철(2002)은 Ohlson(1995)모형을 이용하여 인건비지출과 주식가치의 관련성을 검증하였는데 연도별 분석결과는 일관성이 없었으나, 1991년부터 2000년까지의 유가증권시장 상장기업 전체를 합산한 자료(Panel Data)의 분석결과에서 당기인건비는 주식가치에 유의한 양(+)의 영향을 미치며, 전기인건비는 주식가치에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 이를 통해서 인건비지출이 자산으로 계상될 필요가 있음을 주장하였다. 장지인·송재식(2011)은 인건비정보의 차별적 가치관련성을 검증하였으며, 분석결과 인건비지출 비율이 높을수록 주식가치는 높게 나타나며, 이러한 인건비지출의 양(+)의 주가관련성은 하이테크기업이 로텍기업보다 강하게 나타

남을 보여주었다. 이를 통해서 자본시장에서 인건비가 자본화됨을 주장하였다. 이러한 연구들을 통해서 인건비가 주식가치를 포함한 기업가치에 유의한 양(+)의 영향을 미침을 보여줌으로써, 급여는 비용이 아닌 자산으로서 평가될 수 있음을 보여주었다. 해당 연구들은 본 연구의 가설 I 과 일부 중복되는 부분이 있으나, 이 경우에도 선행연구들은 인건비를 손익계산서 및 제조원가 명세서에서 산출하였기 때문에 본 연구처럼 사업보고서에서 산출한 1인당 연간평균급여와는 차이가 있다. 더 자세한 것은 변수정의에서 설명하고자 한다.

다음은 급여와 회계정보의 관련성을 검증한 연구로, 김재욱·정지웅(2016)은 상장기업의 부채비율과 임금의 관계를 분석하였는데, 분석결과 부채비율은 종업원 1인당 평균임금에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며 금융위기 이후 더 심화되는 것으로 나타났다. 이는 Hanka(1998), Hovakimian and Li(2011)와 일치하는 연구결과로, 부채의 증가에 대한 위험을 종업원의 임금 감소로 전가시킨다는 주장을 하고 있다. 또한 김진배·변동현·신준용(2004)은 Age/Wage 임금구조와 성과급제도가 기업가치인 토빈큐에 유의한 양(+)의 영향을 미침을 보여줌으로써, 종업원의 대리인문제를 통제할 수 있는 인센티브 제도가 기업가치에도 영향을 미침을 입증하였다. 마지막으로 홍철규·정준희(2014)는 매출액이 증가할 때 흑자기업이 적자기업보다 인건비 증가율이 더 높고, 매출액이 감소할 때 적자기업이 흑자기업보다 인건비 감소율이 더 높은 것으로 분석하였다. 또한 매출액이 감소할 때 흑자기업은 1인당 인건비 감축을 더 선호하고, 적자기업은 종업원 수 감축을 더 선호한다고 주장하였다.

둘째, 재직기간이 기업가치 또는 회계정보 등에 미치는 영향을 보여준 연구는 다음과 같다. 먼저 김용수·오용락(2017)은 여성직원의 재직기간이 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향을 검증하였고, 분석결과 여성직원의 재직기간이 길수록 초과이익의 양(+)의 주가관련성이 높은 것으로 나타났다. 또한 박노국·안관영(2012)은 재직기간이 창의성 및 외부지향성과 상호작용을 함으로써 프로세스, 운영, 서비스 등의 혁신에 음(-)의 영향을 미친다고 주장하였다. 다음은 재직기간과 음(-)의 관계인 이직률에 대한 연구들이다. 전순영(2012)은 중소기업에서 경영자특성과 인적자원관리가 경영성파에 미치는 영향을 검증하였고, 이직률과 매출액은 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 심용보(2015)는 중소기업에서 이직률과 경영성파의 관련성을 분석하였고, 분석결과 이직률은 영업이익에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 재직기간은 회계정보의 주가관련성 및 경영성파에 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다. 여기서 본 연구의 가설 II의 일부와 중복되는 김용수·오용락(2017)은 재직기간을 여성직원으로 한정하였기 때문에, 전체 임직원의 재직기간으로 정의한 본 연구와는 차이가 있다.

셋째, 정규직비율과 관련지어서는 대부분 정규직 여부에 따른 직무만족도와 조직몰입의 차이에 대한 선행연구들이 주를 이루고 있다. 박경환(2016)은 정규직 여부와 일자리 선택의 자발성 여부에 따라서 직무만족과 조직몰입에 차이가 있는지를 검증하였고, 연구결과 정규직일수록 그리고 자발성일수록 직무만족도와 조직몰입이 모두 높게 나타났다. 또한 일자리 선택의 자발성

여부가 정규직 여부보다는 이러한 차이가 더 크게 나타남을 보여주었다. 김태형 등(2006)도 박경환(2016)처럼 정규직이 비정규직보다 직무만족도와 조직몰입이 높은 것으로 나타났다. 반면에, 김찬중(2007), Eberhardt and Shani(1984) 등은 앞선 연구들과 달리 비정규직이 오히려 정규직보다 직무만족도와 조직몰입이 높거나 또는 차이가 없는 것으로 분석하였다. 따라서 정규직이 비정규직보다 직무만족과 조직몰입이 높을 것이라는 일반적 상식과 달리 정규직 여부에 따른 직무만족과 조직몰입의 차이는 혼재될 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 박경환(2016)에서처럼 직무만족과 조직몰입은 정규직 여부보다는 자발성이 더 중요한 요소임을 시사한다.

2. 연구가설의 설정

본 연구는 급여, 재직기간과 정규직비율 등의 근무여건의 우위가 임직원의 근무만족도를 높이고 조직에 대한 충성도를 높임으로써, 직·간접적으로 기업의 주식가치에 긍정적인 영향을 미치는지를 검증하고자 한다.

첫째, 근무여건이 주식가치에 직접적으로 영향을 미치는지를 검증하고자 한다. 이와 유사한 검증은 이미 장지인·송재식(2011) 등에서 진행한바 있으나, 개인에게 지급되는 급여뿐만 아니라 복리후생비와 퇴직급여가 포함되어 있는 인건비 총액을 이용했다는 측면에서 본 연구와 차이가 있다. 해당 연구에서 인건비의 주가관련성 검증은 인건비의 무형자산으로서의 가치를 검증한 것이고, 본 연구에서 다루는 주제는 급여가 근무여건으로서 주식가치에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하고자 하는 것이다. 또한 재직기간과 정규직비율도 함께 분석함으로써 기존 연구들과 차별성을 갖는다. 인건비의 무형자산성을 검증한 김경혜(2014)와 장지인·신상철(2002) 등을 통해서 인건비에 속하는 급여는 주식가치에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상되지만, 김재욱·정지웅(2016)과 홍철규·정준희(2014)처럼 재무위험이 증가하거나 매출액이 감소할 때 1인당 인건비를 줄임으로써 주식가치를 향상시키기 위해 노력할 수도 있다. 또한 급여 이외의 재직기간과 정규직비율은 그 영향력이 다를 수 있으므로, 가설 I 과 같은 귀무가설을 설정하였다.

가설 I : 근무여건은 주식가치에 유의한 영향을 미치지 못한다.

둘째, 일반적으로 급여수준과 정규직비율이 높고 재직기간 긴 기업일수록 근로자의 근무만족도와 조직에 대한 충성도는 향상될 것이며, 투자자들은 동일한 재무정보를 갖는 기업일지라도 근무여건이 좋은 기업일수록 미래 현금흐름이 향상될 것이라는 차별적 시각이 존재할 것이다. 따라서 이러한 차별적 시각을 반영하여, 가설Ⅱ는 재무상태와 경영성과가 동일한 기업일지라도 근무여건의 차이에 따라 이들 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 보여주하고자 한다. 김용수·오용락(2017)은 여성직원의 재직기간의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있음을 입증한바 있으며, 본 연구는 재직기간의 대상을 전체 임직원으로 확대하였고 재직기간과 정

규직비율의 주가관련성도 함께 분석하고자 한다. 김용수·오웅락(2017)처럼 재직기간이 길면 근무만족도와 조직충성도를 향상시켜 회계정보의 주가관련성도 증가할 것으로 예상되지만, 급여와 정규직비율은 검증된바 없으므로 가설Ⅱ와 같은 귀무가설을 설립하였다.

가설Ⅱ : 근무여건은 회계정보의 주가관련성에 유의한 영향을 미치지 못한다.

셋째, 급여, 재직기간과 정규직비율은 각각이 독립적으로 회계정보의 주가관련성에 영향을 미칠 수도 있으나, 3개의 근무여건들 중에서 2개 이상이 복합되어 회계정보의 주가관련성에 영향을 미칠 수도 있다. 예를 들어, 급여수준이 높으면서 동시에 재직기간이 긴 기업은 급여수준만 높거나 재직기간만 긴 기업과는 회계정보의 주가관련성에 차이가 있을 수 있다. 따라서 본 연구는 3개 근무여건들 중 2개 이상이 중복되어 높게 나타나는 기업들과 그렇지 않은 기업들이 회계정보의 주가관련성에 차이가 있음을 보여주고자, 가설Ⅲ과 같은 귀무가설을 설정하였다.

가설Ⅲ : 근무여건은 복합적으로 회계정보의 주가관련성에 유의한 영향을 미치지 못한다.

Ⅲ. 연구방법의 설계

1. 연구모형과 변수정의

초과이익평가모형(AEM, abnormal earnings valuation model)은 식(1)과 같으며, 초과이익평가모형에서 총주식가치는 미래 초과이익의 현재가치와 당기순자산의 합으로 구성된다.

$$MV_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(X^a_{t+\tau})}{(1+r_e)^\tau} + BV_t \quad (1)$$

MV_t =주식가치, X^a_t =초과이익, r_e =자기자본비용, BV_t =당기순자산

초과이익평가모형인 식(1)에 LID(linear information dynamics)가정에 의해 도출된 초과이익의 시계열간 상관관계식을 대입하여 정리하면, 식(2)와 같은 Ohlson(1995)모형이 도출된다.

$$MV_t = \left[\frac{\omega}{(1+r_e-\omega)} \cdot X^a_t + \frac{1+r_e}{(1+r_e-\omega)(1+r_e-\gamma)} \cdot v_t \right] + BV_t \quad (2)$$

ω, γ =시계열간 상관계수, v_t =기타정보

식(2)에서 주식가치는 초과이익과 비회계정보인 기타정보의 일정배수와 당기순자산의 합으로

구성되며, 기타정보를 생략하면 식(3)과 같은 주가관련성 실증모형인 기본모형이 도출된다. 이 기본모형을 수정하여 연구가설에 필요한 연구모형을 설정한다.

$$\text{기본모형 : } MV = \beta_0 + \beta_1 X^a + \beta_2 BV + \epsilon \quad (3)$$

첫째, 가설 I(근무여건은 주식가치에 유의한 영향을 미치지 못한다.)을 검증하기 위해서, 식(3)에 근무여건인 급여(PAY), 재직기간(TS), 정규직비율(SR)을 독립변수로 추가한 모형 I 을 적용한다. 이러한 연구모형은 Edmans(2011)와 Edmans(2012)처럼 인적자본(human capital)인 근무여건이 기타 회계정보가 아닌 비회계정보로서 주식가치에 어떤 영향을 미치는지 검증하고자 하는 모형이다.

$$\text{모형 I : } MV = \beta_0 + \beta_1 X^a + \beta_2 BV + \beta_3 PAY, TS, SR + \sum_{t=2012}^{2015} \omega_t + \epsilon$$

MV : 주식가치, X^a : 초과이익($= X - BV_{t-1} \times r_e$), X : 당기순이익
 BV_{t-1} : 전기순자산, r_e : 자기자본비용, BV : 순자산
 PAY : 급여, TS : 재직기간, SR : 정규직비율(=정규직 인원/전체직원)

모형 I 에서 주식가치(MV)는 주식시장에서 재무제표정보가 충분히 반영되는 다음연도 3월말 주가총액을 사용한다. 또한 초과이익(X^a)은 실제이익인 당기순이익에서 정상이익인 ‘전기순자산×자기자본비용’을 차감하여 산출하며, 자기자본비용은 오웅락과 김이배(2016)처럼 산출한다. 근무여건 중 급여(PAY)는 근로소득을 전체 평균인원¹⁾으로 나눈 ‘1인당 연간평균급여’로 사업보고서의 ‘직원의 현황’에서 산출하였으므로, 선행연구들에서 사용한 복리후생비와 퇴직급여가 포함된 인건비와는 차이가 있다. 재직기간(TS)도 동일한 자료의 ‘평균 근속연수’를 이용하여 산출하며, 정규직비율(SR)은 ‘기간의 정함이 없는 근로자의 수’를 ‘전체 직원 수’로 나눈 값이다. 만약 분석결과에서 급여(PAY), 재직기간(TS), 정규직비율(SR)이 유의한 양(+)의 값을 보인다면, 근무여건이 높을수록 주식가치는 높다고 해석할 수 있다. 연도더미변수는 2011년을 기준으로 2012년부터 2015년 여부에 따라 부여한다.

둘째, 가설 II(근무여건은 회계정보의 주가관련성에 유의한 영향을 미치지 못한다)를 검증하기 위해서, 식(3)의 기본모형에 각 근무여건의 고저(高低)에 대한 더미변수(D_x)와 상호작용항($X^a \times D_x$, $BV \times D_x$)을 추가하고 연도더미변수를 반영한 모형 II를 설정하였다. 해당 모형은 오웅락·이용규(2010)처럼 Ohlson(1995)모형에 상호작용항을 추가함으로써, 근무여건의 간접적인 주가관련성 영향력을 확인할 수 있다.

1) 근로소득은 근로소득지급명세서의 근로소득공제 반영전 근로소득이며, 평균인원은 분사기준으로 대부분 등기임원은 제외된다. 따라서 직원 수는 전체 임직원 수에서 등기임원의 수를 제외한 것이다.

$$\text{모형 II} : MV = \beta_0 + \beta_1 X^a + \beta_2 BV + \beta_3 X^a \times D_x + \beta_4 BV \times D_x + \beta_5 D_x + \sum_{t=2012}^{2015} \omega_t + \epsilon$$

D_x : 더미변수($x = \text{PAY, TS, SR}$)

D_{PAY} : 급여가 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

D_{TS} : 재직기간이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

D_{SR} : 정규직비율이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

모형 II에서 근무여건의 고저는 동종업종의 중위수를 기준으로 구분하였으며, 동종업종은 대분류기준으로 9개 업종이다.²⁾ 만약 분석결과에서 상호작용항($X^a \times D_x$, $BV \times D_x$)이 유의한 양(+)의 값을 보인다면, 동일한 초과이익과 순자산을 갖는 기업일지라도 각각의 근무여건(급여, 재직기간, 정규직비율)이 높을수록 회계정보의 주가관련성은 높다고 해석할 수 있다.

셋째, 가설 III(근무여건은 복합적으로 회계정보의 주가관련성에 유의한 영향을 미치지 못한다.)을 검증하기 위해서, 식(3)의 기본모형에 근무여건 중 2개 이상의 고저(高低)에 대한 더미변수($D_{x,y,z}$)와 상호작용항($X^a \times D_{x,y,z}$, $BV \times D_{x,y,z}$)을 추가하고 연도더미변수를 반영한 모형 II를 설정하였다.

$$\text{모형 III} : MV = \beta_0 + \beta_1 X^a + \beta_2 BV + \beta_3 X^a \times D_{x,y,z} + \beta_4 BV \times D_{x,y,z} + \beta_5 D_{x,y,z} + \sum_{t=2012}^{2015} \omega_t + \epsilon$$

$D_{x,y,z}$: 더미변수($x,y,z = \text{PAY, TS, SR}$)

$D_{PAY, TS}$: 급여와 재직기간이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

$D_{PAY, SR}$: 급여와 정규직비율이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

$D_{TS, SR}$: 재직기간과 정규직비율이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

$D_{PAY, TS, SR}$: 모든 근무여건이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

모형 III에서 상호작용항($X^a \times D_{x,y,z}$, $BV \times D_{x,y,z}$)이 유의한 양(+)의 값을 보인다면, 복합된 근무여건이 높을수록 회계정보의 주가관련성은 높다고 해석할 수 있다.

2. 표본의 선정과 자료의 수집

본 연구의 분석대상은 2016년 3월말 현재 유가증권시장에 상장된 기업이며, 분석기간은 2011년도부터 2015년도까지이다. 이들 기업 중 다음의 조건을 만족한 기업을 표본으로 선정하였다.

2) 9개 업종은 다음과 같다. 제조업, 전기·가스·증기 및 수도사업, 건설업, 도매 및 소매업, 운수업, 출판·영상·방송통신 및 정보서비스업, 부동산업 및 임대업, 전문·과학 및 기술 서비스업, 기타 등

- ① 2016년 3월말 현재 비금융업 유가증권시장 상장기업
- ② 관리대상 및 자본잠식이 아닌 기업
- ③ 12월말 결산 기업
- ④ 근무여건 등의 자료수집이 가능한 기업

‘①’부터 ‘④’까지의 조건을 만족한 기업은 2,448개 기업/연도이며, <표 1>과 같은 사유로 176개 기업/연도가 제외되어 최종적으로 2,272개 기업/연도가 표본으로 선정되었다.

<표 1> 표본선정

구 분	표본크기(기업/연도)
‘①’부터 ‘④’까지 조건에 부합하는 기업	2,448
동종업종수가 3개 미만인 기업	(34)
근무여건이 상·하위 1%를 벗어나는 기업(차이분석 극단치)	(47)
r-student의 절댓값이 2를 초과하는 기업(회귀분석 극단치)	(95)
최종표본기업	2,272

<표 1>에서 동종업종수가 3개 미만인 기업은 근무여건의 고저를 나누는 기준이 되는 중위수가 업종별로 존재할 수 있도록 제거한 것이며, 극단치는 차이분석 및 회귀분석에서 각각 제거되었다. 회귀분석의 극단치는 식(3)의 기본모형을 연도별로 각각 정의하였다.

재무자료는 NICE평가정보의 KISVALUE를 통해서 수집하였으며, 근무여건에 관한 정보는 금융감독원 전자공시시스템에 공시된 사업보고서의 ‘임원 및 직원의 현황’에서 산출하였다.

IV. 실증분석

1. 기술통계와 차이분석

<표 2>는 주요변수에 대한 기술통계량이다.

〈표 2〉 주요변수의 기술통계량

변수	단위	평균값	표준편차	1%	중위수	99%
MV	억원	10,153	43,709	52	1,933	117,050
X^a	억원	322	5,963	-5,467	35	6,737
BV	억원	10,792	41,592	121	2,510	152,000
PAY	만원	4,993	1,505	2,516	4,714	9,200
TS	년	8.79	3.83	2.20	8.25	18.65
SR	%	94.89	8.41	58.05	97.82	100.00
SR_R	명	1,336	3,759	8	400	16,957
SR_A	명	1,422	3,930	8	421	18,481

1) 전체표본크기 : 2,272 기업/연도

2) MV : 주식가치, X^a : 초과이익, BV : 순자산, PAY : 급여(= 1인당 연간평균급여), TS : 재직기간, SR : 정규직비율(= 정규직 직원 수 / 전체 직원 수), SR_R : 정규직 직원 수, SR_A : 전체 직원 수

주식가치(MV)는 다음연도 3월말 주가총액으로, 평균값과 중위수는 각각 10,153억원과 1,933억원이다. 또한 초과이익(X^a)은 당기순이익에서 ‘전기순자산×자기자본비용’을 차감한 값으로, 평균값과 중위수는 각각 322억원과 35억원이며, 순자산(BV)의 평균값과 중위수는 각각 10,792억원과 2,510억원이다.

근무여건 중 급여의 평균값과 중위수는 각각 4,993만원과 4,714만원으로, 우리나라 유가증권시장 상장기업의 직원에 대한 1인당 연간평균급여를 추정할 수 있다. 여기서 급여는 근로소득지급명세서의 근로소득공제 반영전 근로소득을 전체 직원 수로 나눈 1인당 연간평균급여이며, 직원이란 임직원 전체에서 동기임원을 제외한 것이다. 또한 재직기간의 평균값은 8.79년으로 중위수인 8.25년과 큰 차이를 보이지 않으며, 정규직비율의 평균값과 중위수는 각각 94.89%, 97.82%로 나타나 유가증권시장 상장기업의 정규직비율이 매우 높음을 확인할 수 있다. 이는 유가증권시장 상장기업의 정규직비율이 높다고 해석할 수도 있으나, 상장기업들이 외주를 많이 함으로써 나타난 결과일 수도 있다.

〈표 3〉은 회귀분석에서 독립변수로 사용될 근무여건(급여, 재직기간, 정규직비율)의 고저의 차이에 따른 주식가치(MV) 및 근무여건의 차이를 분석하고자 한다. 중위수를 기준으로 집단을 구분하였음에도 표본크기가 집단별로 다른 이유는 극단치를 제외하는 과정에서 발생한 결과 때문이다.

〈표 3〉 주요변수의 차이분석

(단위 : 억원)

변 수	집단구분	표본 크기	평 균	표준 편차	T검정 (t값)	Wilcoxon Rank Sums(Z값)
MV	$PAY > \overline{PAY}$	1,124	16,840	60,480	7.23**	19.14***
	$PAY \leq \overline{PAY}$	1,148	3,605	10,730		
	$TS > \overline{TS}$	1,136	12,470	30,030	2.53**	7.64***
	$TS \leq \overline{TS}$	1,136	7,837	53,940		
	$SR > \overline{SR}$	1,162	6,986	21,110	-3.48***	-7.44***
	$SR \leq \overline{SR}$	1,110	13,470	58,520		
근무 여건	$PAY > \overline{PAY}$	1,124	6,082	1,253	48.70***	37.23***
	$PAY \leq \overline{PAY}$	1,148	3,926	802		
	$TS > \overline{TS}$	1,136	11.55	3.15	49.63***	36.24***
	$TS \leq \overline{TS}$	1,136	6.02	2.04		
	$SR > \overline{SR}$	1,162	99.10	2.55	27.83***	38.71***
	$SR \leq \overline{SR}$	1,110	90.49	10.00		

1) 전체표본크기 : 2,272 기업/연도

2) MV : 주식가치, X^a : 초과이익, BV : 순자산, PAY : 급여, TS : 재직기간, SR : 정규직비율
 $\overline{PAY}$, $\overline{TS}$, $\overline{SR}$: PAY, TS, SR의 동종업종(대분류기준) 중위수

3) T검정 및 윌콕슨 순위합 검정에서 ***, **는 각각 1%, 5%의 유의수준에서 유의함(양측검정)

첫째, 근무여건의 고저의 차이에 따른 주식가치의 차이를 분석해 보면 다음과 같다. 급여와 재직기간이 중위수보다 높은 집단의 주식가치 평균값은 각각 16,840억원과 12,470억원으로 낮은 집단의 3,605억원과 7,837억원보다 1%의 유의수준에서 유의하게 큰 것으로 나타났다. 반면에 정규직비율이 높은 집단의 주식가치 평균값은 6,986억원으로 낮은 집단의 13,470억원보다 유의하게 낮은 것으로 분석되었다. 둘째, 근무여건의 고저의 차이에 따른 근무여건의 차이를 분석한 결과, 급여, 재직기간과 정규직비율 모두 근무여건이 높은 집단이 낮은 집단보다 유의하게 높은 값을 보이고 있다.

따라서 급여수준이 높고 재직기간이 긴 기업일수록 주식가치는 높게 나타난다고 볼 수 있으나, 정규직비율은 이와 반대로 나타난다고 해석할 수 있다. 또한 유의적 차이를 보이지만, 정규직비율이 높은 집단과 낮은 집단의 정규직비율의 평균값은 각각 99.1%와 90.49%로 다른 근무여건과 비교하면 상대적으로 큰 차이를 보이지 않고 있다.

2. 가설의 검정

<표 4>는 가설 I(근무여건은 주식가치에 유의한 영향을 미치지 못한다.)을 검증하기 위해서, 근무여건(PAY, TS, SR)을 독립변수로 추가한 회귀분석 결과이다. 분석결과 F값은 모두 유의한 것으로 나타났고 수정결정계수도 모두 0.96으로 높게 나타나 모형이 적절하게 설정되었음을 확인하였다. 또한 <표 4>의 회귀분석에서 VIF(Variance Inflation Factor) 값은 최대 3을 넘지 않으므로, 다중공선성 문제는 심각하지 않았다고 볼 수 있다.

<표 4> 근무여건이 주식가치에 미치는 영향

$$\text{모형 I : } MV = \beta_0 + \beta_1 X^a + \beta_2 BV + \beta_3 PAY, TS, SR + \sum_{t=2012}^{2015} \omega_t + \epsilon$$

구분	가설 I							
	급여(PAY)		재직기간(TS)		정규직비율(SR)		ALL	
변수	회귀계수	(t값) ^o	회귀계수	(t값) ^o	회귀계수	(t값) ^o	회귀계수	(t값) ^o
절편	-2731	(-3.69)***	1730.1	(2.81)***	4761.6	(2.16)**	-230.8	(-0.10)
X^a	3.3491	(65.86)***	3.2958	(64.00)***	3.2838	(64.01)***	3.3480	(65.68)***
BV	0.5975	(79.17)***	0.6150	(82.78)***	0.6176	(83.93)***	0.5974	(79.07)***
PAY	1.2288	(9.23)***					1.3224	(8.99)***
TS			126.22	(2.51)**			-77.45	(-1.41)
SR					-20.60	(-0.91)	-23.80	(-1.06)
ω_t	포함		포함		포함		포함	
F값	7,468.98***		7,207.23***		7,189.06***		5,813.39***	
$\bar{R}^2$	0.96		0.96		0.96		0.96	

1) 전체표본크기 : 2,272 기업/연도

2) MV : 주식가치, X^a : 초과이익, BV : 순자산, PAY : 급여, TS : 재직기간, SR : 정규직비율, ALL : 급여, 재직기간과 정규직비율을 모두 사용, ω_t : 연도더미변수

3) ***, **는 각각 1%, 5%의 유의수준에서 유의함(양측검정)

<표 4>의 모든 분석에서 초과이익과 순자산은 1%의 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였으며, 이는 선행연구들과 동일한 결과이다. 근무여건을 각각 독립변수로 추가한 회귀분석에서 급여(PAY)와 재직기간(TS)의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값을 보였으나, 정규직비율의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 근무여건 모두를 포함한 회귀분석에서는 급여(PAY)의 회귀계수만 유의한 양(+)의 값을 보였고 나머지 근무여건의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 따라서 가설 I은 급여에 대해서는 기각되었고 재직기간에 대해서는 부분적으로

기각되었으므로, 급여수준이 높을수록 또한 재직기간이 길수록 주식가치는 높게 나타난다고 해석할 수 있다. 이는 인건비의 가치관련성을 검증한 장지인·송재식(2011)의 연구결과와 일치하는 것으로, 인건비에서 복리후생비와 퇴직급여를 제외한 급여의 경우에도 무형자산으로서 가치가 인정될 수 있음을 시사한다. 또한 재직기간 역시 급여와 더불어 동일한 결과가 나타나므로, 급여와 재직기간 같은 근무여건은 기업의 주가수준을 향상시키는데 기여할 수 있는 자산성을 갖고 있다고 볼 수 있다.

장지인·신상철(2002)처럼 근무여건은 시차적 차이를 두고 장기적으로 주식가치에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 <표 5>에서 전기의 근무여건들이 당기의 주식가치에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 전기 급여만 주식가치에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 5> 전기 근무여건이 주식가치에 미치는 영향

$$\text{모형 I-1 : } MV = \beta_0 + \beta_1 X^a + \beta_2 BV + \beta_3 PAY_{t-1} + TS_{t-1} + SR_{t-1} + \sum_{t=2013}^{2015} \omega_t + \epsilon$$

구분	가설 I							
	PAY_{t-1}		TS_{t-1}		SR_{t-1}		ALL_{t-1}	
변수	회귀계수	(t값) ^p	회귀계수	(t값) ^p	회귀계수	(t값) ^p	회귀계수	(t값) ^p
절편	-1,874	(-2.54)**	1,717.8	(3.11)***	3,548.1	(1.50)	-302.9	(-0.13)
X^a	3.1053	(58.44)***	3.0345	(57.68)***	3.0318	(57.78)***	3.1060	(58.33)***
BV	0.6240	(76.94)***	0.6396	(81.74)***	0.6402	(82.28)***	0.6238	(76.79)***
PAY_{t-1}	0.8845	(6.36)***					0.9555	(6.43)***
TS_{t-1}			40.706	(0.92)			-63.02	(-1.35)
SR_{t-1}					-15.55	(-0.64)	-14.15	(-0.58)
ω_t	포함		포함		포함		포함	
F값	9,756.89***		9,539.61***		9,537.19***		7,319.11***	
$\bar{R}^2$	0.97		0.97		0.97		0.97	

- 1) 전체표본크기 : 1,800 기업/연도
- 2) MV : 주식가치, X^a : 초과이익, BV : 순자산, PAY : 급여, TS : 재직기간, SR : 정규직비율, ALL : 급여, 재직기간과 정규직비율을 모두 사용, PAY_{t-1} , TS_{t-1} , SR_{t-1} , ALL_{t-1} : 전기 PAY , TS , SR , ω_t : 연도더미변수
- 3) ***, **는 각각 1%, 5%의 유의수준에서 유의함(양측검정)

<표 5>에 추가하여 당기 근무여건과 전기 근무여건을 모두 포함한 회귀분석을 실시한 결과, <표 5>와 달리 전기 급여를 포함한 모든 전기 근무여건들은 주식가치에 유의한 영향을 미치지

못하는 것으로 나타났으나, 당기 근무여건들은 <표 4>처럼 급여와 재직기간에 대해 유의한 양 (+)의 부호를 확인하였다. 또한 전전기 근무여건들에 대한 분석에서도 이와 유사한 결과를 도출하였다.

이처럼 전기 또는 전전기의 근무여건들이 주식가치에 유의한 영향을 미치지 못하는 이유는 근무여건은 기타 회계정보가 아닌 비회계정보인 인적자본의 속성을 갖고 있기 때문이다. 즉, 과거의 근무여건들은 결국 기업의 실적을 향상시키므로 초과이익과 순자산에 이러한 영향이 모두 반영되어 추가적 설명력을 갖지 못하지만, 당기의 근무여건들은 비회계적인 속성을 갖고 있기 때문에 회계정보인 순자산과 초과이익이 설명하지 못하는 미래 현금흐름에 대한 추가적 설명력을 갖는 것이다.

<표 6>은 가설 II(근무여건은 회계정보의 주가관련성에 유의한 영향을 미치지 못한다.)를 검증하기 위해서, 근무여건의 고저에 대한 더미변수(D_x)와 초과이익 및 순자산과의 곱인 상호작용 항($X^a \times D_x$, $BV \times D_x$)을 추가한 회귀분석 결과이다.

<표 6> 근무여건이 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향

$$\text{모형 II : } MV = \beta_0 + \beta_1 X^a + \beta_2 BV + \beta_3 X^a \times D_x + \beta_4 BV \times D_x + \beta_5 D_x + \sum_{t=2012}^{2015} \omega_t + \epsilon$$

구분	가설 II					
	급여($D_x = D_{PAY}$)		재직기간($D_x = D_{TS}$)		정규직비율($D_x = D_{SR}$)	
변수	회귀계수	(t값) ⁰	회귀계수	(t값) ⁰	회귀계수	(t값) ⁰
절편	1,559.7	(3.29)***	2,121.8	(4.40)***	3,559.3	(7.34)***
X^a	3.3219	(8.63)***	3.1766	(31.43)***	3.2536	(59.08)***
BV	0.5500	(36.84)***	0.6187	(37.30)***	0.6128	(75.04)***
$X^a \times D_x$	-0.1395	(-0.36)	0.6920	(5.13)***	0.7335	(4.55)***
$BV \times D_x$	0.0824	(4.73)***	0.0070	(0.38)	0.0044	(0.24)
D_x	2,573.9	(6.44)***	898.57	(2.24)**	-1,687.1	(-4.18)***
ω_t	포함		포함		포함	
F값	5,827.77***		5,774.37***		5,720.31***	
$\bar{R}^2$	0.96		0.96		0.96	

1) 전체표본크기 : 2,272 기업/연도

2) MV : 주식가치, X^a : 초과이익, BV : 순자산, D_x : 더미변수($x=TS, PAY, SR$), D_{PAY} : 급여가 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0, D_{TS} : 재직기간이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0, D_{SR} : 정규직비율이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0, ω_t : 연도더미변수

3) ***, **는 각각 1%, 5%의 유의수준에서 유의함(양측검정)

<표 6>에서 근무여건의 고저에 대한 더미변수는 급여, 재직기간과 정규직비율의 중위수를 기준으로 구분하여 정의하였다. 또한 분석결과 F값은 모두 유의하였고 수정결정계수도 모두 0.96으로 높게 나타났으나, 급여와 재직기간을 이용한 회귀분석들에서 VIF값이 10을 초과하는 경우가 6번 나타났다. 따라서 이러한 다중공선성 문제를 해결할 수 있는 평행성 검정(testing for parallelism)을 <표 7>에서 실시하였다.

<표 6>에서 급여를 기준으로 구분한 더미변수를 사용한 분석($D_x = D_{PAY}$)에서, 초과이익/순자산과 더미변수의 곱인 상호작용항의 회귀계수는 각각 -0.1395와 0.0824로 순자산에 대한 상호작용항($BV \times D_x$)만 유의한 양(+)의 값을 보였다. 또한 재직기간을 기준으로 구분한 더미변수를 사용한 분석($D_x = D_{TS}$)과 정규직비율을 기준으로 구분한 더미변수를 사용한 분석($D_x = D_{SR}$)에서는 초과이익에 대한 상호작용항($X^a \times D_x$)만 유의한 양(+)의 값을 보였다. 따라서 가설Ⅱ는 부분적으로 기각되었으므로, 초과이익과 순자산이 동일할지라도 근무여건이 좋은 기업은 그렇지 않은 기업보다 상대적으로 회계정보의 주가관련성이 높다고 해석할 수 있다.

이는 근무여건이 좋은 기업일수록 직원들의 근무만족도와 조직충성도가 향상하여, 동일한 재무정보를 갖는 기업일지라도 주식시장에서 재무정보의 질을 높게 평가한다고 볼 수 있다. 특히 급여가 높은 경우에는 순자산, 즉 현재 장부가치를 높게 평가한 것이고, 재직기간과 정규직비율이 높은 경우에는 초과이익, 즉 미래 이익흐름의 현재가치를 높게 평가한 것이다.

<표 7>은 앞서 밝혔듯이, 급여 및 재직기간을 기준으로 분석한 회귀분석들에서 발생한 다중공선성 문제를 해결하고자 평행성 검정을 실시한 결과이다.

<표 7> 평행성검정을 통한 모형Ⅱ의 다중공선성문제 해결

$$\text{기본모형 : } MV = \beta_0 + \beta_1 X^a + \beta_2 BV + \sum_{t=2012}^{2015} \omega_t + \epsilon$$

구분		가설 I				
		근무여건이 높은 집단		근무여건이 낮은 집단		평행성 검정
집단구분	변수	회귀계수	(t값) ^p	회귀계수	(t값) ^p	t값 ^p
PAY	X ^a	3.1744	(40.26) ^{***}	3.2936	(17.50) ^{***}	-0.3334
	BV	0.6337	(52.52) ^{***}	0.5489	(75.18) ^{***}	5.8055 ^{***}
TS	X ^a	3.8630	(35.97) ^{***}	3.1816	(41.84) ^{***}	7.5249 ^{***}
	BV	0.6264	(63.20) ^{***}	0.6179	(49.49) ^{***}	0.8851

1) 전체표본크기 : 2,272 기업/연도

2) MV : 주식가치, X^a : 초과이익, BV : 순자산, PAY : 급여, TS : 재직기간, ω_t : 연도더미변수

3) ***는 1%의 유의수준에서 유의함(양측검정)

<표 7>은 다중공선성 문제를 해결하기 위해서 다중공선성 문제를 일으킨 상호작용항 등을 제외한 기본모형을 이용하였다. 상호작용항을 통해서 분석하고자 했던 급여와 재직기간의 고저의 차이에 따른 초과이익과 순자산의 회귀계수의 차이분석은 평행성 검정을 통해서 해결하고자 한다. Hollander(1970)에서 제시된 평행성 검정은 서로 다른 집단 간의 회귀분석에서 동일한 변수의 회귀계수의 차이를 비교할 때 사용하는 방법으로, 자세한 것은 전규안 등(2004)의 <부록>을 참조하여 실시하였다.

첫째, 급여를 기준으로 집단을 구분하여 회귀분석 한 결과, 급여가 동종업종보다 높은 집단의 초과이익(X^a)의 회귀계수는 3.1744로 나타났고, 급여가 동종업종보다 낮은 집단의 초과이익의 회귀계수는 3.2936으로 나타났는데, 이들 간의 차이분석인 평행성 검정결과는 -0.3334 로 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 반면에 순자산(BV)의 경우에는 급여가 동종업종보다 높은 집단의 순자산의 회귀계수가 0.6337로 동종업종보다 낮은 집단의 회귀계수인 0.5489보다 1%의 유의수준에서 유의하게 높은 것으로 나타났다(t 값=5.8055). 둘째, 재직기간을 기준으로 집단을 구분한 분석에서, 재직기간이 동종업종보다 높은 집단의 초과이익의 회귀계수가 3.8630으로 동종업종보다 낮은 집단의 회귀계수인 3.1816보다 1%의 유의수준에서 유의하게 높은 것으로 나타났다(t 값=7.5249). 반면에 순자산의 경우에는 두 집단 간에는 유의한 차이가 없는 것으로 분석되었다.

이를 요약하면, 급여가 높은 집단은 급여가 낮은 집단보다 순자산의 회귀계수가 높게 나타난다고 볼 수 있고, 재직기간이 긴 집단은 재직기간이 낮은 집단보다 초과이익의 회귀계수가 높게 나타난다고 해석할 수 있다. 이러한 분석결과는 <표 6>에서 급여를 기준으로 분석한 회귀분석에서 순자산에 대한 상호작용항만 유의한 양(+)의 값을 보였고, 재직기간을 기준으로 분석한 회귀분석에서 초과이익에 대한 상호작용항만 유의한 양(+)의 값을 보였던 연구결과와 일치하는 것이다. 따라서 <표 6>에서 발생한 다중공선성 문제를 해결하기 위해 추가분석한 <표 7>의 평행성 검정에서도 <표 6>과 동일한 결과를 보이므로, <표 6>의 연구결과는 강건성(Robustness)을 확보하였다고 볼 수 있다.

또한 <표 5>처럼 과거 근무여건들의 간접적 영향력을 검증하기 위해서 <표 6>에서 당기 근무여건 대신에 전기 및 전전기 근무여건들로 대체한 더미변수를 이용하여 분석하였으나, 모든 전기 및 전전기 근무여건들에 대한 상호작용항들은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 이후 분석에서는 더 이상 과거 근무여건들에 대한 민감도분석을 실시하지 않을 것이다.

<표 8>은 가설Ⅲ(근무여건은 복합적으로 회계정보의 주가관련성에 유의한 영향을 미치지 못한다.)를 검증하기 위해서, 2개 이상 근무여건의 고저에 대한 더미변수($D_{x,y,z}$)와 초과이익 및 순자산과의 곱인 상호작용항($X^a \times D_{x,y,z}$, $BV \times D_{x,y,z}$)을 추가한 회귀분석 결과이다. 여기서 2개 이상 근무여건의 고저에 대한 더미변수는 급여와 재직기간의 고저에 대한 더미변수($D_{PAY, TS}$), 급여와 정규직비율의 고저에 대한 더미변수($D_{PAY, SR}$), 재직기간과 정규직비율의 고저에 대한 더미변수($D_{TS, SR}$), 모든 근무여건이 고저에 대한 더미변수($D_{PAY, TS, SR}$)로 구분된다. 또한 F값은 모두

유의하였고 수정결정계수도 모두 0.96으로 높게 나타났으며, VIF 값은 최대 3을 넘지 않았으므로 모형의 적합성은 확보되었다.

<표 8>에서 급여와 재직기간을 기준으로 분석한 회귀분석($D_{x,y,z} = D_{PAY, TS}$)에서, 초과이익 및 순자산에 대한 상호작용항의 회귀계수($X^a \times D_{x,y,z}$, $BV \times D_{x,y,z}$)는 각각 0.3227과 0.0616으로 모두 1%의 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였다. 반면에, 급여와 정규직비율을 기준으로 분석한 회귀분석($D_{x,y,z} = D_{PAY, SR}$), 재직기간과 정규직비율($D_{x,y,z} = D_{TS, SR}$), 모든 근무여건을 기준으로 분석한 회귀분석($D_{x,y,z} = D_{TS, PAY, SR}$)은 모두 초과이익에 대한 상호작용항만 1%의 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였고, 순자산에 대한 상호작용항은 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 8> 근무여건이 복합적으로 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향

$$\text{모형Ⅲ : } MV = \beta_0 + \beta_1 X^a + \beta_2 BV + \beta_3 X^a \times D_{x,y,z} + \beta_4 BV \times D_{x,y,z} + \beta_5 D_{x,y,z} + \sum_{t=2012}^{2015} \omega_t + \epsilon$$

구분	가설Ⅲ							
	$D_{x,y,z} = D_{PAY, TS}$		$D_{x,y,z} = D_{PAY, SR}$		$D_{x,y,z} = D_{TS, SR}$		$D_{x,y,z} = D_{TS, PAY, SR}$	
변수	회귀계수	(t값) ⁰	회귀계수	(t값) ⁰	회귀계수	(t값) ⁰	회귀계수	(t값) ⁰
절편	2,021.4	(4.45)***	2,621.6	(5.78)***	2,934.5	(6.44)***	2,708.0	(6.02)***
X^a	3.3968	(49.93)***	3.2175	(59.01)***	3.2573	(60.57)***	3.2425	(60.47)***
BV	0.5811	(54.78)***	0.6198	(77.37)***	0.6148	(78.79)***	0.6175	(79.47)***
$X^a \times D_{x,y,z}$	0.3227	(2.74)***	0.8596	(5.20)***	0.4934	(2.80)***	0.6146	(3.43)***
$BV \times D_{x,y,z}$	0.0616	(4.22)***	-0.0152	(-0.79)	0.0230	(1.03)	0.0037	(0.16)
$D_{x,y,z}$	1,810.3	(4.23)***	266.21	(0.55)	-939.23	(-1.97)**	22.366	(0.04)
ω_t	포함		포함		포함		포함	
F값	5,678.62***		5,686.95***		5,651.05***		5,647.67***	
$\overline{R}^2$	0.96		0.96		0.96		0.96	

1) 전체표본크기 : 2,272 기업/연도

2) MV : 주식가치, X^a : 초과이익, BV : 순자산, $D_{x,y,z}$: 더미변수($x,y,z = PAY, TS, SR$)

$D_{PAY, TS}$: 급여와 재직기간이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

$D_{PAY, SR}$: 급여와 정규직비율이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

$D_{TS, SR}$: 재직기간과 정규직비율이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

$D_{PAY, TS, SR}$: 모든 근무여건이 동종업종 중위수보다 높으면 1이고 아니면 0

ω_t : 연도더미변수

3) ***, **는 각각 1%, 5%의 유의수준에서 유의함(양측검정)

따라서 가설Ⅲ은 부분적으로 기각되었으며, 급여와 재직기간이 동시에 높은 기업은 그렇지 않은 기업보다 상대적으로 회계정보의 주가관련성이 높다고 볼 수 있고, 그 이외의 근무여건의 경우에는 복합되어도 그 효과가 없다고 볼 수 있다. 이는 <표 4>에서 급여와 재직기간이 독립변수로 사용하였을 때 주가에 유의한 양의 영향을 미치지만 정규직비율은 그렇지 못하였던 결과와도 일관성을 갖는 것으로, 주식시장에서는 정규직비율보다는 급여와 재직기간의 고저에 대한 주가관련성을 높게 평가함을 알 수 있다. 이는 <표 3>에서 확인하였듯이, 유가증권시장 상장기업의 정규직비율의 평균값이 매우 높게 나타나 다른 근무요건과 비교하여 상대적으로 그 차별성이 약하기 때문인 것으로 판단된다.

V. 결 론

본 연구는 급여, 재직기간과 정규직비율 등의 근무여건이 직·간접적으로 주식가치에 어떤 영향을 미치는지를 검증하였다. 이를 검증하기 위해서 급여, 재직기간과 정규직비율이 Ohlson (1995)모형을 이용한 기본모형에 독립변수로 추가되어 주식가치에 미치는 직접적인 영향력을 분석하였고, 또한 이러한 근무여건들이 간접적으로 주식가치에 미치는 영향력을 검증하기 위해서 근무여건의 고저에 대한 더미변수를 활용하여 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 분석하였다. 여기서 근무여건의 고저에 대한 더미변수는 동종업종의 중위수를 기준으로 정의하였다.

본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 근무여건이 주식가치에 미치는 직접적인 영향력을 분석한 결과, 급여와 재직기간의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값을 보였으나, 정규직비율의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 근무여건 중 급여와 재직기간만 주식가치에 직접적인 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

둘째, 근무여건이 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향력을 분석한 결과, 급여가 높은 집단일수록 순자산의 주가관련성만 높은 것으로 나타났고, 재직기간과 정규직비율이 높은 집단일수록 초과이익의 주가관련성만 높은 것으로 분석되었다. 따라서 주식시장에서는 급여수준이 높을수록 현재의 장부가치를 높게 평가하며, 재직기간과 정규직비율이 높을수록 미래 이익흐름의 현재가치를 높게 평가한다고 해석할 수 있다.

셋째, 근무여건 중 급여와 재직기간이 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향을 분석하였을 때, VIF값이 높게 나타나 다중공선성 문제가 발생하였다. 따라서 이를 해결하기 위해서 평행성 검정을 실시하였으며, 분석결과 급여가 높은 집단은 급여가 낮은 집단보다 순자산의 회귀계수가 높게 나타났고, 재직기간이 긴 집단은 재직기간이 낮은 집단보다 초과이익의 회귀계수가 높게

나타났다. 따라서 동일한 연구결과를 나타내므로 다중공선성 문제는 해결되었다고 볼 수 있다.

넷째, 근무여건이 복합적으로 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향을 분석한 결과, 급여와 재직기간이 동시에 높은 집단일수록 초과이익 및 순자산의 주가관련성이 모두 높은 것으로 나타났다. 반면에, 나머지 분석에서는 모두 초과이익에 대한 상호작용항만 유의한 양(+)의 값을 보였다. 따라서 급여와 재직기간이 모두 높은 기업은 그렇지 않은 기업보다 상대적으로 회계정보의 주가관련성이 높다고 해석할 수 있다.

추가적으로 당기 근무여건들 대신에 전기 및 전전기 근무여건들로 대체하거나, 당기 근무여건들을 포함하여 전기 및 전전기 근무여건들을 직접 또는 간접적으로 추가한 회귀분석을 실시하였으나, 대부분 유의한 영향을 미치지 못하였다. 따라서 당기 기업실적에 영향을 미칠 수 있는 과거의 근무여건들은 미래 현금흐름인 당기 초과이익과 순자산에 이미 반영되어 추가적인 설명력이 없는 것으로 해석된다.

본 연구는 급여, 재직기간과 정규직비율 등의 근무여건이 주식가치 및 회계정보의 주가관련성에 유의한 영향을 미침을 보여주었다는데 의의가 있다. 따라서 본 연구는 급여, 재직기간과 정규직비율 등의 근무여건의 개선이 기업의 주식가치를 향상시킬 수 있는 중요한 요소임을 제시하였다는데 시사점이 있다.

참고문헌

- 김경혜. 2014. “인적자원이 기업가치에 미치는 영향”. 경영논총 제32집 제2호 : 1-33.
- 김용수 · 오웅락. 2017. “여성임직원비율과 여성직원 재직기간이 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제18권 제4호 : 173-193.
- 김재욱 · 정지웅. 2016. “우리나라 기업의 자본구조와 인건비”. 재무연구 제29권 제4호 : 437-472.
- 김진배 · 변동현 · 신준용. 2004. “임금구조와 성과급 제도가 기업가치 요소에 미치는 영향”. 회계학연구 제29권 제3호 : 115-144.
- 김찬중. 2007. “고용형태별 직무만족과 조직몰입의 관계”. 한국콘텐츠학회 제7권 제6호 : 206-216.
- 김태형 · 권중생 · 김정원. 2006. “고용형태에 따른 고용특성과 조직몰입 및 직무만족간 관계”. 인사관리연구 제30권 제4호 : 209-232.
- 박경환. 2016. “정규직과 비정규직의 고용형태와 일자리선택 자발성 여부에 따른 직무만족과 조직몰입의 차이 분석”. 경영교육연구 제31권 제6호 : 311-335.
- 박노국 · 안관영. 2012. “중소기업 종업원의 재직기간이 기업 혁신에 미치는 효과”. 한국벤처창업학회 학술대회 논문집 : 247-248.
- 심용보. 2015. “중소기업에서 인적자원개발이 기업성장에 미치는 영향에 관한 실증연구—이익율의 매개효과를 중심으로”. 인적자원개발연구 제18권 제3호 : 25-46.
- 오웅락 · 김이배. 2016. “본사의 입지가 회계정보의 주가관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제17권 제1호 : 161-180.
- 오웅락 · 이용규. 2010. “시장점유율 및 시장점유율증가율의 가치관련성에 관한 연구”. 세무와회계저널 제 11권 제2호 : 85-102.
- 장지인 · 송재식. 2011. “인건비의 자본화 추정과 인건비정보의 차별적 가치관련성에 관한 연구”. 회계정보연구 제29권 제4호 : 159-188.
- 장지인 · 신상철. 2002. “인건비 정보의 기업가치 관련성에 관한 실증연구”. 대학경영학회지 제32호 : 431-451.
- 전규안 · 김재준 · 오웅락. 2004. “원가효율성의 가치관련성에 관한 연구”. 회계학연구 제29권 제3호 : 167-197.
- 전순영. 2012. “경영자특성과 인적자원관리가 성과에 미치는 효과”. 기업경영연구 제19권 제2호 : 35-56.
- 홍철규 · 정준희. 2014. “인건비 변화형태와 경영자의 통제수단”. 회계학연구 제39권 제4호 : 39-75.
- Eberhardt, B. J. and A. B. Shani. 1984. The Effects of Full-Time versus Part-Time Employment Status on Attitudes toward Specific Organizational Characteristics and

- Overall Job Satisfaction. *The Academy of Management Journal* 27(4) : 893–900.
- Edmans A. 2011. Does the stock market fully value intangibles? Employee satisfaction and equity prices. *Journal of Financial Economics* 101(3) : 621–640.
- Edmans A. 2012. The Link Between Job Satisfaction and Firm Value, With Implications for Corporate Social Responsibility. *Academy of Management Perspectives* 26(4) : 1–19.
- Hanka, G. 1998. Debt and the Terms of Employment. *Journal of Financial Economics* 48(3) : 245–282.
- Hollander, M. 1970. A Distribution–Free Test for Parallelism. *Journal of the American Statistical Association* 65 : 387–394.
- Hovakimian, A. and G. Li. 2011. Large Sample Evidence on Capital Structure and Employee Wages. Working Paper. Baruch College.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring) : 661–687.

The Effects of Working Conditions on Stock Value

Oungrak Oh^{*}

— <Abstract> —

To prove the direct/indirect effects of the working conditions on stock value, we analyzed the direct effects of the working conditions on stock value, and if there is a difference on a accounting information's relevance of stock price as the difference of working conditions. For working conditions, wage, tenure of office, and the rate of permanent position have used.

To prove this, the study period is from 2011 to 2015, and analyzed 2,272 companies/yearly stock market listed company as a sample.

The major analysis results of the study are ; firstly, as the result of the analysis about the direct influence of working condition on stock value, it represented that the stock value gets higher as the wage gets high or tenure of office gets long. However, the influence of the rate of permanent position on stock value is none. Secondly, as the result of the analysis about the influence of working conditions on the account information's relevance of stock price, it represented that only net assets' relevance of stock price gets higher, as the wage gets high and the abnormal earning's relevance of stock price gets higher, as tenure of office and the rate of permanent position gets high. Finally, as the result about the influences of more than 2 working conditions on accounting information's relevance of stock value at the same time, both abnormal earnings and net assets' relevance of stock values are high, when wage is high and tenure of office is long at the same time. For the other cases, only abnormal earning's relevance of stock price is high.

Showing that there is a direct influence of wage and tenure of office on the stock value and there is a difference on the account information's relevance of stock price as the difference of working conditions, it has a meaning on showing influence of working conditions on stock value decision.

<Key words> working conditions, wage, tenure of office, the rate of permanent position, stock value

* Associate Professor, Department of Accounting, Soongsil University, oor@ssu.ac.kr