

비재무적 정보를 이용한 코스닥 벤처기업들의 비선형성 분석

정진향
우정사업본부 자금운용팀 연구원
(goom1@yahoo.co.kr)
이태희
국민대학교 경영대학 교수
(thlee@kookmin.ac.kr)

본 연구에서는 코스닥 벤처기업의 경우 회계정보의 가치관련성이 Ohlson의 초과이익모형에서 예측한 것처럼 단순·선형적이 아니라 옵션모형에서 예측한 것처럼 순이익과 순자산의 계수가 양자간의 상대적 중요도에 따라 증가하는 복합·비선형적이라는 주장에 대한 재검토를 목적으로 하였다.

코스닥 벤처기업은 일반기업보다 새로운 시장과 기술에 따라 수익모델을 전환할 수 있는 가능성이 크므로 청산옵션가치가 높아 주가를 평가함에 있어서 회계정보가 비선형적 가치관련성을 가질 수도 있겠으나, 그 보다는 회계정보의 비선형성이 일반기업의 경우보다 낮고 기타정보가 가치평가모형에 포함되지 않아 나타난 현상일 가능성이 높다. 이와 같은 가능성을 검증하기 위해 부분옵션모형과 초과이익모형이 이론적으로 동일한 것임을 보인 후, 이론에서와 마찬가지로 실증적으로도 전자와 후자에서 모두 비선형성이 나타남을 보여주었다. 또한, 사업다각화나 내부자지분율과 같이 코스닥 벤처기업의 기업가치와 관련된 기타정보를 포함시킬 경우, 부분옵션모형과 초과이익모형에서 나타났던 비선형성이 사라짐을 확인하였다. 이와 같은 결과는 코스닥 벤처기업의 기업가치와 관련된 기타정보를 포함시키는 경우에는 초과이익모형의 테두리 내에서 가치평가를 단순·선형적으로 수행할 수 있음을 의미한다.

주제어: 코스닥 벤처기업, 선형옵션모형, 부분선형옵션모형, 초과이익모형

1. 서론

Ohlson(1995)의 초과이익모형(RIM: Residual Income Model)은 기업의 주주지분가치(이하 기업가치)를 순자산, 초과이익, 그리고 기타정보의 단순·선형함수로 표현하고 있다. 특히 순자산과 초과이익이 현재의 관측가능한 회계정보라는 관점에서 초과이익모형은 회계정보의 가치관련성을 이론적으로 수립한 것으로 인정받고 있다.¹⁾

기업가치를 초과이익의 단순·선형조합으로 표시할 수 있다는 초과이익모형의 이론적 장점에도 불

구하고 실증적으로는 기업가치가 순자산이나 초과이익과 비선형 관계를 갖는다는 사례들이 보고되고 있다. Berger et al.(1996)은 청산기업들의 경우 청산 전의 기업가치가 계속기업을 전제로 한 할인된 현금흐름 가치보다 더 높다고 보고하였으며, Hayn(1995)는 기업의 청산옵션가치 때문에 이익 정보에 대한 주가반응이 적자기업과 흑자기업간에 비대칭적임을 발견하였다. Subramanyam과 Wild(1996)는 회계이익의 가치관련성이 Altman의 Z-score로 측정된 도산위험과 음의 관계가 있다고 보고하였다. Burgstahler와 Dichev(1997)는 일반적인 기업들의 경우에도 기업들의 청산옵션가치

논문접수일: 2006. 11 게재확정일: 2007. 1

1) 저자는 순자산은 기업의 대차대조표로부터 관측 가능한 수치인 반면, 미래의 초과이익은 직접적으로 관측 불가능한 수치라는 실증적 문제를 해결하기 위해 미래의 초과이익이 현재의 초과이익과 시계열적 선형관계를 이루고 있다는 LID(Linear Information Dynamics) 가정을 도입하였다.

때문에 순이익과 장부가액이 기업가치에 대하여 비선형의 관계를 가지게 되는데, 이때 비선형의 모습이 볼록형(convex)임을 실증적으로 검증하였다.

국내 연구들도 기업가치와 회계변수간의 관계가 비선형적일 수 있는 경우를 실증적으로 분석하여 보고하고 있다. 김병호(2003)는 국내 기업들에게서도 이익정보에 대한 주가반응이 흑자기업과 적자기업간에 비대칭적으로 나타나는데 이와 같은 비대칭성은 손실기업의 청산옵션가치 때문에 발생한다고 주장하였다.²⁾ 이종천·오웅락(2004)은 국내 코스닥시장에서 일반기업과 벤처기업의 특성이 다르다는 점에 착안하여 회계정보의 가치관련성이 이 두 부류의 기업들간에 다르게 나타남을 보여주었다.

특히, 이종천·오웅락(2004)의 연구가 관심을 끄는 이유는 기업가치에 대한 회계정보의 비선형적 가치관련성을 옵션모형을 사용하여 보여주었다는 점이다. 즉, 영업 상황이 안정적 상태(stationary state)에 있는 코스닥 일반기업의 경우에는 기업 가치평가모형으로서 초과이익모형과 옵션모형의 적합성이 차이가 없는 것으로 나타나는 반면, 영업 상황이 상대적으로 불안정적 상태(non-stationary state)에 있는 코스닥 벤처기업의 경우에는 옵션모형이 초과이익모형보다 더 적합하다고 주장하였다.

그렇다면 코스닥 벤처기업의 가치평가모형으로서 옵션모형이 초과이익모형보다 회계정보의 가치관련성을 보다 잘 반영하는 원인이 무엇인가를 파악하는 것이 자연스런 향후 연구의 진행 방향이라고 판단된다. 선행연구에서 언급한 바대로 코스닥 벤처기업은 일반기업보다 새로운 시장과 기술에 따라 수익모델을 전환할 수 있는 가능성이 많아 청산옵

션가치가 클 수 있으며, 이로 인해 회계정보의 비선형적 가치관련성이 나타날 수 있다. 다른 가능성은 코스닥 벤처기업의 특성 때문에 순이익이나 순자산과 같은 회계정보보다는 기타정보가 기업의 가치관련성을 상대적으로 잘 나타낼 수 있다는 점이다. 특히 두 번째 가능성과 관련하여서는 Hand(2000a, 2000b)와 Truman et al.(2000)이 인터넷기업들을 대상으로, Amir and Lev(1996)가 이동전화사업자들을 대상으로 비재무적 정보의 가치관련성을 수행한 바 있다.

따라서 본 연구에서는 코스닥 벤처기업들에서 옵션모형이 초과이익모형보다 더 적합한 가치평가모형으로 나타나는 이유는 전자가 코스닥 벤처기업들의 수익모델 전환 가능성 때문에 나타나는 청산옵션가치를 보다 잘 평가하기 때문이라기보다는 후자에 포함되어야 하는 비재무적 정보가 포함되지 않았기 때문일 가능성에 대해 분석하였다. 만일 기타정보를 가치평가모형에 포함시켜 회계정보의 비선형적 가치관련성이 사라진다면 선행연구들에서 밝혀진 비재무적 정보의 중요성이 코스닥 벤처기업의 가치평가에도 적용되어야 할 뿐만 아니라 코스닥벤처기업의 가치평가도 Ohlson의 초과이익모형의 테두리 내에서 이루어질 수 있음을 의미한다.

이와 같은 가능성을 타진해보기 위해 논문을 다음과 같이 구성하였다. II절에서는 Burgstahler와 Dichev(1997)의 연구를 확장한 이종천·오웅락(2004)의 연구를 분석하고 이를 초과이익모형과 비교한 후, 옵션모형을 국내 코스닥 기업에 대해 적용했을 경우의 적합성에 대해 논의하였다. III절에서는 모델에서 도출된 내용을 중심으로 실증분석

2) 이와는 반대로 손성규와 이은철(2004)은 비대칭성은 존재하나 흑자기업의 이익정보의 가치관련성이 적자기업의 손실정보의 가치관련성보다 작다고 보고하였다.

결과를 제시하였으며, IV절에서 연구의 결론을 도출하였다.

II. 옵션모형과 초과이익모형에 의한 코스닥 기업의 가치평가

Burgstahler와 Dichev에 의하면 기업가치는 계속 가치(recursion value)와 청산가치(adaptation value)의 최대치로 표현할 수 있으며, 이를 연속 함수의 형태로 표시하면 식(1)과 같다.³⁾

$$MV(E, AV) = E[\max(cE, AV)]$$

$$= \int_E \int_{AV} \max(cE, AV) f(E, AV) f(E, AV) dAV dE. \quad (1)$$

단, MV = 기업가치(주주지분의 시장가치),
 E = 현행 기술을 활용할 경우의 미래 순이익,
 c = 미래 순이익의 할인율
 AV = 청산가치

개별 기업마다 현행 기술과 관련된 청산가치가 존재한다면, 그러한 청산가치를 전제로 한 기업가치는 $MV(E | AV)$ 로 표시할 수 있으며 식(1)을 재구성하면 식(2)와 같이 표현할 수 있다.

$$MV(E | AV) = \int_{-\infty}^{AV/c} AV f(E | AV) dE$$

$$+ \int_{AV/c}^{\infty} cE f(E | AV) dE.$$

$$= AV + \int_{AV/c}^{\infty} (cE - AV) f(E | AV) dE. \quad (2)$$

Burgstahler와 Dichev(1997)와 이종천·오용락(2004)은 청산가치의 대응변수로 순자산(BV_t)을, 계속가치의 대응변수로 순이익(E_t)을 사용하여 식(3)을 식(1)의 실증모델로 제시하였다.

$$MV_t = \gamma_1 BV_t + \gamma_2 E_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

또한 식(2)에 나타난 $MV(E | AV)$ 의 볼록 형태(convexity)를 표시하기 위한 실증모델로 Burgstahler와 Dichev는 식(4)를, 이종천·오용락은 식(5)를 각각 제시하였다.⁴⁾⁵⁾

$$MV_t / BV_{t-1} = \delta_0 + \delta_1 E_t / BV_{t-1}$$

$$+ \delta_2 D \times (E_t / BV_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$P_t = \delta'_0 + \delta'_1 EPS_t + \delta'_2 D \times EPS_t$$

$$+ \delta'_3 BV_t + \delta'_4 D \times BV_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

식(4)와 식(5)의 유사성에도 불구하고 근본적인

3) Adaption value를 직역하면 '전환가치'이나 선행연구들에서 '청산옵션모형'이라는 용어를 사용하였으므로 이와 일관성을 유지하기 위해 '청산가치'로 번역하였다.
 4) 식(3)의 BV_t 가 식(4)에서 BV_{t-1} 로 바뀐 이유는 BV_t 에 이미 E_t 가 포함되어 있으므로 순이익과 장부가치의 효과를 구분하기 위해서 BV_t 대신 BV_{t-1} 을 사용하는 것이 바람직 하기 때문이다. 또한 식(4)의 BV는 순자산가액을 식(5)의 BV는 주당순자산가액을 의미하나 원전의 표기를 유지하기 위해 그대로 사용하였다.
 5) 식(4)의 원래 식에는 가변수가 세 그룹으로 되어 있고, 절편에 대한 가변수도 포함되어 있으나 비교를 위해 이들 항목을 제외하였다. 식(5)의 원래 식에도 절편에 대한 가변수가 포함되어 있으나 같은 이유로 해당 항목을 제외하였다.

차이는 다음과 같다. 첫째는 deflator로서 각각 순 자산가액과 유통주식수를 사용했다는 점이고, 둘째는 식(4)가 주어진 순자산 하에서 순이익의 블록 형태의 가치관련성을 보고자 한 실증모델이라면 식(5)는 순이익과 순자산의 독립적인 블록 형태의 가치관련성을 보고자 한 실증모델이라는 점이다.⁶⁾ 또한 청산옵션모형의 이론적 매력에도 불구하고 선행연구들이 사용한 실증적 모델들을 이용하여 초과 이익모형과의 차별적인 설명력을 비교하는 것은 다음과 같은 한계가 있다.

첫째, 청산옵션모형의 실증적 모델인 식(3)이 초과이익모형과 구분되지 않는다는 점이다. 초과이익모형에서 Clean Surplus Relation에 의해 기업가치는 순자산(BV_t)과 초과이익(X^a)의 현재가치의 합인 식(6)으로 표시할 수 있으며, 이를 LID (Linear Information Dynamics) 가정을 이용하여 정리하면 식(7)을 도출할 수 있다.⁷⁾

$$MV_t = BV_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{-\tau} E_t \cdot [X^a]_{t+\tau} \quad (6)$$

$$MV_t = BV_t + \alpha_1 X_t^a + \alpha_2 v_t \quad (7)$$

식(7)은 기업가치가 순자산가액과 초과이익의 단순 선형함수로 표시됨을 의미한다. 이때 초과이익은 순이익으로부터 순자산에 대한 자본비용을 차감한 것이므로 이와 같은 관계식을 다시 식(7)에 대입하여 정리하면 식(8)을 도출할 수 있다.⁸⁾

$$MV_t = (1-x) \cdot BV_t + x(\theta \cdot X_t - d_t) + d_2 \cdot V_t \quad (8)$$

따라서 식(7)과 식(8)을 비교하면 초과이익모형은 초과이익(X^a)과 순이익(X) 모두에 의해 표시될 수 있으므로 초과이익모형과 선형옵션모형의 실증모델인 식(3)이 이론적으로 다르지 않다는 것을 알 수 있다.

둘째, 코스닥 벤처기업의 경우 선형옵션모형이 초과이익모형보다 가치관련성이 높은 이유는 코스닥 벤처기업이 블록형태의 비선형성을 보이기 때문인데 이와 같은 현상의 근본적인 원인이 청산옵션가치에 있는 것인지가 불분명하다는 점이다. 이종천·오용락의 연구에서는 코스닥 벤처기업이 새로운 사업기회를 활용하는 새로운 수익모형을 선택하므로 미래현금흐름과 순이익의 불확실성이 높고 예측가능성이 매우 낮기 때문에 기존의 전통적 기업가치 평가방법인 초과이익모형보다는 청산옵션모형을 사용하여 기업가치를 평가하는 것이 바람직하다고 주장하였다. 이와 같은 주장은 코스닥 벤처기업이 일반기업보다 새로운 시장과 기술에 따라 수익모형을 전환할 수 있는 가능성이 많으므로 시장이 코스닥 벤처기업의 가치를 평가할 때에는 이와 같은 청산옵션가치를 반영했을 것이라는 가정을 전제로 한다.

그러나 코스닥 벤처기업의 장부상 청산옵션가치가 일반기업의 그것보다 크다는 주장은 재론의 여지가 있다. 청산옵션가치가 크다는 것은 기업이 보

6) Burgstahler와 Dichev는 주어진 순이익 수준 하에서 순자산가액의 블록 형태의 가치관련성도 분석하였는데 이를 검증할 때에는 deflator로서 순이익을 사용하였다.

7) LID는 초과이익이 $X_{t+1}^a = \omega X_t^a + v_t + \varepsilon_{1,t+1}$ 와 같은 시계열적 선형 확률과정을 따르며, 기타정보(v_t)도 $v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2,t+1}$ (단, $0 \leq \omega, \gamma < 1$)의 확률과정을 따른다는 가정이다. 또한 식(6)에서 ρ 는 자본비용에 1을 더한 값을, $E(\cdot)$ 는 기대함수를 나타낸다.

8) Ohlson(1995)에 나오는 식(7)~식(9)의 유도과정은 부록에 정리하였다.

유하고 있는 자산이 현행 기술 이외에도 다른 목적으로 사용될 수 있는 일반성이 높다는 것을 의미하는데 기술집약적인 산업일수록 자산의 관계특이성 (relationship-specificity)이 높아질 것이므로(회계정보로 계상되지 않는 인적자본을 제외하고는) 코스닥 벤처기업의 청산옵션가치가 상대적으로 더 크다고 주장하기는 어렵다.⁹⁾ 도리어 코스닥 벤처기업이 규모에 대한 수입 증가의 효과(increasing returns to scale)를 보이는 이유는 인적자본, R&D 활동, 마케팅 활동 등 때문인데 이들은 일반적으로 인정된 회계원칙¹⁰⁾하에서 자산으로 인식되지 않고 모두 비용으로 처리된다. 이와 같이 회계의 보수주의로 인해 순이익의 정보효과가 낮아져서 비선형성적 가치관련성이 나타날 수 있으므로 이와 같은 요소들을 평가할 수 있는 비재무적 정보를 가치평가모형에 포함시켜야 한다는 것은 인터넷기업들을 대상으로 한 Hand(2000a, 2000b)의 연구들과 이동통신기업들을 대상으로 한 Amir and Lev(1996) 등의 연구에서 유추할 수 있다.

따라서 본 논문에서는 부분옵션모형(식(3))과 초과이익모형(식(7))이 이론적으로 다르지 않으므로 식(3)으로부터 도출된 부분옵션모형과 식(7)에 비선형성을 반영한 실증모형이 같은 결과를 보임을 보고하고자 한다. 또한 이와 같은 비선형성의 결과가 회계의 보수주의로 인한 것이기 때문에 이를 보완할 수 있는 변수들을 회귀식에 포함시킨다면 비선형성이 사라질 수 있는가를 파악하였다. 만약 이들 변수들을 포함시켜 비선형성이 사라진다면 이는 청산옵션모형이 아니라 '기타정보'를 포함한 초과이익모형에 의해서도 코스닥 벤처기업의 가치관련성을 설명할 수 있음을 의미한다.

III. 실증분석

3.1 실증분석모형 및 변수의 정의

모형 I은 초과이익모형인 식(7)의 실증모형으로서 기업가치를 초과이익과 순자산가액의 단순·선형함수로 표시한 것이다.

$$\text{모형 I: } P_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^a + \beta_2 BV_t + \varepsilon_t$$

P_t = t기의 주당주식가격

X_t^a = t기의 주당초과이익

⇒ 초과이익을 자본화한 가치

BV_t = t기의 주당순자산가액

⇒ 정상이익을 자본화한 가치

ε_t = t기의 오차항

모형 II는 식(3)의 실증모형으로서 Burgstahler와 Dichev(1997)와 이종천·오용락(2004)에서 제시한 청산가치의 대응변수로 순자산, 계속가치의 대응변수로 순이익을 사용한 것이다.

$$\text{모형 II: } P_t = \beta_0 + \beta_1 EPS_t + \beta_2 BV_t + \varepsilon_t$$

P_t = t기의 주당주식가격

EPS_t = t기 미래현금흐름(주당순이익)

BV_t = t기 포기옵션가치(주당순자산가액)

ε_t = t기의 오차항

모형 III은 식(5)에서 나타나는 바와 같이 MV(E|AV)의 볼록형태(convexity)를 표시하기 위해

9) 자산의 관계특이성에 관한 대표적인 논문으로는 Grossman와 Hart(1986), Hart(1995) 등이 있다.

이종천·오용락(2004)에서 제시한 부분옵션모형이다.

$$\text{모형 III: } P_t = \beta_0 + \beta_1 \text{EPS}_t + \beta_2 \text{BV}_t + \beta_3 \text{D1} \cdot \text{EPS}_t + \beta_4 \text{D1} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{D1} + \varepsilon_t$$

P_t = t기의 주당주식가격

EPS_t = t기의 주당순이익

BV_t = t기 포기옵션가치(주당순자산가액)

$\text{D1} = \frac{\text{EPS}}{\text{BV}_{t-1}}$ 값이 중위수 이상이면 1,

아니면 0으로 하는 가변수

ε_t = t기의 오차항

이종천·오용락(2004)은 D1이 1인 기업은 D1이 0인 기업에 비해 현행 수익모형을 포기할 가능성이 낮기 때문에 청산옵션모형 상에서 순이익의 설명력이 순자산의 설명력보다 크다고 주장하였다. 그러나 II장에서 설명한 바와 같이 선행연구에서 사용된 청산옵션모형의 실증적 모델이 초과이익모형과 이론적으로 다르지 않다면 청산옵션모형으로부터 유도된 부분옵션모형의 결과도 초과이익모형으로부터 유도된 모형의 결과와 다르지 않을 것이라는 점을 보여주기 위해 초과이익모형에 비선형성을 나타낸 모형 IV를 제시하였다.

$$\text{모형 IV: } P_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^a + \beta_2 \text{BV}_t + \beta_3 \text{D2} \cdot X_t^a + \beta_4 \text{D2} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{D2} + \varepsilon_t$$

P_t = t기의 주당주식가격

X_t^a = t기의 주당초과이익

BV_t = t기 포기옵션가치(주당순자산가액)

$\text{D2} = \frac{X_t^a}{\text{BV}_{t-1}}$ 값이 중위수 이상이면 1,

아니면 0으로 하는 가변수

ε_t = t기의 오차항

이종천·오용락(2004)에서 사용한 모형 III의 결과가 모형 IV의 결과와 유사하게 나타난다면 이는 코스닥 벤처기업의 가치관련성이 부분옵션모형뿐만 아니라 초과이익모형에 의해서도 평가될 수 있음을 의미한다.

만일 두 가지 모형에서 모두 비선형성이 나타난다면 그 다음 연구의 주제는 자연스럽게 비선형성의 원인이 무엇인가이다. 이를 위해 선행연구들에서 초과이익모형의 '기타 정보'의 대용변수로 사용했던 변수들을 회귀분석식에 포함시켰다. 비선형성의 원인이 코스닥 벤처기업의 청산옵션가치 때문이라면 '기타 정보'의 대용변수들을 회귀분석식에 포함시키더라도 비선형성이 유지될 것이나 회계정보의 보수주의와 같은 이유 때문이라면 비선형성이 양 모형에서 모두 사라질 것으로 예상된다.

초과이익모형에서 코스닥 벤처기업들의 '기타 정보'에 해당하는 변수들을 포함시키기 위해 선행연구인 정추란(2004)에서 사용한 사업다각화의 정도, 보상형 스톡옵션의 정도, 내부자지분율, 연구개발비 비율, 기업연수, 신용평가점수를 모형에 포함시켰다. 일반적으로 사업다각화가 되어 있을수록 기업위험이 분산되어 있고, 보상형 스톡옵션과 경영자의 보수가 클수록 우수한 핵심 인적자원을 보유했을 가능성이 높으며, 내부자 지분율과 연구개발비 수준이 높을수록 기술력도 우수할 가능성이 높으며, 존속연수가 길수록 핵심역량이 커서 시장에서 기업가치가 평가될 가능성이 높다.¹⁰⁾ 따라서

10) 이들 변수들에 대한 자세한 이론적 배경은 정추란(2003)과 정진향(2005)에 기술되어 있다.

이들 변수들을 부분옵션모형과 초과이익모형에 포함시킨 것을 각각 모형 V와 모형 VI으로 정의하였다.

$$\begin{aligned} \text{모형 V: } P_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{EPS}_t + \beta_2 \text{BV}_t \\ & + \beta_3 \text{D1} \cdot \text{EPS}_t + \beta_4 \text{D1} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{D1} \\ & + \beta_6 \text{DIVER} + \beta_7 \text{OPTION} + \beta_8 \text{MGTL} \\ & + \beta_9 \text{INSH} + \beta_{10} \text{RND} + \beta_{11} \text{AGE} \\ & + \beta_{12} \text{KIS} (+ \omega_t \text{YEAR}_t) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{모형 VI: } P_t = & \beta_0 + \beta_1 X_t^a + \beta_2 \text{BV}_t \\ & + \beta_3 \text{D2} \cdot X_t^a + \beta_4 \text{D2} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{D2} \\ & + \beta_6 \text{DIVER} + \beta_7 \text{OPTION} + \beta_8 \text{MGTL} \\ & + \beta_9 \text{INSH} + \beta_{10} \text{RND} + \beta_{11} \text{AGE} \\ & + \beta_{12} \text{KIS} (+ \omega_t \text{YEAR}_t) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

DIVER = 보유 사업부의 수

OPTION = 스톡옵션주식수/총발행주식수

MGTL = 임원인건비/발행주식수

INSH = 임원의보유주식수/총발행주식수

RND = 연구개발비/연구개발비

AGE = 기업연수

KIS = KIS-Value의 신용평가점수

주당초과이익 (X^a)은 법인세 비용을 반영한 보통주에 귀속되는 이익에서 정상이익을 차감한 후, 이를 가중평균 유통보통주식수로 나누어 구하였다.

이때 정상이익은 법인세비용을 반영한 전기 순자산 가액에 자기자본비용을 곱한 값으로 산정하였으며, 자기자본비용은 김권중(1999)의 연구에 근거하여 무위험이자율(risk-free rate)의 대용치인 국채수익률(3년 만기 국고채수익률)¹¹⁾과 '베타계수×시장 위험프리미엄'의 합으로 정의하였다.¹²⁾

주당초과이익(X^a) =

$$\frac{\text{보통주에 귀속되는 이익} - (\text{전기순자산가액} \times \text{자본비용})}{\text{가중평균유통보통주식수}}$$

주당순이익 (EPS)은 법인세비용 차감전 순이익에서 법인세비용과 우선주배당금을 차감하여 계산된 값을 분자로 하고, 가중평균유통보통주식수를 분모로 하여 측정된 값을 사용하였다. 주당순자산 가액 (BV)은 순자산을 가중평균유통보통주식수로 나누어 산출하였으며, 주당주식가격은 재무제표 공시 후 한 달간의 평균주가를 사용하였다.¹³⁾

주당순자산가액(BV)

$$= \frac{\text{순자산}}{\text{가중평균유통보통주식수}}$$

3.2 표본기업의 선정 및 자료수집

본 연구의 분석 대상기간은 1999년도부터 2002년도까지이며, 코스닥 협회등록법인에 등록된 기업 중에서 연구의 목적을 달성하기 위해 다음의 조건

11) 다른 무위험이자율의 선택이 가능하나 다른 무위험이자율을 적용한 경우에도 Ohlson모형을 이용한 회귀식을 왜곡하지 않는다는 Amir et al.(1997)의 연구결과에 근거하여 3년만기 국고채수익률을 무위험이자율로 사용하였다.

12) 베타계수는 최근 1개년의 일별 주가수익률을 통해 산출되는데 이는 이종천·오용락(2004)의 연구의 결과를 똑같이 따른다. 또한 시장위험프리미엄은 이종천·오용락(2004)의 연구에서 8%로 정의하였으나, 시장위험프리미엄이 연도마다 8%와 확연한 차이가 있어, 이를 반영하기 위해 시장위험프리미엄을 $R_m - R_f$ 으로 정의하였다.

13) 이는 이종천·오용락(2004)의 연구와 동일하다.

을 충족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 2003년 현재 코스닥 협회등록법인
- (2) 결산일이 12월 31일인 기업
- (3) 자본잠식이 아닌 기업
- (4) 금융업에 속하지 않은 기업

첫째, 각 연도의 회계정보에 대응되는 것이 다음 연도의 주가자료이기 때문에 2003년 코스닥 협회 등록되어 있는 기업을 선정하였다. 둘째, 12월 결산기업만으로 표본을 한정하는 것은 통상 12월말 결산법인이 다수를 차지하며 또한 결산 월이 다르므로써 올 수 있는 결과를 통제하기 위한 것이다. 셋째, 자본잠식인 기업을 표본에서 제외하는 이유는 이러한 기업들의 경영상태나 재무상태가 주가에 미치는 영향이 정상적인 경우와 상당한 차이를 보일 수 있기 때문이다. 넷째, 금융업에 속하는 기업을 표본에서 제외하는 이유는 금융기관의 재무제표는 일반 기업과는 많은 차이를 보이기 때문에 일반 제조기업과 금융기관을 비교하기는 어렵기 때문이다.

〈표 1〉에서와 같이 표본은 전체 1,245개의 표본에서 변수에 대한 자료수집이 불가능하거나 연구표본에 적합하지 않은 자본잠식인 기업 및 이상치 기업 216개를 제외한 1,029개 표본을 연구대상으로 하였다.

주가 및 재무제표 자료의 수집은 한국상장회사협의회에서 제공하는 기업정보 웨어하우스 TS-2000과 한국신용평가(주)의 재무제표자료(KIS-FAS)를 이용하여 산출하였고 기업의 국고채수익률(3년)은 한국은행에서 제공하는 금리/환율 자료를 엑셀을 통해 계산하였다. 또한 종속변수로 사용되는 평균 주가는 한국증권연구원에서 제공하는 KSRI Stock Database를 이용하여 계산하였다.

3.3 기술적 통계

표본기업의 특성을 나타내기 위해 주가가 비교적 안정적인 2000년도부터 2002년까지의 자료를 이용해 검증모형에서 사용된 변수들의 기술적 통계치

〈표 1〉 표본기업 선정

(단위: 개)

구 분	표본 크기
Panel A: 표본의 산출	
1999~2002년도까지 계속 등록된 12월말 결산기업(금융업제외)	1,245
자료수집이 불가능한 기업	(130)
자본잠식 상태인 기업	(21)
R - student 절대값이 3이상인 기업	(65)
전체표본크기	1,029
Panel B: 시장구분에 의한 표본구성	
일반기업	776
벤처기업	253
전체표본크기	1,029

〈표 2〉 일반기업과 벤처기업의 변수에 대한 기술통계

변수	기업구분	평균	표준편차	백분위			왜도
				25%	50%	75%	
Y	일반기업	7,083	14,401	1,462	2,905	7,494	9.90
	벤처기업	3,358	3,559	1,294	2,249	3,808	2.80
EPS	일반기업	344	2,001	-228	151	638	3.94
	벤처기업	-205	871	-391	26	231	-2.34
X ^a	일반기업	-75	2,150	-482	9	357	1.93
	벤처기업	-308	830	-502	-113	109	-2.23
BV	일반기업	10,171	24,891	1,797	3,592	11,195	4.65
	벤처기업	3,275	3,668	1,280	2,271	3,698	3.41
ROE	일반기업	-3.22(%)	81.73	-4.99	2.59	8.55	-0.16
	벤처기업	-10.44(%)	32.28	-16.32	0.60	5.95	-3.68
D/E	일반기업	184	984	50.4	97.1	172	23.09
	벤처기업	113	243	25.78	69.29	133.67	10.21

와 표본의 자기자본순이익률 및 부채비율의 기술적 통계치를 〈표 2〉에 정리하였다.

분석결과를 살펴보면 일반기업의 주가가 벤처기업보다 크게 나타났는데 이는 일반기업의 주당초과이익과 주당순자산이 벤처기업의 경우보다 큰 것과 관련성이 높다. 일반기업의 주가는 7,083원으로 주당순자산인 10,171에도 미치지 못하는 것으로 나타나는 반면에 벤처기업의 주가는 3,358원으로 주당순자산(3,275원)과 주당초과이익(-308원)의 합보다도 큰 것으로 나타났다. 또한 일반기업보다 벤처기업의 자기자본순이익률이 낮은 것은 벤처기업의 수익이 충분히 실현되지 못하고 있음을 의미한다. 부채비율은 부채를 자기자본으로 나눈 값으로서 일반기업 184인 반면에 벤처기업은 113이므로 벤처기업의 부채비율이 조금 낮았다. 이는 벤처

기업의 경우 기업연령이 짧고, 위험이 높은 인터넷 사업이나 생명공학 등에 집중되어 금융기관의 대출을 받기 어려웠기 때문으로 보인다.

3.4 초과이익모형과 선형옵션모형의 비교¹⁴⁾

순이익을 독립변수로 사용한 옵션모형과 초과이익을 독립변수로 사용한 초과이익모형이 코스닥 일반기업에 대해 차별적인 설명력을 갖고 있는가를 살펴보기 위해 1999년부터 2002년까지의 기간 동안 모형 I 과 모형 II를 적용한 결과를 〈표 3〉에 정리하였다.

전체연도의 결과 값을 살펴보면, 수정결정계수 값이 모형 I 에서 0.46과 모형 II에서 0.40으로 비슷하게 나타났으며, F값도 모두 1%수준에서 유의

14) 본 논문에서는 청산옵션모형과 선형옵션모형을 동일한 개념으로 사용하였다.

〈표 3〉 일반기업의 가치평가모형 비교

모형 I : $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^a + \beta_2 BV_t (+ \omega_t YEAR_t) + \varepsilon_t$
 모형 II : $Y_t = \beta_0 + \beta_1 EPS_t + \beta_2 BV_t (+ \omega_t YEAR_t) + \varepsilon_t$

연도 (표본크기)	모형	β_0 (t값) ⁽²⁾	β_1 (t값)	표준화 β_1	β_2 (t값)	표준화 β_2	Ad R ²	F값
1999년	모형 I	491	1.50	0.20	1.54	0.51	0.39	44.11***
		0.08	2.57**		6.62***			
	모형 II	332	0.87	0.05	1.79	0.59		
		0.05	0.81		8.26 ***			
2000년	모형 I	2914	0.12	0.21	0.61	0.77	0.56	115.05***
		4.65***	0.29		10.16***			
	모형 II	2872	0.91	0.10	0.58	0.73		
		4.59***	2.06**		14.52***			
2001년	모형 I	2834	1.18	0.14	0.48	0.84	0.89	845.33***
		5.06***	4.61***		26.68***			
	모형 II	2950	1.37	0.17	0.45	0.80		
		5.32***	5.12***		23.08***			
2002년	모형 I	1803	1.01	0.31	0.21	0.63	0.53	153.60***
		8.39***	7.44***		15.14***			
	모형 II	1862	0.96	0.30	0.19	0.58		
		8.53***	6.94***		13.31***			
전체연도	모형 I	16953	2.19	0.29	0.56	0.43	0.46	137.05***
		7.63 ***	10.02 **		15.59***			
	모형 II	22736	1.14	0.09	0.62	0.48		
		10.05***	2.88***		15.08***			

- (1) Y_t : t연도의 주당주식가격, EPS_t : t연도의 주당순이익, X_t^a : t연도의 주당초과이익
 BV_t : t연도의 주당순자산, $YEAR_t$: 연도더미변수
 (2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의적임을 의미함
 (3) 표준화회귀계수¹⁵⁾

15) 표준화회귀계수(standardized regression coefficient)는 다음과 같은 산식에 의해 도출되며, 독립변수들의 종속변수에 대한 상대적 영향력을 측정할 때 사용한다.

$$B_x = \beta_x \cdot \frac{S_x}{S_y}$$

Beta : 독립변수 x의 표준화된 회귀계수, β : 독립변수 x의 비표준화된 회귀계수

S_x : 독립변수 x의 표준편차, S_y : 독립변수 y의 표준편차

실제자료는 통계프로그램인 SAS System에서 회귀분석 PROC REG 모델문 뒤에 "stb"라는 옵션명령어를 통해 산출될 수 있다.

한 것으로 나타났다.¹⁶⁾ 특히, 코스닥 일반기업은 주당순이익과 주당초과이익의 회귀계수와 주당순자산의 회귀계수가 대부분 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다.

이는 선행연구인 이종천·오용락(2004)의 결과와 매우 유사한 것인데 이를 선행연구에서는 다음과 같이 해석하였다. 코스닥 일반기업은 거래소 기업과 마찬가지로 새로운 수익모형을 선택할 가능성이 낮기 때문에(포기옵션가치가 작기 때문에) 선형 옵션모형이 초과이익모형보다 회계정보의 가치관련성을 차별적으로 잘 반영하는 표본이 아니라고 보는 것이다. 그러나 이와 같은 해석 이외에도 다른 해석이 가능하다. 즉, 전술한 바대로 식(7)과 식(9)가 이론적으로 다르지 않다면 이에 대한 실증적 증거도 당연히 동일해야 한다는 해석이다.

옵션이론에 따르면 코스닥 일반기업과는 달리 코스닥 벤처기업은 포기옵션가치가 클 것이므로 선형 옵션모형이 초과이익모형보다 회계정보의 가치관련성을 차별적으로 잘 반영할 수 있다. 이와 같은 가능성을 실증적으로 검증하기 위해 동일한 방법론을 코스닥 벤처기업에 적용하였다. <표 4>를 살펴보면 코스닥 벤처기업의 경우에도 선형옵션모형이 초과이익모형보다 회계정보의 가치관련성을 더 잘 설명한다고 볼 수 없음을 알 수 있다. 모형 I 과 모형 II 를 비교할 때 수정결정계수가 각각 0.54와 0.53으로 비슷하게 나타났으며, F값도 모두 1%수준에서 유의한 것으로 나타났다. 더욱이 주당순자산가액의 회귀계수는 모두 1%수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖고, 주당초과이익의 회귀계수도 한계적

으로 유의한 양(+)의 값을 갖는데 비해 주당순이익의 회귀계수는 유의한 양(+)값을 갖지 못하는 것으로 나타났다.¹⁷⁾ 일반기업의 경우와 마찬가지로 다중공선성 문제를 검증하기 위해 VIF값 등을 구해본 결과 모두 5미만으로 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 볼 수 있다.

이종천·오용락(2004)은 <표 4>와 같은 결과가 나타난 것은 선형옵션모형이 코스닥 벤처기업의 포기옵션가치를 적절하게 반영하지 못했기 때문이라고 보고, 선형옵션모형보다는 부분선형옵션모형으로 코스닥 벤처기업에 대한 회계정보의 가치관련성을 평가해야 한다고 주장하였다. 저자들이 제시한 부분선형옵션모형의 근거는 코스닥 벤처기업의 경우, 현행 수익모델의 이익수준에 따라 신규 수익모델로 전환할 가능성이 달라지고 이에 따라 포기옵션가치도 달라지기 때문에 기업가치는 이익과 순장부가액에 대해 비선형 관계를 갖게 된다는 것이다.

그러나 코스닥 일반기업의 경우와 마찬가지로 다음과 같은 해석도 가능하다. 첫째, 코스닥 일반기업의 경우와 마찬가지로 모형 I 과 모형 II 가 이론적으로 다르지 않으므로 실증적 증거도 동일하게 나타난다는 것이다. 둘째, 이익정보의 회귀계수가 유의하지 않게 나타난 것은 코스닥 벤처기업의 R&D 활동, 마케팅 활동 등이 '일반적으로 인정된 회계원칙' 하에서 비용으로 인식되고, 이에 따라 표본 중 많은 기업들이 보수주의적 회계처리로 인한 음(-)의 주당순이익이 발생하는 독립변수의 측정오차문제(measurement error problem)를 갖게 된다는 점이다.

16) 다중공선성 여부를 검토하기 위해 VIF(Variance Inflation Factor)값을 살펴보았으나 모두 5미만으로 나타나 독립변수간 다중공선성 문제는 크지 않은 것으로 평가되었다. VIF값 이외에도 고유값(eigen value), 상태지수(condition number)등을 통해 다중공선성 여부를 검토해 보았으나 이로 인한 문제는 없는 것으로 분석되었다.

17) 이와 같은 결과는 선행연구의 결과와 유사한 것이다. 선행연구의 경우에도 주당순자산가액의 회귀계수는 유의한 양의 값을 갖는 반면, 주당초과이익과 주당순이익의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 4〉 벤처기업의 가치평가모형 비교

$$\text{모형 I : } Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^a + \beta_2 BV_t (+ \omega_t \text{YEAR}_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{모형 II : } Y_t = \beta_0 + \beta_1 \text{EPS}_t + \beta_2 BV_t (+ \omega_t \text{YEAR}_t) + \varepsilon_t$$

연도 (표본크기)	모형	β_0 (t값) ⁽²⁾	β_1 (t값)	표준화 β_1	β_2 (t값)	표준화 β_2	Ad R ²	F값
1999년	모형 I	9214	0.98	0.40	0.08	0.09	0.16	3.99**
		4.74***	1.77*		0.43**			
	모형 II	9253	-0.37	-0.08	0.36	0.43	0.07	2.24
		4.51***	-0.33		1.63			
2000년	모형 I	2280	0.73	0.07	0.70	0.80	0.55	32.34***
		4.33***	0.55		6.04***			
	모형 II	2251	0.25	0.02	0.64	0.73	0.54	32.03***
		4.25***	0.16		5.44***			
2001년	모형 I	2037	0.61	0.13	0.70	0.72	0.55	36.17***
		3.96***	1.52**		8.09***			
	모형 II	2020	0.53	0.11	0.71	0.73	0.54	35.54***
		3.90***	1.32		8.18***			
2002년	모형 I	838	0.39	0.19	0.49	0.59	0.43	43.87***
		3.72***	2.65***		7.99***			
	모형 II	833	0.38	0.19	0.49	0.59	0.43	43.97***
		2.73***	2.67***		8.11***			
전체	모형 I	7417	0.33	0.10	0.43	0.43	0.54	60.37***
		9.23***	1.94*		8.45***			
	모형 II	7802	-0.07	-0.01	0.48	0.48	0.53	58.76***
		9.88***	-0.29		9.09***			

(1) Y_t : t연도의 주당주식가격, EPS_t : t연도의 주당순이익, X_t^a : t연도의 주당초과이익

BV_t : t연도의 주당순자산, YEAR_t : 연도더미변수

(2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의적임

(3) 표준화회귀계수

특히, 독립변수인 주당순이익과 주당초과이익에 측정오차가 존재하면 회귀모형에서 해당 독립변수의 계수에 편의(bias)가 발생한다. 보수주의적 회계처리로 인해 나타나는 주당순이익의 측정오차의

분산을 σ_u^2 , 주당순이익과 주당순자산가액의 표준화된 공분산을 ρ 라 정의하면 측정오차가 주당순이익과 주당순자산가액의 회귀계수에 미치는 편의의 방향과 크기는 다음과 같다.¹⁸⁾

18) Maddala의 Introduction to Econometrics (2nd) pp.447-459 참조.

$$plim\hat{\beta}_1 = \beta_1(1 - \frac{\lambda}{1 - \rho^2})$$

$$plim\hat{\beta}_2 = \beta_2 + \rho(\frac{\lambda}{1 - \rho^2})\beta_1$$

단, $\lambda = \frac{\sigma_u^2}{var(EPSt)}$

위의 식을 살펴보면 $\lambda \leq 1 - \rho^2$ 의 조건이 만족하는 상황 하에서 측정오차인 u 가 커질수록 $\hat{\beta}_1$ 은 하향편의가 발생하고 $\hat{\beta}_2$ 는 상향편의가 발생함을 알 수 있다.¹⁹⁾ 이와 같은 가능성을 실증적으로 검증하기 위해 코스닥 벤처기업을 주당순이익이 음(-)인 기업과 양(+)인 기업으로 구분한 후, 모형 I과 모형 II에 대한 분석을 수행하였다.

<표 5>를 살펴보면 회계이익이 음(-)이어서 측정

오차가 많다고 판단되는 세부표본의 경우, 주당초과이익이나 주당순이익의 회귀계수는 유의적이지 못하나 주당순자산가액의 회귀계수는 유의적으로 나타났다. 특히, 선행연구에서 선형옵션모형이라고 정의한 모형 II의 경우 주당순자산가액의 회귀계수가 0.60로 나타났는데 이는 전체 코스닥 벤처기업을 표본으로 사용한 <표 4>의 결과인 0.48보다 높은 수치임을 알 수 있다. 회계이익이 양(+)이어서 측정오차가 적다고 판단되는 세부표본의 경우에는 주당초과이익, 주당순이익, 그리고 주당순자산가액의 회귀계수가 모두 유의적임을 알 수 있다. 특히, 주당초과이익의 회귀계수인 2.13과 주당순이익의 회귀계수인 3.99는 전체 코스닥 벤처기업을 표본으로 사용한 <표 4>의 0.33과 -0.07보다도 훨씬 큰 수치일 뿐만 아니라 코스닥 일반기업을 표본으로

<표 5> 회계이익의 구분에 따른 벤처기업 회계정보의 가치관련성

모형 I : $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^a + \beta_2 BV_t (+ \omega_t YEAR_t) + \epsilon_t$
 모형 II : $Y_t = \beta_0 + \beta_1 EPS_t + \beta_2 BV_t (+ \omega_t YEAR_t) + \epsilon_t$

구분	회계이익이 양(+)인기업				회계이익이 음(-)인기업			
	모형 I		모형 II		모형 I		모형 II	
β_0 (t값)	2824	5.49***	2025	4.08***	1508	3.12***	1539	3.21***
β_1 (t값)	2.13	3.39***	3.99	4.10***	-0.09	-0.65	-0.07	-0.55
표준화 β_1	0.24		0.32		-0.03		-0.03	
β_2 (t값)	0.67	11.16***	0.44	5.66***	0.60	12.43***	0.60	12.38***
표준화 β_2	0.69		0.45		0.73		0.73	
Ad R^2	0.57		0.59		0.64		0.64	
F값	39.90***		42.85***		48.32***		48.23***	
벤처기업 비율	115/222 = 0.51				107/222 = 0.48			
일반기업 비율	431/645 = 0.66				214/645 = 0.33			

19) $\rho^2 = 0.058714$ 이므로 $1 - \rho^2 = 0.941286$ 가 되어 상기한 조건이 만족될 가능성은 매우 높다.

로 사용한 <표 3>의 2.19와 1.14보다도 높은 수치라는 것을 알 수 있다. 반면에 모형 I과 모형 II에서의 주당순자산가액의 회귀계수는 각각 0.39와 0.44인데 이는 회계이익이 음(-)인 세부표본의 경우인 0.60보다 모두 낮게 나타났다.

이와 같은 결과는 앞으로 언급되는 부분선행옵선 모형에서의 결과가 부분적으로 코스닥 벤처기업이 갖는 특수성으로 인해 독립변수의 측정오차가 발생하여 나타나는 결과라는 것을 시사한다.²⁰⁾

3.5 초과이익모형과 부분선행옵선모형의 비교

이종천·오용락(2004)에서 나타낸 볼록형태(convexity)를 검증하기 위해 사용한 부분선행옵선모형의 결과를 <표 6>과 같이 정리하였다. 선행옵선모형(모형 II)의 변형이 부분옵선모형(모형 III)이고, 선행옵선모형과 초과이익모형이 이론적으로 다르지 않다면 초과이익모형의 변형도 부분선행옵선모형과 동일한 결과가 나타난다는 것을 보여주기 위해 모형 IV를 도입하여 모형 III의 결과와 비교하였다.

부분선행옵선모형에 따르면 기업의 이익이 클수록 새로운 수익모형으로 전환할 가능성이 낮아지기 때문에 해당 기업의 포기옵선가치가 작아지게 된다. 이와 같은 기업들은 순이익의 가치관련성이 커지는 반면 순자산가액의 가치관련성은 작아지게 된다.

모형 III의 회귀계수 값을 살펴보면 이익이 양호한 그룹(D1이 1인 기업)의 특성이 반영된 β_3 은 1%의 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖고, β_4 는 1%의 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나

타하는데 이는 선행연구에서 나타난 결과와 유사하다. 선행연구에서는 $\beta_3 > 0$ 및 $\beta_4 < 0$ 의 결과와 모형 III의 수정결정계수가 모형 I의 수정결정계수보다 크다는 것을 부분선행옵선모형이 초과이익모형보다 코스닥 벤처기업의 가치를 더 잘 설명한다는 근거로 제시하였다. 이와 같은 관점에서 볼 때 <표 6>의 결과도 선행연구의 결과와 일치한다는 것을 알 수 있다.

선행옵선모형과 초과이익모형이 이론적으로 다르지 않다면 부분선행옵선모형도 초과이익모형을 동일하게 수정한 모형 IV와 유사한 결과를 도출하는 것을 확인하기 위해 모형 III과 모형 IV를 비교하였다. 모형 IV에서 β_3 은 1%에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났으나 장부가치의 효과를 볼 수 있는 β_4 는 음(-)의 값을 갖으나 유의하지는 않은 결과를 보였다. 즉 모형 IV의 경우, β_4 를 제외한 나머지 결과 값은 모형 III의 결과와 유사하게 나타났다는 것을 알 수 있다.²¹⁾

<표 6>의 결과로부터 유추할 수 있는 것은 코스닥 벤처기업들의 이익정보에 관한 가치관련성은 볼록형태의 비선형성을 갖는다는 점과 β_4 의 통계적 유의성 여부가 모형 III과 모형 IV의 차별성을 결정한다는 점이다. 모형 III과 비교하여 모형 IV에서 β_4 가 유의적인 값을 갖지 못한 이유는 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 첫째, 모형 III이 이론적인 부분선행옵선모형의 실증적 대응모형인 반면 모형 IV는 초과이익모형의 변형일 뿐이라는 가능성이다. 둘째, 모형 III의 경우에는 회계이익이 음(-)인 기업들의 측정오차가 중회귀식에 포함되어 해당 기업들의 순자산가액의 회귀계수에 상향편의가 발생한 것

20) 또한 포기옵선가치로 인해 순자산가액의 회귀계수가 비선형적인 형태를 갖는 것이라면 <표 5>에서 모형 I의 결과와 모형 II의 결과가 다르게 나와야 한다.

21) 수정결정계수도 모형 III이 0.63, 모형 IV가 0.64인 것으로 나타났다.

〈표 6〉 벤처기업의 부분선형옵선모형

$$\text{모형 III : } Y_t = \beta_0 + \beta_1 \text{EPS}_t + \beta_2 \text{BV}_t + \beta_3 \text{D} \cdot \text{EPS}_t + \beta_4 \text{D} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{D} (+ \omega_t \text{YEAR}_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 IV : } Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^a + \beta_2 \text{BV}_t + \beta_3 \text{E} \cdot X_t^a + \beta_4 \text{E} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{E} (+ \omega_t \text{YEAR}_t) + \varepsilon_t$$

구분	β_0 (t값) ⁽²⁾	β_1 (t값)	β_2 (t값)	β_3 (t값)	β_4 (t값)	β_5 (t값)	Ad R ²	F값	
모형 III	2000	1020	1.86	1.06	-3.61	-0.40	1709	0.60	16.38***
		1.28	0.90	4.76***	-1.11	-1.52	1.53		
	2001	1033	-0.29	0.69	6.73	-0.36	1501	0.64	21.62***
		1.52	-0.61	5.25***	3.99***	-1.93*	1.62		
	2002	693	0.04	0.37	2.64	0.09	-105	0.53	26.87***
		2.48**	0.29	3.92***	5.00***	0.75	-0.25		
전체	1763	0.17	0.75	2.95	-0.29	568	0.63	55.20***	
	4.44***	0.81	9.86***	4.18***	-3.07***	1.35			
모형 IV	2000	2616	1.06	0.68	-0.24	0.33	-1415	0.53	12.69***
		2.81	0.48	4.71***	-0.07	0.90	-0.95		
	2001	1109	-0.18	0.73	6.42	-0.45	1303	0.66	23.89***
		1.71**	-0.40	6.01***	4.54**	-2.53*	1.46		
	2002	653	0.06	0.42	3.03	-0.00	-21.07	0.55	28.59***
		2.37**	0.39	4.48***	5.58***	-0.00	-0.05		
	전체	2434	-0.04	0.62	3.52	-0.12	380	0.64	58.03***
		5.96***	-0.21	12.28***	5.25***	-1.42	0.90		

(1) Y_t : t연도의 주당주식가격, EPS_t : t연도의 주당순이익, X_t^a : t연도의 주당초과이익

BV_t : t연도의 주당순자산, YEAR_t : t연도더미변수

D : $\text{EPS}_t / \text{BV}_t$ 값이 벤처기업의 중위수 이상이면 1, 아니면 0으로 하는 더미변수

(2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의적임

이 모형III에서 β_4 의 하향편의로 나타났을 가능성이 있다.

첫 번째 경우의 가능성이 크다고 하더라도 부분 선형옵선모형과 수정된 초과이익모형은 구분이 불가능하게 된다. 왜냐하면 모형III은 동시에 부분선형옵선모형과 수정된 Ohlson모형의 실증적 대응모형이기 때문이다.

두 번째 가능성을 검증하기 위해 측정오차가 많다고 판단되는 회계이익이 음(-)인 코스닥 벤처기

업들을 제거하고 모형III과 모형IV에 대한 분석을 수행하였다. 〈표 6〉에서 모형III의 $\beta_4 < 0$ 의 결과가 EPS의 측정오차 때문에 발생하였다면 이를 제거하면 모형III의 $\beta_4 < 0$ 의 결과가 나타나지 않아야 하기 때문이다. 이와 같은 가능성은 Hayn(1996), Collins, Pincus and Xie(1999) 그리고 백원선·송인만(2000) 등의 연구에서 음의 이익을 실현한 기업과 그렇지 않은 기업의 이익-시장가치의 관계는 다른 행태를 갖는다는 결과에서도 발견할

수 있다. 또한 비교를 하기 위해 코스닥 일반기업의 경우에도 동일한 분석을 수행하였다.

〈표 7〉의 결과를 살펴보면 회계이익의 측정오차가 많이 제거된 양(+)의 회계이익을 갖는 세부표본을 대상으로 모형III을 적용하면 순자산가액의 회귀계수가 블록형태의 비선형성을 지속적으로 유지한다는 점이다. 뿐만 아니라 모형IV를 적용한 경우에도 순자산가액의 회귀계수가 블록형태의 비선형성을 가진다는 것도 알 수 있다.

F값은 모든 분석에서 1%내의 수준에서 유의하게 나타나고 있으며 다중공선성 문제를 검증하기 위해 VIF값 등을 살펴본 결과 5미만으로 나타나

다중공선성의 문제는 없는 것으로 볼 수 있다. β_2 와 β_3 는 모형III과 모형IV에서 모두 1%수준으로 유의하게 양(+)의 값을 보였다. β_4 는 모형III에서는 1%수준, 그리고 모형IV 모두 5%수준에서 유의하게 음(-)의 값을 보였다.

이에 비해 코스닥 일반기업의 경우에는 β_3 와 β_4 가 모두 비유의적인 값을 갖는 것으로 나타나 벤처기업과 일반기업의 회계정보의 가치관련성이 다른 형태를 갖는다는 것도 확인할 수 있었다.

이는 이종천·오용락(2004)에서 코스닥 벤처기업을 대상으로 모형III에 대한 분석을 수행하여 $\beta_3 > 0$ 과 $\beta_4 < 0$ 의 결과가 부분선형옵선모형의 이론적

〈표 7〉 회계이익이 양인 벤처기업의 부분선형옵선모형

$$\text{모형 III : } Y_t = \beta_0 + \beta_1 \text{EPS}_t + \beta_2 \text{BV}_t + \beta_3 \text{D} \cdot \text{EPS}_t + \beta_4 \text{D} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{D} (+ \omega_t \text{YEAR}_t) + \epsilon_t$$

$$\text{모형 IV : } Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^a + \beta_2 \text{BV}_t + \beta_3 \text{E} \cdot X_t^a + \beta_4 \text{E} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{E} (+ \omega_t \text{YEAR}_t) + \epsilon_t$$

구분	벤처기업				일반기업			
	모형III		모형IV		모형III		모형IV	
β_0 (t값)	1763	4.44***	2695	6.47***	4173	5.52***	7467	9.50***
β_1 (t값)	0.17	0.81	-0.04	-0.21	2.28	1.95*	2.27	7.85***
β_2 (t값)	0.75	9.86***	0.61	12.39***	0.30	5.47***	0.38	37.71***
β_3 (t값)	2.95	2.18***	4.58	6.39***	-0.88	-0.71	-0.87	-1.84*
β_4 (t값)	-0.29	-3.07***	-0.20	-2.23**	0.07	0.86	0.03	0.66
β_5 (t값)	568	1.35	277	0.67	-29.72	-0.04	-1730	-2.24**
Ad R ²	0.63		0.66		0.83		0.85	
F값	55.20 ***		62.92 ***		314.79***		359.56***	

- (1) Y_t : t연도의 주당주식가격, EPS_t : t연도의 주당순이익, X_t^a : t연도의 주당초과이익
 BV_t : t연도의 주당순자산, YEAR_t : t연도더미변수
 D : $\text{EPS}_t / \text{BV}_t$ 값이 벤처기업의 중위수 이상이면 1, 아니면 0으로 하는 더미변수
 (2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의적임

토대로부터 유도된 것이 아닐 수도 있음을 시사한다. 왜냐하면 부분선형옵션모형에 의해 $\beta_3 > 0$ 과 $\beta_4 < 0$ 의 결과가 유도되었다면 동일한 결과가 수정된 초과이익모형에 의해서는 재생되지 않았어야 할 뿐만 아니라, 회계이익이 양(+)인 기업만을 대상으로 했으므로 포기옵션가치는 크게 영향을 받지 말아야 하기 때문이다.²²⁾

선행연구에서 주장하였던 비선형적(convex)관계는 초과이익모형의 선형성가정이 제약적인 것에서 나타나는 현상이라 할 수 있다. Amir and Lev (1996) 그리고 Lev and Zarowin(1999)은 무형자산(예, R&D, 인력개발, 상표개발 등)에 대한 투자가 많은 기술집약적 기업의 가치평가에는 회계정보의 역할이 제한적이라는 증거를 제시하면서, 미인식 무형자산의 보고 없이는 재무제표의 목적적 합성 상실을 반전시킬 수 없다고 전망하였다.(Lev 2001). 이는 급변하는 경제환경 하에서 성장잠재력과 불확실성이 높고, 경쟁우위 확보를 위한 미래 투자활동을 중시하는 코스닥 벤처기업에는 비재무정보의 중요성이 상대적으로 높다는 주장과 일관성이 있다.

따라서 본 연구에서는 Ohlson의 초과이익모형의 테두리 내에서 '기타정보'의 효과가 비선형성을 설명하는가를 파악하기 위해 실증분석을 수행하여 그 결과를 <표 8>에 정리하였다.

<표 8>을 살펴보면 '기타정보'를 포함시키지 않았을 경우, 부분선형옵션과 수정된 초과이익모형이 유사한 결과를 나타내며, 비선형성을 의미하는 β_3 와 β_4 가 모두 유의적인 값을 가짐을 알 수 있다. 그러나 부분선형옵션모형에 기타정보 변수들을 포

함시키는 경우에는 β_3 와 β_4 가 모두 비유의적인 값으로 전환됨을 알 수 있다. 모형 V에서 기타정보 중 내부자지분을 변수가 유의적인 값을 갖는 반면 β_3 와 β_4 는 각각 -2.35와 -0.20으로 비유의적으로 나타난다. 이와 같은 현상은 수정된 초과이익모형에 '기타정보'를 포함시킨 모형 VI에서도 동일하게 나타난다.²³⁾ 이와 같은 결과는 코스닥 벤처기업들에게서 나타나는 비선형성의 원인이 포기옵션가치보다는 벤처기업들의 특수성을 회계정보가 적절하게 평가하지 못하기 때문이며, 기타정보를 포함시켜 가치평가를 수행하면 초과이익모형의 이론적 테두리 내에서도 가치평가가 이루어질 수 있음을 알 수 있다.

V. 결론

본 연구에서는 코스닥 벤처기업의 가치평가모형으로서 옵션모형에서 나타나는 회계정보의 비선형적 가치관련성이 비재무적 정보에 의해 설명될 수 있음을 확인하였다. 회계정보를 사용한 코스닥 벤처기업들의 가치평가모형에서 비선형성이 나타나는 이유는 이들이 일반기업들보다 새로운 시장과 기술에 따라 수익모델을 전환할 수 있는 가능성이 많아 청산옵션가치가 크기 때문인 것으로 알려져 있으나, 그 보다는 이들 기업들의 특수성을 회계정보가 적절하게 평가하지 못하기 때문인 것으로 나타났다. 따라서 가치평가 관련요소들과 관련이 있는 기타정보를 포함시킬 때에는 비선형적 가치관련성이

22) 이와 같은 가능성을 보다 상세히 검증하기 위해 주당순이익이 양(+)인 기업만을 '주당순이익/주가의 크기에 따라 세 그룹으로 나누어 순자산가액의 회귀계수를 비교하여 보았으나 일관성 있는 추세를 발견하지 못하였다.

23) '기타정보' 변수들을 포함시켰을 때 나타날 수 있는 다중공선성 여부도 분석하였으며, 문제가 크지 않음을 확인하였다.

〈표 8〉 코스닥 벤처기업에 비재무변수를 포함한 모형

$$\text{모형 V: } Y_t = \beta_0 + \beta_1 \text{EPS}_t + \beta_2 \text{BV}_t + \beta_3 \text{D1} \cdot \text{EPS}_t + \beta_4 \text{D1} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{D1} + \beta_6 \text{DIVER} \\ + \beta_7 \text{MS} + \beta_8 \text{OPTION} + \beta_9 \text{MGTL} + \beta_{10} \text{INSH} + \beta_{11} \text{RND} + \beta_{12} \text{AGE} + \beta_{13} \text{KIS} (+\omega_t \text{YEAR}_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 VI: } Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^a + \beta_2 \text{BV}_t + \beta_3 \text{D2} \cdot X_t^a + \beta_4 \text{D2} \cdot \text{BV}_t + \beta_5 \text{D2} + \beta_6 \text{DIVER} \\ + \beta_7 \text{MS} + \beta_8 \text{OPTION} + \beta_9 \text{MGTL} + \beta_{10} \text{INSH} + \beta_{11} \text{RND} + \beta_{12} \text{AGE} + \beta_{13} \text{KIS} (+\omega_t \text{YEAR}_t) + \varepsilon_t$$

모형		모형 III	모형 IV	모형 V	모형 VI
	β_0	1763 (4.44)***	2695 (6.47)***	-1686.67 (-0.81)	695.39 (0.37)
	β_1	0.17 (0.81)	-0.04 (-0.21)	7.62 (1.79)*	0.01 (0.01)
	β_2	0.75 (9.86)***	0.61 (12.39)***	0.53 (2.60)**	0.49 (2.94)***
	β_3	2.95 (4.18)***	4.58 (6.39)***	-2.35 (-0.50)	5.18 (1.41)
	β_4	-0.29 (-3.07)***	-0.20 (-2.23)**	-0.20 (-0.65)	-0.04 (-0.23)
	β_5	568 (1.35)	277 (0.67)	419.17 (0.41)*	238.54 (0.26)
사업다각화	β_6			84.85 (1.83)	92.34 (2.04)**
스톡옵션	β_8			-693.35 (-0.32)	-3041.87 (-1.31)
임원보수	β_9			0.000002 (0.22)	0.000008 (0.92)
내부자지분율	β_{10}			-1218.20 (-2.02)**	-831.04 (-1.64)*
연구개발비율	β_{11}			4.46 (1.20)	1.73 (0.50)
기업연수	β_{12}			-32.44 (-0.92)	-57.76 (-1.71)*
신용평점	β_{13}			1581.68 (1.65)	22.11 (1.10)
F값		55.20***	62.92***	12.19***	14.29***
Adj. R ²		0.63	0.66	0.65	0.69

사라짐을 확인하였다.

약하면 다음과 같다.

이와 같은 주장을 연구의 결과들을 이용하여 요 첫째, 부분선형모형에서 나타난 주당순자산가액

의 회귀계수가 음(-)의 부호를 갖는 이유는 부분적으로 코스닥 벤처기업들 중에 음(-)의 회계이익을 갖는 기업-년도 표본이 많기 때문이다. 코스닥 벤처기업의 경우, R&D 활동이나 마케팅 활동이 차지하는 비중이 매우 크나 이들 활동과 관련되어 발생하는 비용들이 대부분 당기 비용으로 처리되므로 회계이익은 음(-)의 값을 갖게 된다. 반면에 이들 비용들의 가치관련성은 양(+)의 값을 갖게 되므로 음(-)의 회계이익을 갖는 기업들은 기업가치-회계정보의 중회귀식에서 측정오차를 발생시키는 표본이 된다. 측정오차로 인해 음(-)의 회계이익을 갖는 기업들이 양(+)의 회계이익을 갖는 기업들에 비해 주당순자산가액의 회귀계수가 높게 나타난다. 따라서 두 그룹을 모두 포함시켜 중회귀분석을 수행하면 주당순자산가액 더미변수의 회귀계수 β_4 가 음(-)의 값을 갖는데 영향을 미친다.

둘째, 음(-)의 회계이익으로 인한 측정오차의 영향에도 불구하고 코스닥 벤처기업들은 주당순이익과 주당순자산가액의 계수가 양자간의 상대적 중요도에 따라 증가하는 복합·비선형적 형태를 갖는다는 것을 확인하였다. 그러나 코스닥 벤처기업들을 대상으로 했을 때의 결과가 Burgstahler와 Dichev (1997)의 주장과 일관된 현상이라고 보기는 어려운데 그 이유는 주당순이익뿐만 아니라 주당초과이익을 사용했을 때에도 동일한 결과가 나타났을 뿐만 아니라 양(+)의 회계이익이 나타나 청산옵션가치가 크게 영향을 미치지 않을 표본에서도 β_4 가 음(-)의 값이 나타났기 때문이다.

셋째, 사업다각화의 정도, 내부자지분을, 기업의 연수 등과 같은 비재무적 정보를 회귀식에 포함시켰을 경우 모든 모형에서 비선형성이 사라짐을 확인하였는데 이는 코스닥 기업의 가치평가가 기타정보를 포함한 초과이익모형에 의해서 충분히 이루어

질 수 있음을 의미한다.

참고문헌

- 김권중, 1998, 배타 및 시장위험프리미엄 측정과 시장수익률 대용치의 선택, *회계학연구*(제23권 4호): pp. 139-159.
- 김병호, 2003, 우리나라 주식시장에서 적자보고(손실)의 정보효과에 대한 실증적 연구: 기업청산선택가설과 회계이익평균회귀가설을 중심으로, *증권학회지*(32집 3호): pp.191-221.
- 손성규와 이은철, 2004, 적자회피 이익조정과 정보효과, *한국회계학회 동계학술발표회 발표논문*.
- 송동섭, 2002, 코스닥기업의 회계정보가 주가가격에 미치는 영향, *중소기업연구*(제24권 4호): pp79-98
- _____, 2003, 코스닥기업특성에 따른 성장성지표의 가치관련성에 관한 연구, *한국세무학회*(제13권): pp 97-115
- 이종천·오용탁, 2004, 기업특성에 따른 기업가치평가모형의 적합성 차이에 관한 연구: 코스닥 일반기업과 벤처기업을 중심으로, *회계학연구*(제29권 2호): pp157-185
- 정혜영, 1995, 회계수치에 의한 가격결정모형, *회계학연구*(제20권 1호): pp1-27
- 정진향, 2005, 기업가치평가모형을 이용한 코스닥 기업의 가치평가, *국민대학교 대학원 박사학위논문*.
- 정추란, 2003, 한국 코스닥기업의 가치평가에 관한 연구: 비선형모형의 적용과 비재무정보의 역할, *경희대학교 대학원 박사학위논문*.
- Amir, E., and B.Lev, 1996, Value-Relevance of Nonfinancial Information: The Wireless Communication Industry, *Journal of Accounting & Economics*: pp.3-30.
- Berger, Ofek, and Swary, 1996, Investor Valu-

- ation of the Abandonment Option, *Journal of Financial Economics* 42, pp.257-287.
- Biddle, G., P. Chen and G. Zhang, 2001, When Capital Follows Profitability: Non-Linear Residual Income Dynamics, *Review of Accounting Studies* (June/September): pp. 229-265
- Collins, D., M. Pincus and H. Xie, 1999, Equity Valuation and Negative Earnings: The Role of Book Value of Equity, *Accounting Review*, pp.29-61.
- Burgstahler, D., and I. Dichev, 1997, Earning, Adaptation, and Equity Value, *The Accounting Review*(April) : pp.187-216
- Dechow, P., AHutton and R. Sloan, 1999, An Emprical Assessment of The Residual Income Valuation Model, *Journal of Accounting and Economics*: pp.1-34.
- Feltham, G. and J. Ohlson, 1995, Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities, *Contemporary Accounting Research* 11, pp.689-731.
- Grossman, S. and O. Hart, 1986, The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration, *Journal of Political Economy*, 94:4, pp.691-719.
- Hand, J., 2000a, Profits, Losses and The Non-Linear Pricing of Internet Stocks, Working paper, University of North Carolina, Chapel Hill.
- Hand, J., 2000b, The Role of Accounting Fundamentals, Web Traffic and Supply and Demand in the Pricing of U.S Internet Stocks, Working paper, University of North Carolina, Chapel Hill.
- Hart, O., 1995, Firms Contracts and Financial Structure, Oxford University Press, Oxford, UK.
- Hayn, C., 1995, The Information Content of Losses, *Journal of Accounting and Economics* (september): pp.125-153
- Maddala, G. S. 1992. Introduction to Econometrics (2nd Edition): Prentice-Hall.
- Myers, J., 1999, Implementing Residual Income Valuation with Linear Information Dynamics, *The Accounting Review*(January): pp.1-28
- Ohlson, J., 1995, "Earnings, Book Value, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research* 11: pp. 661-687.
- Subramanyam, K. and J. Wild, 1996, Going-Concern Status, Earnings Persistence, and the Informativeness of Earnings, *Contemporary Accounting Research* (Spring), pp. 251-273.
- Trueman, B., M. Wong, and X. Zhang, 2000. The Eyeballs Have It: Searching for the Value in Internet Stocks, *Journal of Accounting Research* (Supplement), pp.137-162.
- Zhang, G., 2000, Accounting Information, Capital Investment Decisions, and Equity Valuation: Theory and Empirical Implications, *Journal of Accounting Research*(Autumn): pp.271-295

<부록 1> 식(7)~식(9)의 도출 과정

$$\dots\dots\dots \begin{bmatrix} \omega & 1 \\ 0 & \gamma \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t^a \\ v_t \end{bmatrix}$$

Ohlson(1995)의 회계변수평가모형은 배당할인 모형으로부터 이론적으로 유도된 모형으로 다음과 같이 도출된다.

$$MV_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{-\tau} E_t[\tilde{x}_{t+\tau}^a]$$

LID가정: $\tilde{x}_{t+\tau}^a = \omega X_t^a + v_t + \tilde{\varepsilon}_{1,t+1}$
 $\tilde{v}_{t+1} = \gamma v_t + \tilde{\varepsilon}_{2,t+1}$
 단, $\omega \geq 0 \quad \gamma \leq 1$

$$X_t^a = X_t - (\rho - 1)BV_{t-1}$$

$$= X_t - (\rho - 1)(BV_t - X_t + d_t)$$

이므로 LID가정을 행렬로 나타내면 아래와 같다.

$$\begin{bmatrix} \tilde{x}_{t+\tau}^a \\ \tilde{v}_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega & 1 \\ 0 & \gamma \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t^a \\ v_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tilde{\varepsilon}_{1,t+1} \\ \tilde{\varepsilon}_{2,t+2} \end{bmatrix}$$

$\tau = 1$ 일 때

$$\rho^{-1} \begin{bmatrix} \tilde{x}_{t+1}^a \\ \tilde{v}_{t+1} \end{bmatrix} = \rho^{-1} \begin{bmatrix} \omega & 1 \\ 0 & \gamma \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t^a \\ v_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tilde{\varepsilon}_{1,t+1} \\ \tilde{\varepsilon}_{2,t+2} \end{bmatrix}$$

$\tau = \tau_0$ 이면 초과이익을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\rho^{-\tau_0} E[\tilde{x}_{t+\tau_0}^a] = [1, 0] \rho^{-\tau_0} \begin{bmatrix} \omega & 1 \\ 0 & \gamma \end{bmatrix}$$

따라서 $A = \rho^{-1} \begin{bmatrix} \omega & 1 \\ 0 & \gamma \end{bmatrix}$ 로 정의하면 상기한 식은 다음과 같이 표시된다.

$$\rho^{-\tau} E[\tilde{x}_{t+\tau}^a] = [1, 0] \cdot A^\tau \cdot \begin{bmatrix} X_t^a \\ v_t \end{bmatrix}$$

이 식을 다시 본문의 식(6)에 대입하면 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$MV_t - BV_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{-\tau} \cdot E[\tilde{x}_{t+\tau}^a]$$

$$= [1, 0][A + A^2 + \dots] \begin{bmatrix} X_t^a \\ v_t \end{bmatrix}$$

수렴하는 무한등비급수 행렬의 특성에 따라 위의 식을 정리하면 본문의 식(7)이 도출된다.

$$A + A^2 + \dots = A \cdot [I - A]^{-1}$$

$$\therefore MV_t - BV_t = [1, 0] \cdot A \cdot [I - A]^{-1} \begin{bmatrix} X_t^a \\ v_t \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 \\ 0 & \alpha_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t^a \\ v_t \end{bmatrix} = \alpha_1 X_t^a + \alpha_2 v_t$$

$$\therefore P_t = BV_t + \alpha_1 X_t^a + \alpha_2 v_t \quad (7)$$

식(7)을 다시 초과이익의 식에 대입하면 식(9)를 얻을 수 있다.

$$MV_t = BV_t + \alpha_1 \cdot [X_t - (\rho - 1)(BV_t - X_t + d_t)] + \alpha_2 \cdot v_t$$

$$\begin{aligned}
&= BV_t + \alpha_1 \cdot [X_t - \rho \cdot BV_t + \rho \cdot X_t - \rho \cdot d_t \\
&\quad + BV_t - X_t + d_t] + \alpha_2 \cdot v_t \\
&= [1 - \alpha_1 \cdot (\rho - 1)] \cdot BV_t + \alpha_1 \cdot \rho \cdot X_t \\
&\quad + \alpha_1(1 - \rho)d_t + \alpha_2 \cdot v_t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\textcircled{1}: \quad 1 - \alpha_1(\rho - 1) &= 1 - \frac{\omega}{\rho - \omega}(\rho - 1) \\
&= 1 - \frac{\omega(\rho - 1)}{\rho - \omega} = 1 - x
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\textcircled{2} \quad \alpha_1 \cdot \rho &= \frac{\omega}{\rho - \omega} \cdot \rho \\
&= \frac{\omega \cdot (\rho - 1)}{\rho - \omega} \cdot \frac{\rho}{\rho - 1} = x \cdot \theta
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\textcircled{3} \quad \alpha_1(1 - \rho) &= \frac{\omega}{\rho - \omega} \\
r &= -\frac{\omega(\rho - 1)}{\rho - \omega} = -x
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\therefore MV_t &= (1 - x) \cdot BV_t + x(\theta \cdot X_t - d_t) \\
&\quad + r + d_2 \cdot V_t
\end{aligned}$$

An Analysis on the Convexity of KOSDAQ Venture Firms' Valuation Using Some Non-Financial Variables

Jin Hyang Jung* · Tae Hee Lee**

Abstract

This paper revisits the relevance of an option-style valuation model which predicts that KOSDAQ venture firms' equity value is a convex function of both earnings and book value. Such an argument is in sharp contrast to Ohlson's Residual Income Model (RIM) which predicts that a firm's equity value can be described as a simple linear combination of accounting earnings, book value, and some other information set.

The option-style valuation model posits that unlike the KOSDAQ general firms, KOSDAQ venture firms are more likely to be in a non-stationary state making RIM less appealing as an appropriate valuation model. The proponents argue that RIM should be used when valuing KOSDAQ general firms and the option-style valuation model should be used when valuing KOSDAQ venture firms.

Such argument naturally calls for the next research question of what really make the option-style valuation model more apt than the RIM. Needless to say, one explanation is the one that constitute the foundation of the option-style model hypothesis. That is, KOSDAQ venture firms are more likely to convert their assets into an alternative use than KOSDAQ general firms which triggers a higher liquidation option value that can not be captured by the typical accounting information of earnings and net equity value.

There is yet another competing argument proposed by the current study. The nature of KOSDAQ venture firms make it difficult for accounting information of earnings and net equity value to fully capture the valuation related characteristics. In such situation, the role of "other information" coined in Ohlson(1995) could play a critical role. Such possibility has

* KOREA Post Fund Management Team Post Finance Bureau Strategy & Research

** Professor, Kookmin University

been tested in numerous prior studies including Hand(2000a, 2000b), Truman et al. (2000) and Amir and Lev(1996). Therefore, it is only proper to test the two competing hypotheses.

Some interesting findings of the present paper are as follows. First, some findings from the prior studies supporting the partial option-style valuation model can not be used as an evidence in favor of the model because the empirical counterpart of the option-style model and the RIM model are exactly alike. Both mathematical derivation and empirical result of the present paper support this argument. Second, the effects of conservative accounting of KOSDAQ venture firms likely to have introduced some error-in-variable problems in the regression causing the coefficient of the dummy variable to be biased downward. Notwithstanding the foregoing error-in-variable problems, the convexity was found to be robust. The present study goes further and show that the convexity is not triggered by the option values of KOSDAQ venture firms but the insufficiency of accounting variables in capturing the value relevance of these firms. Thus, when "other information variables" in the RIM model are added to the regression, convexity disappeared.

In summary, the present paper posits that competing the option-style valuation model and the RIM in the absence of "other information variables" is not a fair testing of competing hypotheses regarding the valuation of KOSDAQ venture firms. If it were for the liquidation option values that made the option-style valuation model more appealing, the variable that proxied the liquidation option value should have persisted even after the "other information variables" proxies were included in the model. Of course, the empirical results showed the contrary.

Key words: KOSDAQ Venture Firms, Linear Option Valuation Model, Residual Income Model