

類型別 會計利益이 企業價值評價에 미치는 影響*

An Investigation of the Effects of Accounting Incomes on Equity Value

김 재 문**

논문 초록

본 연구는 증권시장에 기초를 둔 회계연구의 대체적 연구방법인 평가접근법에 의한 평가모델을 도입함으로써 우리나라 상장기업의 재무제표에 공시된 유형별 회계이익이 기업가치평가에 正의 영향을 미치는지 여부와 어느 회계이익이 기업가치평가에 설명력이 높은지 여부를 검증하는데 있다. 이러한 연구목적을 달성하기 위하여 Litzenberger와 Rao의 지분평가모델을 도입하였다. 본 연구에서 사용된 표본기업은 76개 기업이었고, 분석대상기간은 85년에서 89년까지의 5개년도였다.

분석방법은 연도별 분석과 연도통합분석을 병행하였고, 산업효과를 통제하기 위하여 산업더미 변수를 포함시킨 분석을 하였다.

검증결과는 유형별 회계이익이 기업가치평가에 正의 영향을 미치고 있으며, 투자자들이 기업가치평가에 있어서 회계이익정보중 당기순이익을 가장 유용한 회계정보로 선호하고 있는 것으로 분석되었다.

I. 序 論

證券市場에서의 會計利益情報은 매우 중요한 정보중의 하나로 인식되어왔다. 특히 전통적으로 會計利益은 기업의 가치를 評價하는 데 사용될 수 있는 유용한 測定値로 여겨져 왔으며, 따라서 企業價值에 대한 評價가 반영되는 株價의 움직임과 會計利益 사이에는 有意的인 관련성이 있을

* 이 논문은 1990년도 문교부 지원 한국학술진흥재단의 지방대육성 학술연구조성비에 의하여 연구되었음.

** 上智專門大學 稅務會計科 副教授

것으로 믿어져 왔다. 이러한 믿음은 포트폴리오이론과 資本資產價格決定모형(CAPM) 등의 財務理論發展과 함께 많은 研究者들에 의하여 實證的으로 檢證이 되었다.

財務報告의 目的을 달성하기 위해서는 會計情報의 有用性에 관한 많은 實證的 研究가 이루어져야 한다.

일반적으로 會計基準 및 公示制度는 정보이용자의 經濟的 意思決定에 有用성이 있다는 가정하에서 이루어지고 있다. 이러한 맥락에서 Ball과 Brown(1968), Beaver(1968) 이후 會計情報를 이용한 수많은 研究가 이루어져 왔으며, 우리나라의 경우 1970년대 중반을 시발점으로 하여 재무경제이론의 모델을 도입, 證券市場을 중심으로 한 實證的 研究가 이루어져 왔지만, 方法論과 檢定期間을 달리하여 수행된 研究가 매우 적기 때문에 일반화된 연구가 이루어지기에는 미흡한 실정이다. 뿐만 아니라, 지금까지 이루어져 온 實證的 研究는 會計事件과 證券收益率간의 관계, 예를 들어 이익발표와 주가변동간의 관계를 收益率로 接近하는 方法인 事件研究(event study)가 중심이 되어 왔다. 대부분의 事件研究에서 그 結果는 특정 會計事件의 발생시점을 얼마나 정확하게 결정하느냐에 의존하며, 특히 會計事件에 대한 가격반응이 株價에 영향을 미치는 다른 요인에 비하여 미미하기 때문에, 그것을 포착하기가 용이하지 않다. 이와 같은 方法論上의 문제와 우리나라 證券市場의 환경적 요인으로 인하여 事件研究에 사용된 모델의 說明力이 취약한 것으로 나타나고 있다¹⁾.

市場에 기초를 둔 會計研究의 대체적 方法으로서 評價接近法(approaches to valuation)이 있다. 評價接近法을 이용한 先行研究에서 會計利益이 企業價値에 대한 效率的인 說明變數가 될 수 있다는 증거를 발견하였다. 또한 會計利益과 法人稅, 配當金 및 證券價値 간의 상호 관련성에 대한 증거를 발견함으로써 資本市場에 대한 會計利益의 情報效果를 추론할 수 있는 개념적 틀에 대한 증거를 제공하게 되었으며, 會計報告書의 개별 항목들과 證券價値의 관계를 檢證하여 어떠한 영향을 미치는가를 推論할 수 있는 근거를 마련하게 되었다²⁾.

本 研究는 證券市場에 토대를 둔 實證的 研究의 주류인 會計利益과 株式收益率간의 相關關係를 檢定하는 事件研究의 方法을 따르지 않고 評價모델을 원용하여 도입함으로써 우리나라 상장기업의 財務諸表에 공시된 類型別 會計利益과 증권가격의 관계에서 어떤 영향을 미치는지와 어떤 유형의 회계이익이 企業價値를 보다 잘 설명해 주는가에 관한 증거를 제공하는 데 있다.

1) 鄭基英, "公表된 利益이 서울 證券市場에 미치는 影響에 관한 研究", 經營 經濟 제21집, 啓明大學校 產業研究所, 1988, pp.281-309.

2) 黃潤植, 會計의 情報의 觀點에 대한 實證的 研究, 啓明大學校 大學院, 博士學位論文, 1988.

II. 會計利益과 企業價值評價의 理論的 背景

2.1 會計利益의 情報效果

會計情報의 하나인 會計利益이 企業價值決定要因으로 역할을 하게 되면 이는 주가형성과 관련을 갖게 된다. 그러나 會計利益이 어떤 상태에서 情報價值를 갖느냐가 문제가 된다. 企業의 價值는 未來收益의 현재가치이므로 과거 경제활동의 결과로 얻어진 현재의 會計利益에 대한 情報가 현시점의 企業價值와는 관계가 없으며, 일반적으로 會計利益은 事後的 利益이므로 會計利益이 계산될 시점에는 企業價值評價의 情報로서 有用성이 없다. 그러므로 會計利益이 情報內容을 갖기 위해서는 현재의 會計利益이 다음 期の 未來期待現金흐름과의 관계를 가져야 한다.

資本市場에서 會計利益의 情報效果는 모든 企業의 경우에 동일하지는 않다. 일반적으로 會計利益은 그 內容과 公示時點에 대한 불확실성의 정도와 未來 收益率의 확률분포에 대하여 가지는 의미와 會計利益測定值의 신뢰성의 요건에 따라 情報效果가 다음과 같이 달라진다³⁾.

첫째, 會計利益의 內容과 공시시점의 資本市場의 움직임에 들 수 있다. 企業에서 공시하는 會計利益의 內容과 공시시점의 市況에 대한 不確實性이 크면 클수록 투자자와 證券分析家들이 예상하는 會計利益의 공시에 의한 豫想證券價格은 공시전에 비하여 수정될 가능성이 크다.

둘째, 會計利益의 공시가 미래의 證券收益率의 확률분포에 대하여 가지는 의미를 고려할 수 있다. 일반적으로 會計利益이 未來의 현금 흐름에 대한 期待를 크게 수정할수록, 투자자는 證券價值를 再評價하는 데 있어서 會計利益이 내포하는 情報效果를 크게 할 것이다.

셋째, 情報源泉의 신뢰성을 들 수 있다. 情報源泉의 신뢰성이 크면 클수록, 證券價值를 再評價할 경우에 이 情報效果는 더 커질 것이다.

會計情報의 신뢰성에 관한 문제는 情報를 제공하는 자와 그 情報를 이용하는 意思決定者의 이해 관계가 상반되기 때문에 어려움이 제기되는 것이다. 情報提供者와 情報利用者 사이에서 情報의 불균형은 필연적으로 발생한다. 지금까지 실증적 분석의 결과를 살펴보면 證券市場에서 企業에 관한 결산속보가 公示될 때, 종전의 다른 연구결과와 같이 會計利益은 超過收益率과 正(+)의

3) G. Foster, "Financial Statement Analysis(2nd)," Prentice-Hall, 1986, pp.375-378.

相關關係를 보이고 있다⁴⁾.

이와 같은 결과는 우리나라에서도 會計시스템에 의해 산출되는 會計利益이 주가의 변동에 영향을 미치고 있는 유용한 정보가 되고 있음을 示唆하는 것이다. 그러나 當期純利益보다는 經常利益이 超過收益率과 통계적으로 보다 有意한 相關關係를 가지고 있음을 보여주고 있다⁵⁾.

資本市場에서 會計情報의 역할이란 未來株價의 변화형태에 대한 투자자의 투자심리를 변화시키는 데 있다. 구체적으로 특정의 會計情報가 공시되었을 때 投資收益率의 平均과 分散이 어떻게 변화했는가를 檢證하거나 株式收益率과 會計情報 사이에 相關關係가 존재하는지를 檢證함으로써 會計情報의 有用性을 評價할 수 있을 것이다.

Freeman은 情報效果面에서 年間利益 공시를 능가하는 非正常收益率이 미숙한 예측기술로부터 파생된 非期待利益과 동일한 기호를 갖는 差別的 情報假說을 고찰했다⁶⁾. 差別的 情報假說은 會計利益과 관련이 있는 非正常株價收益率이 中小企業보다도 大企業에서 먼저 발생한다는 時期假說과 둘째로 非正常株價收益率의 크기는 企業規模와 반비례한다는 規模假說을 뜻한다.

결론적으로 Freeman은 주가를 유지하는 情報가 大企業과 中小企業사이에 다르다는 것과 그 차이는 私的情報探索이 企業의 資本化價値에 대한 증가함수라는 가설과 일치함을 밝히고 있으며, 大企業의 證券價格은 中小企業의 證券價格보다 더 먼저 會計利益을 예측하고, 會計利益으로부터 좋은 情報과 나쁜 情報 간에 관련이 있는 非正常收益率의 크기는 企業規模와 반비례한다는 규모가설을 통계적으로 實證하였다⁷⁾.

2.2 會計利益과 企業價値

Ball과 Brown의 연구⁸⁾ 이후 會計利益과 證券價格과의 관계에 대한 많은 實證的 研究이 이루어져 왔다. 이러한 실증적 연구들을 會計利益과 證券價格 사이의 보다 분명한 관계를 밝혀주는

4) 宋寅萬, “會計利益 情報의 有用性에 관한 實證的 研究; 週別 收益率을 이용한 會計利益公示時點의 檢討”, 회계학 연구, 제9호, 1989.11, pp.1-14.

5) 宋寅萬, 前掲書, p.20.

6) R. N. Freeman, “The Association Between Accounting Earnings and Security Returns For Large and Small Firms”, *Journal of Accounting and Economics*, 9, Vol. 1987, pp.195-228.

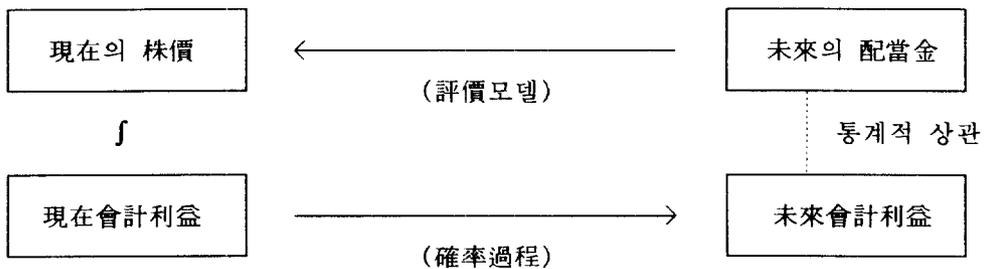
7) Freeman, *ibid*, p.196.

8) R. Ball and P. Brown, “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, *Journal of Accounting Research*, (Autumn 1968), pp.159-178

개념적 틀을 필요로 한다. 이러한 개념적 틀을 구축하려는 노력은 Beaver의 저서에서 찾아볼 수 있다⁹⁾. 즉 評價모델에 의해 證券價格은 未來配當金과 관련을 맺고, 未來配當金은 未來會計利益과 統計的 相關을 가지며, 未來會計利益과 歷史的 會計利益과의 관계는 확률과정으로 표현된다는 것이다.

會計利益과 證券價格을 연결시키는 개념적 틀을 도식화 하면 <표 2-1>과 같다.

<표 2-1> 會計利益과 證券價格의 關聯性



情報的 觀點에서 볼 때, 위와 같은 개념적 틀 가운데 초점이 되는 것은 會計利益과 配當金과의 관계이며, 利益에 대한 情報的 觀點은 利益이 企業의 목적적합한 未來의 속성 즉 配當金에 관한 개인의 신념에 영향을 미칠때 성립하는 것이다¹⁰⁾.

2.3 理論的 評價모델의 접근

이론적 평가모델의 이용은 Mill와 Modigliani 이래 주목을 받아 오다가 Litzenger와 Rao 에 이르러 회계학자들이 회계자료를 이용하여 적용할 수 있는 평가모델이 개발되었다.

Litzenger와 Rao모델(이하 L-R모델이라 한다)은 두 부분으로 구성되어 있다. 한 부분은 成長과 관련 없는 부분이고 다른 한 부분은 수익률의 成長과 관련이 있는 부분이다. L-R모델에 있어 成長과 관련이 없는 부분의 전개를 위한 기본 가정은 다음과 같다.

- ① 완전 경쟁 資本市場이 존재한다.

9) W. Beaver, *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, Prentice-Hall, 1981, pp.103-110.

10) 鄭載元, 會計利益과 法人稅 關聯 會計情報가 企業價值評價에 미치는 影響, 啓明大學校 大學院 博士學位 論文, 1990, p.21.

- ② 투자자들은 危險回避的(risk averse)이고 완전한 危險分散을 할 만큼 충분한 자금을 보유하고 있으며 그들의 효용함수는 포르트폴리오 수익률의 확률분포에 있어 평균-분산 공간에 걸쳐 정의될 수 있다.
 - ③ 모든 투자자들은 동일한 期待를 갖고 있다.
 - ④ 투자자들은 無危險利率(R_F)로 자유로이 빌리고 빌려줄 수 있다.
- 이러한 가정하에서 特定企業 i 의 수익률 R_i 는 다음과 같이 기술될 수 있다.

$$R_i = \frac{X_i}{V_i} \dots\dots\dots (2-1)$$

여기서 X_i 는 i 企業의 지분에 대한 貨幣利益을, V_i 는 i 企業에 대한 기초지분의 市場價値이다. 식 (2-1)에서 期待값을 취하고 V_i 에 대하여 풀면 다음과 같다.

$$V_i = \frac{E(X_i)}{E(R_i)} \dots\dots\dots (2-2)$$

식 (2-2)에서 $E(X_i)$ 는 기업 i 의 期待利益, $E(R_i)$ 는 i 企業의 지분수익률에 대한 期待値를 나타낸다. 單一期間 CAPM은 $E(R_i)$ 를 다음과 같은 관계식으로 표현하고 있다.

$$E(R_i) = R_F + \beta_i[E(R_m) - R_F] \dots\dots\dots (2-3)$$

여기에서 $E(R_i)$ 는 증권 i 의 期待收益率, R_F 는 無危險資產의 收益率, $E(R_m)$ 은 危險資產의 市場 포트폴리오의 期待收益率, β 는 $Cov(R_i, R_m) / \sigma^2(R_m)$ 으로서 市場 포르트폴리오 분산 1단위에 대한 i 증권의 수익률과 市場 포르트폴리오 수익률의 共分散比率를 각각 나타낸다. 식 (2-3)의 β 에 $Cov(R_i, R_m) / \sigma^2(R_m)$ 를 대입하면 다음과 같이 된다.

$$E(R_i) = R_F + \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)}[E(R_m) - R_F] \dots\dots\dots (2-4)$$

식 (2-4)의 우변 둘째 項의 분자와 분모에 각각 $\sigma(R_i)$ 를 곱하면 다음과 같이 된다.

$$E(R_i) = R_F + \frac{\text{Cov}(R_i, R_m) \sigma(R_i)}{\sigma(R_m) \sigma(R_m) \sigma(R_i)} [E(R_m) - R_F] \dots\dots\dots (2-5)$$

우변의 둘째 項을 재정리 하면 다음과 같이된다.

$$E(R_i) = R_F + \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\sigma(R_m) \sigma(R_i)} \cdot \frac{\sigma(R_i)}{1} \cdot \frac{[E(R_m) - R_F]}{\sigma(R_m)} \dots\dots\dots (2-6)$$

식 (2-6)에서 $\text{Cov}(R_i, R_m) / \sigma(R_m) \sigma(R_i)$ 는 r_{im} , 즉 증권 i 의 수익률과 市場포트폴리오 수익률 사이의 相關關係를, $\sigma(R_i)$ 는 S_i , 즉 i 증권 수익률의 標準偏差를, $[E(R_m) - R_F] / \sigma(R_m)$ 은 b , 즉 분산불가능한 標準偏差(체계적 危險)의 단위당 한계수익률(모든 企業에 동일함)을 나타낸다. 식 (2-6)에서 $\text{Cov}(R_i, R_m) / \sigma(R_m) \sigma(R_i)$ 대신에 r_{im} 을, $\sigma(R_i)$ 대신에 S_i 를, $[E(R_m) - R_F] / \sigma(R_m)$ 대신에 b 를 다음과 같이 된다.

$$E(R_i) = R_F + b(r_{im} S_i) \dots\dots\dots (2-7)$$

식 (2-7)은 L-R모델과 동일한 형태이다. 식 (2-7)에서 b 는 CAPM의 β_i 와는 같은 개념이 아니다. 그러나 $(r_{im} S_i)$ 는 β_i 와 매우 유사하다. 이는 R_m 의 분산 1단위 대신에 R_m 의 標準偏差 1단위에 대한 $\text{Cov}(R_i, R_m)$ 의 비율인 것이다.

i 번째 企業의 주식수익률의 標準偏差(S_i)는 永久的 期待利益을 企業持分の 期初 市場價值로 나눈 것의 標準偏差로 바꾸어 쓸 수 있다.

$$\sigma(R_i) = \sigma\left(\frac{X_i}{V_i}\right) = \frac{\sigma(X_i)}{V_i} \dots\dots\dots (2-8)$$

분산성의 유일한 원천은 X_i 의 확률적 성질에 기인하기 때문에 $S_{X_i} = \sigma(X_i)$ 로 정의하면 $S_i = S_{X_i} / V_i$ 가 된다. S_{X_i} / V_i 를 S_i 에 대입하면 i 번째 주식지분에 나타난 분산불가능한 危險 $r_{im} S_i$ 는

다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$r_{im}S_i = \frac{r_{im}S_{X_i}}{V_i} \dots\dots\dots (2-9)$$

식 (2-9)를 식 (2-7)에 대입하여 풀면 다음과 같다.

$$E(R_i) = R_F + b\left[\frac{r_{im}S_{X_i}}{V_i}\right] \dots\dots\dots (2-10)$$

식 (2-10)을 식 (2-1)에 대입하여 V_i 에 대하여 풀면 다음과 같다.

$$V_i = \frac{(\bar{X}_i)}{R_F + b\left(\frac{r_{im}S_{X_i}}{V_i}\right)} \quad \text{단; } \bar{X}_i = E(X_i)$$

$$V_i R_F + b r_{im} S_{X_i} = \bar{X}_i$$

$$V_i R_F = \bar{X}_i - b r_{im} S_{X_i}$$

$$V_i = \frac{\bar{X}_i - b r_{im} S_{X_i}}{R_F} \dots\dots\dots (2-11)$$

식 (2-11)의 우변에 분자는 確實性等價收益(certainty equivalent return)으로 해석할 수 있다. 市場 危險 프리미엄 함수의 기울기인 b 는 수익에 관한 분산불가능한 標準偏差의 단위당 한계 요구수익률로 해석할 수 있다. 無危險수익률 R_F 는 시간선호 한계율(marginal rate of time preference)또는 확실성등가수익에 대한 할인률로 해석할 수 있다.

한편 特定企業 持分の 市場價値는 현재 그 企業의 자본비용을 초과하는 수익률을 제공할 미래 투자기회에 의하여 영향을 받을 수 있다. 이 점에 대하여 L-R은 Miller와 Modigliani가 개발한 이론적 모델을 원용하여 모델을 완성하고 있다. 성장부문에 관련된 추가적 가정은 다음과 같다.

① 신규투자는 未來 一定期間에 걸쳐 특정 企業의 期待收益에 대하여 알려진 고정부분에 국한된다.

② 신규투자의 초과수익률은 一定期間에 걸쳐서 동일하며 그 이후 사라진다.

이러한 가정들로부터 L-R모델에 주어진 未來收益 成長의 純現在價值(Gr)는 다음과 같이 표현된다.

$$Gr = [\Delta B_i (\Pi_i - R_i) / R_i (1 + R_i)] T \dots\dots\dots (2-12)$$

여기서 ΔB_i 는 당해년도 企業 i가 신규투자할 것으로 期待되는 금액을, Π_i 는 신규 지분투자에 대한 期待收益率을, R_i 는 지분투자에 대한 요구수익률을, 그리고 T는 成長할 수 있는 특정 연도 수를 나타낸다. 위의 成長모델은 企業의 成長潛在力을 評價함에 있어서 투자자들에게 중요한 것으로 期待되는 세 가지 요소를 포함하고 있다. 첫째, 이 모델은 새로운 투자로 인한 수익이 요구수익률을 초과 ($\Pi_i - R_i$)함을 고려하고 있다. 그리고 이 초과수익률이 有限期間인 T期間 동안 일정하다고 가정한다. 둘째, 이 모델은 成長機會에 새로운 투자금액 (ΔB_i)을 포함시킴으로써 企業이 成長投資機會를 이용하는 정도를 고려하고 있다. 그리고 새로운 투자금액은 계속되는 T期間 동안의 期待收益에 비례한다고 가정한다. 셋째, 이 모델은 기업이 미래의 T期間 동안만 초과수익력을 얻을 투자기회를 가질 것이며 그 이후에는 사라진다고 가정한다.

지금까지 評價모델을 非成長要素와 成長要素로 나누어서 각각 논의해 보았다. 이제 이 두 요소 즉 식 (2-11)과 식 (2-12)를 결합하여 企業價值 評價에 대한 이론적 모델을 구축하면 다음과 같다.

$$V_i = \frac{\bar{X}_i}{R_F} - \frac{br_{im} S_{Xi}}{R_F} + \left[\frac{\Delta B_i (\Pi_i - R_i)}{R_i (1 + R_i)} \right] T \dots\dots\dots (2-13)$$

이 持分評價모델은 불확실성에 기초를 둔 單一期間 資本資產價格決定모델과 T期間에 걸친 확실성에 기초를 둔 成長모델의 결합인 것이다.

Ⅲ. 實證的 研究方法的 設計

3.1 標本企業의 選定과 資料蒐集

본 연구의 목적은 수행하기 위하여 다음 기준에 따라 標本企業을 선정하였다.

- (1) 한국증권거래소에 上場된 企業이어야 한다. 그 이유는 上場企業의 외부감사와 財務諸表資料의 公示가 의무화되어 있으므로 財務諸表에 대한 신뢰성이 높고, 企業價値評價에 관한 資料가 비교적 충실하기 때문이다. 또한 分析期間 동안 계속해서 존속한 企業으로서 財務報告書 및 기타 부수적인 資料가 입수 가능한 企業을 선정했는데 이들 企業들 중 금융, 보험업은 決算일이 상이하기 때문에 제외시켰다.
- (2) 12월31일이 決算企業이어야 한다. 이 기준은 資料의 同質性을 확보하고 거시경제적 요인의 변화로 인한 주가의 영향을 통제하기 위함이다.
- (3) 1978년 이전에 上場된 企業이어야 한다. 이 기준은 變數의 정의에서 총자산의 경우 分析年度 까지 8년간의 資料를 필요로 하기 때문이다. 따라서 85년부터 89년까지 5년간의 橫斷面 分析을 할 경우 1978년 이후의 資料가 필요하다.
- (4) 1981년 12월부터 株價資料를 얻을 수 있는 企業이어야 한다. 이 기준은 個別企業과 市場 포오트폴리오 각각의 수익률간의 相關關係(r_{im})의 계산을 위해서 分析年度를 기준으로 이전 48개월의 株價資料를 필요로 하기 때문이다.
- (5) 分析年度와 分析年度 이전 7년간 계속적으로 利益이 발생되는 企業이어야 한다. 이 기준은 檢證모델에서 純利益을 無危險수익률로 할인하기 때문이다.
- (6) 分析期間동안 管理對象企業에 속한적이 없는 企業과 檢證期間을 전후한 1년 이내에 합병이나 他企業의 취득활동이 없었던 企業이어야 한다. 이 기준은 정상적 企業經營下에서 영업이 이루어진 企業들만을 표본에 포함시키고, 합병이나 企業取得 등으로 인하여 企業의 성격이나 營業환경에 급격한 변화가 일어난 企業들을 표본에서 제거하기 위함이다.

이상과 같은 선정기준에 의하여 추출된 標本企業의 수는 76개 上場會社이다.

이와 같이 선정된 76개사의 표본기업에 대한 필요한 회계자료는 韓國上場會社協議會에서 발간

한 “上場會社 總覽”과 동서경제연구소에서 발간한 “上場企業 財務分析”을 이용하였다. 또한 필요한 收益率 資料는 韓國信用評價의 “신평-KAIST주가 資料體系 Ver.2.0”資料를 이용하였다. 그리고 기타 본 연구에 필요한 資料는 대한증권협회의 公示 資料인 “證券市場紙”와 “證券統計年譜”, “株式”, “證券調查月報” 등의 각 증권관계기관과 증권회사의 간행물로부터 수집하였으며, 資料處理는 퍼스날 컴퓨터 SAS(Statistical Analysis System)패키지를 이용하였다.

3.2 變數의 操作的 定義

實證的 檢證 모델은 相關 變數들의 測定方法에 크게 의존한다. 다시 말하면, 모델에서 사용되는 變數들을 어떻게 조작적으로 정의할 것인가에 따라서 달라질 수 있다. 그래서, 검정모델에 사용되는 각종 變數들의 조작적 정의와 이와 관련된 문제점들을 살펴보기로 한다.

3.2.1 企業價值

從屬變數 V_i/B_i 에서 V_i 는 企業價值(the value of firm's equity)를 나타내며 i 企業의 分析年度 납회일 현재의 발행주식주(신주, 우선주 포함)에 년도말 현재의 終價를 곱하여 계산한 금액이다. 그리고 B_i 는 分析年度末 현재의 대차대조표상의 資產總額이다. 資本市場에서 주가는 쉽게 얻을 수 있으며 발행주식주 역시 쉽게 획득할 수 있다. 따라서 효율적 資本市場의 가정하에서 從屬變數인 企業價值는 誤差없이 測定될 수 있다. 그러나 문제가 되는 것은 주가의 선택시점이다. 주가의 경우 시시각각 달라질 수 있기 때문에 어느 시점의 주가를 선택해야 할 것인가가 문제인 것이다. 이 점에 대하여 몇 가지 선택가능한 시점이 있을 수 있다. 이를테면, 利益公表時點, 年次報告書 公示時點, 事業年度末 등이다.

본 연구에서는 會計情報의 주가 반영 시점을 사업년도말이라고 가정한다¹¹⁾.

시점 선택으로 사업년도말을 지지하는 연구들 중에서 대표적인 것이 Ball과 Brown¹²⁾이다. 그들은 예측하지 않았던 利益 變化가 실제 公示日 이전에 주가에 반영된다고 주장하고 있다. 특히

11) Litzenger와 Rao(1971), Dukes(1976), Foster(1977), Daley(1984), Chung(1985) 등도 그들의 연구에서 사업년도말 기준을 사용하고 있다.

12) R. Ball and P. Brown, *Op. cit.*, pp.159-178.

그들은 報告된 利益에 포함된 會計情報 중에서 약 10%내지 15%만이 期待하지 않았던 것임을 보여주고 있다. 財務諸表 公示 시점까지 기다릴 경우 1/4분기 情報의 누설과 이 추가적인 情報가 주가에 반영될 가능성이 주가 선택시점을 사업년도말로 정하는 또 다른 이유가 될 수 있다. 그러나 우리나라 證券市場에서는 12월 31일 거래가 없기 때문에 납회일의 종가로 한다.

3.2.2 賣出 總利益(Gross Margin)

獨立變數 GH_i 는 賣出總利益을 나타내는 變數로서 이론적으로 매출액에서 매출원가를 차감한 것이나 여기에서는 총자산의 帳簿價值(B_i)에 대한 매출총이익(GM_i)의 비율로서 다음과 같이 정의한다.

$$GH_i = \left[\sum_{t=6}^t (GM_{it}/B_{it-1}) \right] / 7 \dots\dots\dots (3-1)$$

위의 모델중 B_{it-1} 에서 $t-1$ 은 期初帳簿價值를 나타낸다. 이 모델에서 7년간의 평균치를 사용한 것은 임의적이지만 연도를 2-3년 늘이거나 줄여도 결과에 커다란 영향은 없었다. 단기 期間이 길수록 근소한 차이를 통계치가 좋아질 뿐이다. 따라서 既存研究와 비교 목적상 7년간의 평균치를 사용하였다.

3.2.3 營業利益(Operating Income)

獨立變數 OH_i 는 營業利益을 나타내는 變數이다. 이는 총자산의 帳簿價值(B_i)에 대한 營業利益(OP_i)의 비율로서 다음과 같이 정의한다.

$$OH_i = \left[\sum_{t=6}^t (OP_{it}/B_{it-1}) \right] / 7 \dots\dots\dots (3-2)$$

위 모델에서 OP_{it} 는 i 企業의 t 년도의 營業利益이며, 7년간의 평균치를 사용한 것이다.

3.2.4 經常利益(Ordinary Income)

獨立變數 RH_i 는 經常利益을 나타내는 變數이다. 이는 총자산의 帳簿價值(B_i)에 대한 經常利益(Od_i)의 비율로서 다음과 같이 정의한다.

$$RH_i = \left[\sum_{t=6}^t (Od_{it}/B_{it-1}) \right] / 7 \dots\dots\dots (3-3)$$

위의 모델에서 Od_{it} 는 i 기업의 t 년도 經常利益을 나타내며, B_{it-1} 에서 $t-1$ 은 期初帳簿價值를 나타낸다. 7년간의 평균치를 사용한 것은 앞서와 같다.

3.2.5 稅前利益(Income Before Income Taxes)

獨立變數 H_i 는 稅前利益을 나타내는 變數로서 財務諸表上에서는 經常利益에서 법인세를 차감한 項目으로서 公示가 되는데, 여기서는 총자산의 帳簿價值(B_i)에 대한 稅前利益(IBT_i)의 비율로서 다음과 같이 정의한다.

$$H_i = \left[\sum_{t=6}^t (IBT_{it}/B_{it-1}) \right] / 7 \dots\dots\dots (3-4)$$

위의 모델은 L-R모델 및 Bowen모델과 일치한다. B_{it-1} 에서 $t-1$ 은 총자산의 期初 帳簿價值를 나타낸다. 또한 이 모델에서도 편의상 7년간의 평균치를 사용하였다.

3.2.6 當期純利益(Net Income)

獨立變數 H'_i 는 當期純利益을 나타내는 變數이다. 이는 총자산의 帳簿價值(B_i)에 대한 當期純利益(N_i)의 비율로서 다음과 같이 정의한다.

$$H'_i = \left[\sum_{t=6}^t (N_{it}/B_{it-1}) \right] / 7 \dots\dots\dots (3-5)$$

위의 모델은 L-R모델과 동일하다. 그리고 N_{it} 는 i 기업의 t 기에 있어서의 當期純利益을 나타내며, B_{it-1} 에서 $t-1$ 은 마찬가지로 i 기업의 기초 총자산의 帳簿價値를 나타내며, 역시 7년간 평균하였다.

3.2.7 危險

獨立變數 SH_i 는 危險을 나타내는 變數로서 企業의 수익률과 市場 포트폴리오 수익률과의 相關關係(r_{im})와 類型別 會計利益비율의 標準偏差(S_{xi})를 곱한 것으로서 다음과 같이 정의한다.

$$SH_i = r_{im}S_{xi} \dots\dots\dots (3-6)$$

여기서

$$r_{im} = COV(R_i, R_m) / \sigma(R_i)\sigma(R_m) \dots\dots\dots (3-7)$$

$$S_{xi} = \left[\sum_{t=6}^t (A_{it}/B_{it-1} - t_i)^2 / 7 \right]^{1/2} \dots\dots\dots (3-8)$$

여기에서 A_{it} 는 類型別 會計利益 즉, GM_{it} , OP_{it} , Od_{it} , IBT_{it} , N_{it} 를 나타내며, t_i 는 유형별 회계이익의 평균 및 기대치를 나타낸다. 그리고 相關係數(r_{im})는 分析年度末을 기준으로 그 이전 48개월 간의 개별 企業의 월별주가수익률(R_i)과 市場 포트폴리오의 월별 주가수익률(R_m)을 이용하여 계산한다. 均衡市場에서 無危險收益率(R_F)과 분산 불가능한 危險 單位當 危險 프리미엄(risk Premium:b)는 모든 企業이 동일한 것으로 期待된다. Litzenberger와 Rao는 전 기업의 모든 企業은 相關關係(r_{im})가 거의 일치한다고 가정하고 危險을 나타내는 獨立變數로서 총자산의 帳簿價値에 대한 利益比率의 標準偏差를 사용하였다. 그러나 본 연구에서는 標本企業에 10개의 산업이 포함되었기 때문에 Litenberger와 Rao같은 가정은 너무 강하다. 그런데

Bowen은 전기산업에서조차도 個別企業의 수익률과 市場 포오트폴리오 수익률과의 相關關係와 個別企業에 대한 體系的 危險(β)을 포함하는 모델이 이론적·통계적 기준에 비추어 보아 體系的 危險이 같다고 가정하는 모델보다 더 나쁜 결과를 초래한다는 사실을 발견하였다¹³⁾. 이와 같은 문제는 진실한 危險은 비교적 일정한 반면에 짧은 期間의 資料를 기초로 相關係數와 體系的 危險을 추정함으로써 발생하는 測定誤差는 증가되기 때문일 것이다.

3.2.8 成長

成長變數는 이론적 모델의 非成長 부분의 불확실성 및 單一期間 가정과는 대조적으로 확실성의 가정과 多重期間 가정(multi-period assumption)에 기초하고 있다¹⁴⁾. 이와 같이 가정 자체에 문제가 있기 때문에 實證的 검정 모델에서 成長 變數를 조작적으로 정의한다는 것은 대단히 어려운 문제이다.

Litzenberger와 Rao, Bowen(1981), Chung(1985)등은 가능한 成長變數로서 7년간의 총자산의 평균 증가액을 사용하였으며, Miller와 Modigliani(1966) Dukes(1974)등은 5년간의 총자산 평균증가액을 각각 관찰 가능한 成長變數로 사용하였다.

본 연구에서 成長變數(G_t)를 다음과 같이 정의한다.

$$G_t = (1/7)[(B_{it} - B_{it-7}) / B_{it-7}] \dots\dots\dots (3-9)$$

여기에서 B_{it} 는 i 企業의 t 기의 자산총액을 나타낸다. 식 (3-9)와 같은 조작적 정의는 Dukes(1974)의 그것과 동일하며, Foster(1977), Daley(1984) 등과도 유사하다. 단, 그들은 4년간의 평균치를 사용한 것이 다르다.

13) R. M. Bowen(1981), *Op. Cit.*, p.9. footnote 11.
 14) M. H. Miller and Modigliani(1966), *Op. Cit.*, p.343.

3.3 모델의 設定

3.3.1 實證的 檢證 모델

企業價值 評價에 대한 類型別 會計利益의 영향을 검토하기 위하여 식 (2-13)을 검토하기로 한다. 식 (2-3)에 있어서 가장 중요한 說明變數는 지분에 대한 期待利益, 즉 \bar{X}_i 로서 이는 현재 소유하고 있는 자산에 의하여 영구연금의 형태로 확보되어지는 것이다. Miller와 Modigliani는 이러한 “영구적 利益” 또는 “진실하지만 관찰 불가능한 期待利益”은 企業이 현재 보유하고 있는 자산에 관하여 未來 長期間의 稅後收益力에 대한 市場의 期待를 나타낸다고 하였다¹⁵⁾. 이 變數는 期待值이기 때문에 직접 관찰할 수 없다. 그러나 企業의 公표된 財務諸表로부터 근사치를 얻을 수 있다. 公표된 財務諸表에 나타난 當期純利益이란 오류가 포함된 永久的 利益 또는 眞實期待利益으로 볼 수 있는 것이다. 즉 永久的 利益과 會計上 利益은 아래와 같이 표현 될 수 있다.

$$X_i = \bar{X}_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots (3-10)$$

여기서 X_i 는 企業 i의 公표된 會計利益, \bar{X}_i 는 기업 i가 현재 보유하고 있는 자산에 대한 永久的 利益, ε_i 는 測定誤差를 나타낸다. 식 (3-10)을 식 (2-13)의 \bar{X}_i 대신에 대입하면 다음 등식을 얻는다.

$$V_i = \frac{X_i}{R_F} - \frac{br_{im}S_{Xi}}{R_F} + \left[\frac{\Delta B_i(I_i - R_i)}{R_i(1 + R_i)} \right] T - \frac{\varepsilon_i}{R_F} \dots\dots\dots (3-11)$$

식 (3-11)을 檢證하기 위해서 回歸方程式으로 전환하기로 한다. 이론적 모델인 식 (3-11)에서 無危險 수익률 R_F 와 분산불가능한 標準偏差 단위당 한계요구수익률 b 는 모든 企業에 동일하며, 分析을 단순화하기 위하여 成長變數의 구성요소 중 ΔB_i 를 제외한 다른 요인들은 모든 企業에 동일하다고 가정한다. 이러한 가정하에 이론적 모델인 식 (3-11)으로부터 다음과 같은 回歸方程式을 유도할 수 있다.

$$V_i = \gamma_1 X_i + \gamma_2 r_{im} S_{Xi} + \gamma_3 \Delta B_i + u_i \dots\dots\dots (3-12)$$

식 (3-12)에서 ΔB_i 는 총자산의 증가분, u_i 는 誤差項을 나타낸다.

γ_1 는 주식의 市場價值에 내재하는 時間選好限界率로서 그 역수는 無危險收益率로 해석되며, 回歸係數의 값은 正(+)의 값을 가질 것이다.

γ_2 는 企業의 危險 프리미엄(risk premium)을 나타내며, 資本市場이 危險回避的(risk averse)이라고 가정했기 때문에 回歸係數의 값은 음(-)의 값을 가질 것이다.

γ_3 는 $[(R_i - R_f) / R_i(1 + R_i)] T$ 를 나타내며, 成長變數를 구성하는 요소 중 ΔB_i 를 제외한 다른 모든 요인들이 모든 산업의 모든 企業에 걸쳐 동일하다고 가정했다. 또한 실증분석의 결과 나온 回歸係數는 신규투자의 효과가 지속되리라고 여기는 기간에 $[(R_i - R_f) / R_i(1 + R_i)]$ 를 곱한 것만큼 기업가치가 상승하는 것을 나타내리라고 예상된다. 그리고 成長을 전제로 했기 때문에 回歸係數는 正(+)의 값을 가질 것이다.

構造的 回歸모델(structural regression model)에서 誤差項의 분산은 企業규모에 비례하는 경향이 있다. 따라서 규모의 효과와 異分散性의 문제를 최소화하기 위하여 回歸方程式(3-12)의 양변을 총자산의 帳簿價值(B)로 變數를 변환하여 誤差項을 同分散化 하면 다음과 같다¹⁶⁾.

$$V_i/B_i = \gamma_1 X_i/B_i + \gamma_2 r_{im} S_{Xi}/B_i + \gamma_3 \Delta B_i/B_i + u_i/B_i \dots\dots\dots (3-13)$$

會計利益이 企業의 市場價值評價에 미치는 효과를 검증하기 위한 回歸方程式 (3-13)에서 X_i/B_i 는 企業持分の 장부가치에 대한 類型別 會計利益의 비율이며 이를 간단히 Q_i 라고 쓰기로 한다. Q_i 는 變數의 조작적 정의에서 언급한 바와 마찬가지로 GH_i, RH_i, H_i, H_i 를 포함하고 있다. $r_{im} S_{Xi}/B_i$ 는 企業持分の 장부가치에 대한 企業收益率의 표준편차와 개별기업의 주식과 시장 포트폴리오 각각의 수익률간의 相關係數를 곱한 값의 비율로서 SH_i 로 쓰기로 한다. 그리고 U_i/B_i 는 W_i 로 표시하기로 하고 모든 企業에 대하여 W_i 의 分散이 일정하다고 가정한다. 이상과 같은 새로운 정의와 가정하에서 回歸方程式 (3-13)을 바꾸어 쓰면 다음과 같이 된다.

$$V_i/B_i = \gamma_1 Q_i + \gamma_2 SH_i + \gamma_4 Gr + W_i \dots\dots\dots (3-14)$$

16) 선행연구에서 디플레이터로 사용한 것은 총자산의 장부가치 외에 자기 지분의 장부가치, 총자산의 대치원가, 매출액, 보통주 지분의 장부가치 등이 있다.

回歸方程式 (3-14)은 會計利益이 企業價值評價에 미치는 효과를 檢證하기 위한 실증적 檢證 모델이다.

3.4 假說의 設定

企業財務情報시스템에서 利益의 중심적 역할을 고려할 때, 財務分析家들은 企業의 미래성과에 대한 그들의 신념을 거의 대부분 利益 예측에 의존하며, 경영자 보상은 일반적으로 利益과 관련된 測定值의 변화에 의해서 결정된다.

Ball과 Brown(1968) 및 Beaver(1968) 이후 투자자에 대한 회계이익의 有用性에 관한 評價는 實證的 會計研究에서 대단히 중요한 연구영역이 되어왔다. 會計利益의 有用性은 財務情報의 이용자 뿐만 아니라 會計研究者, 會計實務者, 會計規制者 등에서 중요한 관심사인 것이다. 會計利益은 財務報告가 제공하는 가장 중요한 情報 項目이라고 널리 인식되어 왔다.

또한 대부분 평가모델에서는 기업가치(주가수준)를 從屬變數로, 會計利益水準과 기타 會計情報를 獨立變數로 하여 企業價值와 會計情報의 관계를 관찰하고자 함은 이미 앞장에서 논술한 바 있다.

따라서 본 연구에서는 類型別 會計利益情報가 企業價值評價에 영향을 미치는지에 대한 實證的 檢證을 통하여 결과를 얻고자 함에 있으므로 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1: 類型別 會計利益은 모두 企業價值評價에 正(+)의 영향을 미친다.

$$H_0 : \gamma_1 \leq 0$$

$$H_0 : \gamma_1 > 0$$

가설 2: 會計利益중 當期純利益이 企業價值評價에 가장 좋은 說明力을 갖는다.

$$H_1 : \text{類型別會計利益에 대한 情報效果는 차이가 있다.}$$

IV. 實證的 分析結果와 檢討

4.1 分散分析(ANOVA)

표본기업의 경영활동과 영업성적을 표시하고 있는 財務諸表에 나타난 類型別 會計利益이 企業價值評價에 어떠한 영향을 미치는가와 會計利益情報중 어느 會計利益이 企業價值를 評價하는 데 가장 좋은 說明力(R^2)을 가지고 있는가에 대한 檢證모델을 분석하기 전에 檢證모델 내의 變數들 사이에 産業效果의 존재를 알아보기 위해서 分散分析을 하였다.

分散分析에서 歸無假說은 10개의 産業이 동일한 모집단으로부터 표집되었다는 것을 의미한다. 이는 곧 檢證모델의 變數에 産業效果가 존재하지 않음을 뜻한다.

企業價值(從屬變數)와 類型別 會計利益, 成長(獨立變數)등을 年度별로 분산분석하였고, 또한 풀링하여 分析하였다.

첫째, 從屬變數인 기업가치와 獨立變數인 會計利益變數들에 대한 분산분석결과는 5개 年度 모두 F값이 통계적으로 매우 유의함으로 歸無假說이 棄却된다. 이는 企業價值와 會計利益變數에 대한 5개 年度 동안 모두 産業效果가 존재하는 것으로 推定된다.

둘째, 시계열의 각 企業을 5개 年度 동안 합하여 자료의 수를 증가시킨 풀링(pooling)자료에 대한 分散分析 結果는 모든 變數의 F값이 통계적으로 매우 유의함으로 歸無假說이 棄却된다. 즉, 풀링자료의 경우 年度효과가 존재하는 것으로 推定된다. 분산분석의 결과를 살펴보면 <표 4-1>과 같다.

이상과 같은 分散分析의 結果는 從屬變數와 獨立變數 모두에 産業效果가 존재함을 보여주고 있다. 이것은 檢證結果가 産業간의 차이로 인하여 유의적인 영향을 받을 가능성이 있음을 뜻한다. 또한 풀링 자료에서도 從屬變數 및 獨立變數가 年度의 차이로 인하여 유의적인 영향을 받을 가능성이 있음을 알 수 있다.

<표 4-1> 分散分析

變數	統計量	1985	1986	1987	1988	1989	플링
企業價值	F값	5.07	4.64	2.64	3.84	5.13	7.48
	P값	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
賣出總利益	F값	4.92	5.04	5.66	6.52	7.04	30.25
	P값	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
營業利益	F값	3.83	4.47	5.79	7.41	7.08	24.39
	P값	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
經常利益	F값	2.73	3.07	3.35	4.31	4.68	15.08
	P값	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
稅前利益	F값	3.31	3.29	3.43	4.11	4.43	16.33
	P값	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
當期純利益	F값	3.00	2.63	2.63	3.33	3.63	12.47
	P값	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00
成長	F값	1.43	1.73	1.95	2.52	2.20	6.75
	P값	0.19	0.09	0.06	0.01	0.03	0.00

4.2 回歸모델의 檢證結果

4.2.1 假說의 檢證

假說檢證을 위해서 조작적 정의를 중심으로 檢證모델을 정리하면 다음과 같다.

$$\text{모델 M1 : } V_i / B_i = \gamma_1 GH_i + \gamma_2 SH_i + \gamma_3 Gr + U_i$$

$$\text{모델 M2 : } V_i / B_i = \gamma_1 RH_i + \gamma_2 SH_i + \gamma_3 Gr + U_i$$

$$\text{모델 M3 : } V_i / B_i = \gamma_1 OH_i + \gamma_2 SH_i + \gamma_3 Gr + U_i$$

$$\text{모델 M4 : } V_i / B_i = \gamma_1 H_i + \gamma_2 SH_i + \gamma_3 Gr + U_i$$

$$\text{모델 M5 : } V_i / B_i = \gamma_1 H_i + \gamma_2 SH_i + \gamma_3 Gr + U_i$$

M1 모델에서 γ_1 의 逆數로 부터 推定된 無危險收益率은 실제의 無危險收益率과는 너무나 큰

차이를 보일 뿐만 아니라 현실적으로 無危險收益率이라고 해석할 수 없다(지면관계상 표는 생략하였음). 따라서 M1의 모델은 그 타당성을 인정할 수 없다. 그러나 모델 M2, M3, M4, M5에서 回歸係數의 逆數로 부터 推定된 無危險收益率은 실제의 無危險收益率에 어느 정도 접근하는 점으로 보아 실증적 모델의 타당성이 인정된다. 실증적 모델이 타당하다는 조건하에서 假說 1은 실증적 檢證모델의 回歸係數에 의하여 다음과 같이 정의하고 檢證하기로 한다.

$$H_0 : \gamma_1 \leq 0$$

$$H_1 : \gamma_1 > 0$$

모델 M2, M3, M4, M5를 이용하여 企業價值 評價에 대한 會計利益의 영향을 推定한 結果 <표 4-6>, <표 4-7>, <표 4-8>, <표 4-9>와 같다.

<표 4-6> 모델 M2에 의한 回歸係數의 推定結果

變 數	回 歸 係 數	期 待 符 號	年 度				
			1985	1986	1987	1988	1989
	截片		-0.02	0.03	0.10	0.37	0.40
營業利益	γ_1	+	1.15 (4.45)***	1.07 (2.73)***	1.23 (2.69)***	0.55 (0.64)	0.78 (0.98)
危 險	γ_2	-	-0.05 (-0.12)	-0.53 (-0.71)	0.54 (0.55)	0.74 (0.76)	-0.81 (-0.83)
成 長	γ_3	+	0.14 (1.52)	0.58 (2.57)***	0.90 (2.97)***	0.04 (0.60)	1.32 (1.91)*

주: 1. ()속의 수치는 t값을 나타낸다.
 2. *는 $P < 0.1$, **는 $P < 0.05$, ***는 $P < 0.01$

모델 M2의 경우 <표 4-6>에서 보는 바와 같이 1985-1987년과 1989년의 경우 1% 有意水準에서 각각 歸無假說이 棄却되었으나 1988년에는 P값이 개선되지 못하고 있다. 이는 곧 1985년-1987년과 1989년에는 企業價值評價에 있어서 營業利益이 正(+)의 영향을 미치고 있음을 의미한다.

모델 M3의 경우 <표 4-7>에서 보는 바와 같이 1985년-1987年度에는 1% 有意水準에서 그리고 1989년도에는 10% 有意水準에서 각각 歸無假說이 棄却되었다. 이와 같은 사실은 企業價值

評價에 있어서 經常利益이 正(+)의 영향을 미치고 있음을 의미한다.

<표 4-7> 모델 M3에 의한 回歸係數의 推定結果

變數	回歸係數	期待符號	年 度				
			1985	1986	1987	1988	1989
	截片		0.06	0.10	0.16	0.32	0.39
經常利益	γ_1	+	1.81 (6.93)***	2.11 (4.62)***	1.92 (3.31)***	0.86 (0.83)	1.78 (1.75)*
危 險	γ_2	-	1.94 (-3.02)***	-3.18 (-2.67)***	0.15 (0.08)	7.00 (1.99)**	-0.54 (-0.13)
成 長	γ_3	+	0.07 (0.75)	0.31 (1.47)	0.63 (2.23)**	-0.33 (-0.47)	0.52 (0.63)

주: 1. ()속의 수치는 t값을 나타낸다.

2. *는 $P < 0.1$, **는 $P < 0.05$, ***는 $P < 0.01$

모델 M4의 경우는 <표 4-8>에서 보는 바와 같이 1988년은 10%, 그이외의 4개년도 즉 1985-1987년도와 1989년도에는 1%의 유의수준에서 각각 귀무가설이 기각되었다. 企業價值 評價에 있어서 稅前利益이 正(+)의 영향을 미치고 있음을 의미한다.

<표 4-8> 모델 M4에 의한 回歸係數의 推定結果

變數	回歸係數	期待符號	年 度				
			1985	1986	1987	1988	1989
	截片		0.06	0.10	0.17	0.34	0.38
稅前利益	γ_1	+	1.87 (6.39)***	2.31 (4.53)***	2.70 (4.21)***	1.95 (1.63)*	3.09 (2.80)***
危 險	γ_2	-	-1.39 (-2.84)***	-2.45 (-2.85)***	-1.67 (-1.37)	1.01 (0.40)	-3.53 (-1.43)
成 長	γ_3	+	0.10 (1.07)	0.38 (1.79)*	0.65 (2.38)**	-0.20 (-0.28)	0.75 (0.94)

주: 1. ()속의 수치는 t값을 나타낸다.

2. *는 $P < 0.1$, **는 $P < 0.05$, ***는 $P < 0.01$

M5의 경우는 <표 4-8>에서와 마찬가지로 <표 4-9>를 살펴보면 1988년은 10%, 1985년-1987년도와 1985년도에 1%의유의수준에서 각각 歸無假說을 棄却시키고 對立假說을 채택하였다.

<표 4-9> 모델 M5에 의한 回歸係數의 推定結果

變數	回 歸 係 數	期 待 符 號	年 度				
			1985	1986	1987	1988	1989
	截片		0.05 (3.41)***	0.09 (3.75)***	0.15 (5.46)***	0.29 (5.28)***	0.35 (6.81)***
當期純利益	γ_1	+	3.43 (6.65)***	4.45 (5.01)***	4.76 (4.24)***	3.69 (1.85)*	5.67 (3.07)***
危 險	γ_2	-	-2.56 (1.03)	-4.29 (1.46)	-1.86 (2.10)**	4.42 (-0.83)	-3.94 (0.43)
成 長	γ_3	+	0.09 (1.03)	0.30 (1.46)	0.57 (2.10)**	-0.57 (-0.83)	0.34 (0.43)

주: 1. ()속의 수치는 t값을 나타낸다.
 2. *는 $P < 0.1$, **는 $P < 0.05$, ***는 $P < 0.01$

이는 곧 企業價值 評價에 있어서 當期純利益이 正(+)의 영향을 미치고 있음을 의미하며, 나아가 투자자들이 企業價值를 評價함에 있어서 會計利益을 유용한 會計情報로 인식되고 있음을 뜻한다. 다만 <표 4-6>, <표 4-7>에서의 危險變數符號가 1987년과 1988년에 기대부호와 일치하지 않는 것과 <표 4-8>, <표 4-9>에서 危險, 成長變數의 부호가 기대부호와 일치하지 않는 것은 앞으로 언급한 바와 마찬가지로 87년 이후 우리나라 증권시장의 과열과 국민주 보급으로 인한 증권인구의 확산, 올림픽 이후의 호황 등으로 인한 危險選好的인 증권시장 환경요인 탓으로 해석 할 수 있을 것이다. 그리고 推定結果에서 나타난 바와 같이 推定值의 크기와 모델의 說明力, 유의성 등이 각 年度 별로 차이를 보이고 있다. 이와 같은 문제는 分散分析에서 나타난 產業效果에 기인한 것으로 생각된다. 또한 다중공선성 분석에서 고유치, 상태지수, 분산확대인자등의 수치는 정상이나 각 모델이 분석기간에서 영업이익, 경상이익, 세전이익, 순이익과 성장변수에 대한 분산분할비율 0.5이상인 것으로 보아 다중공선성의 문제가 다소 존재함을 알 수 있었다.

假說2 즉, '會計利益 중 當期純利益이 企業價值評價에 가장 좋은 說明力을 갖는다' 라는 假說 檢證을 위하여 모델 M2, M3, M4, M5등 실증적 檢證 모델에 의한 決定係數(R^2)를 推定한 結果

는 <표 4-10>과 같다.

推定된 回歸方程式을 어느 정도 신뢰할 수 있으며, 주어진 자료들을 어느 정도 잘 說明하여 주는가와 또한 推定된 回歸方程式을 사용하여 說明變數들의 값에서 從屬變數를 예측할 때 어느 정도 精確한가를 검토하고자 할 때, 즉 推定된 回歸 方程式의 精度를 측정하는 방법으로 흔히 사용하는 것이 決定係數(coefficent of determination) R^2 이다. R^2 의 값이 1에 가까운 값을 가지면 推定된 回歸식이 관찰점을 잘 說明해 주고 있으며, R^2 의 값이 0에 가까운 작은 값을 갖게 되면 그와 같은 回歸式을 推定하게 되는 의의는 거의 없다고 보아야 할 것이다.

따라서 <표 4-10>에서 보는 바와 마찬가지로 M1모델에 있어서 營業利益의 年度別 決定係數가 다른 모델의 會計利益變數 보다 상대적으로 낮은 것을 알 수 있다. 한편 經常利益, 稅前利益, 當期純利益 變數의 決定係數는 거의 비슷한 수치를 보여주고 있다.

<표 4-10> 決定係數(R^2)의 推定結果

變 數	1985	1986	1987	1988	1989
營 業 利 益	0.34	0.25	0.32	0.04	0.07
經 常 利 益	0.42	0.36	0.40	0.10	0.10
稅 前 利 益	0.46	0.35	0.43	0.13	0.14
當 期 純 利 益	0.47	0.38	0.44	0.16	0.17

그러나 엄밀히 보면 1985年度에는 M3모델에서 經常利益變數의 決定變數가 높으나 그 이외의 4개年度 즉 1986-1987년도에는 M5모델에서 當期純利益의 決定係數가 가장 높은 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 결과는 곧 企業價值評價에 있어서 類型別 會計利益情報중 當期純利益이 說明力이 가장 좋다는 것을 의미한다. 그러나 1988년과 1989년의 決定係數가 상대적으로 낮다는 것을 의미한다. 그러나 1988년과 1989년의 決定係數가 상대적으로 낮다는 것은 앞에서 언급한 것과 마찬가지로 기업의 市場價值를 評價함에 있어서 會計利益情報 보다는 거시경제적 요인과 증권시장의 과열로 인한 비정상적 外的要因이 작용한 것으로 생각된다.

産業效果를 통제하기 위하여 9개의 産業 더미變數를 獨立變數로 모델 M2, M3, M4, M5등에 도입하여 SAS패키지의 變數선택법 중 RSQUARE回歸分析法을 이용하여 回歸係數를 推定한 結

菓를 검토하면 다음과 같다(분석표는 생략함).

모델 M2에 산업더미변수를 도입한 분석결과를 살펴보면 1985년에는 조립금속제품 및 기계장비 제조업(I7)과 종합건설(I8)이 유의적 변수로 선택되었으며, 決定係數를 0.34에서 0.54로 증가시키고 있으며, 1986년에는 더미변수 I7과 I8이 유의적인 變數로 선택되었으며 決定係數도 0.25에서 0.44로 증가되었을 뿐 아니라 成長變數의 p값도 개선되었다. 그러나 1987年度에는 더미변수(I7)만이 유의적인 變數로 선택되었으며, 決定係數는 0.32에서 0.37로 증가되었다. 한편 1988年度에는 음식료품 제조업(I1)이 유의적인 더미變數로 선택되었으며, 決定係數는 0.04에서 0.13으로 증가되었다. 또한 1989年度에는 더미변수 I7이 유의적인 變數로 선택되었으며, 決定係數는 0.07에서 0.19로 증가되었다. 그러나 營業利益 變數의 p값은 유의적이지 못하므로 歸無假說을 棄却할 수 없었다.

모델에서 M3에 산업더미변수를 도입한 분석결과를 살펴보면 1985年度에는 더미변수 I7이 유의적인 變數로 선택되었고, 1986年度에는 더미변수 I7과 I8이 유의적인 변수로 선택되어, 決定係數의 값도 증가 시켰다. 한편, 1987년에는 더미변수 I7이 유의적인 變數로 선택되었으나 決定係數가 큰 차이의 증가를 보이지 않고 있으며, 1988年度에는 더미변수 I1(식료품 제조업)이 유의적인 變數로 선택되어 決定係數도 0.13에서 0.26으로 증가하고 있으나 經常利益 變數의 p값이 개선되지 못하여 유의적이지 못했다. 1989년에는 더미변수 I1과 I7이 유의적인 變數로 선택되었으며, 決定係數도 0.10에서 0.31로 크게 증가하고 있으나 危險과 成長 變數의 p값은 유의적이지 못하였다.

모델 M4에 산업더미변수를 도입한 분석결과를 살펴보면 1985년, 1986년, 1987년 등 3개年度에는 더미변수 I7이 유의적인 변수로 선택되었으며, 決定係數의 값도 각각 증가하고 있으나 1986년의 成長變數의 p값은 개선되지 못하여 유의적이지 못하였다. 1988年度와 1989年度는 더미변수 I1이 유의적인 變數로 선택되었으며, 決定係數의 값도 증가하고 있으나 1988년의 稅前利益 變數에 대한 p값이 개선되지 못하여 유의적이지 못하였다.

모델 M5에 산업더미변수를 도입한 분석결과를 살펴보면 M4모델에 산업더미변수를 도입한 모델과 마찬가지로 1985-1987년 등 3개年度에는 더미변수 I7이 유의적인 變數로 선택되었으며, 決定係數도 0.47, 0.38, 0.44에서 0.56, 0.51, 0.48등으로 각각 증가되었으나 1985년과 1986년의 成長變數의 p값은 개선되지 못하여 유의적이지 못했다. 1988년과 1989년도에는 더미변수 I1이 유

의적인 변수로 선택되었으며, 決定係數도 증가하였으나 1988年度の 純利益 變數에 대한 p값이 유의적이지 못하여 歸無假說을 棄却할 수 없었다.

5년간의 자료를 풀링했을 경우 M2, M3, M4, M5모델에 의한 回歸係數의 推定結果는 <표 4-11>과 같다. 표 4-11의 분석결과를 살펴보면 M2모델을 제외한 M3, M4, M5의 모델에서 1%의 有意水準에서 귀무가설이 기각되었다.

<표 4-11> Pooling을 이용한 回歸係數의 推定結果

變數名	回歸係數	期待符號	M2 모델	M3 모델	M4 모델	M5 모델
	截片		0.30	0.25	0.25	0.22
營業利益	γ^1	+	0.27 (0.78)	.	.	.
經常利益	γ^1	+	.	2.68 (6.67)***	.	.
稅前利益	γ^1	+	.	.	3.29 (7.35)***	.
純利益	γ^1	+	.	.	.	4.54 (8.43)***
危險	γ^2	-	-0.33 (-0.65)	-3.94 (-3.38)***	-3.89 (-4.71)***	-4.13 (-3.98)***
成長	γ^3	+	0.03 (0.17)	-0.34 (-1.83)*	-0.23 (-1.26)	-0.31 (-1.898)*

주: 1. ()속의 수치는 t값을 나타낸다.
 2. *는 P<0.1, **는 P<0.05, ***는 P<0.01

4.3 檢證結果의 檢討

이상의 檢證結果의 분석으로부터 假說 檢證을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 모델 M2의 경우 1985년과 1986년, 1987년의 경우 1%의 有意水準에서 歸無假說을 각각 棄却할 수 있었으나, 1988년과 1989年度에는 p값이 높아져서 歸無假說을 棄却할 수 없었다.

둘째, 모델 M3의 경우 1985년, 1986년, 1987년 등의 경우에는 1%의 有意水準에서 歸無假說을

棄却할 수 있었으나 1988年度에는 棄却 할 수 없었다.

셋째, 모델 M4의 경우 1988年度를 제외한 4개年度 즉 1985년, 1986년, 1987년, 1989年度에는 1%의 有意水準에서 歸無假說을 각각 棄却할 수 있었다. 1988년에는 10%의 有意水準에서 歸無假說이 棄却 되었다.

넷째, 모델 M5의 경우 모델 M4의 경우와 마찬가지로 1985년, 1986년, 1987년, 1989년 등 4개年度는 1%의 有意水準에서 歸無假說이 棄却 되었고 1988년에는 10%의 有意水準에서 歸無假說이 棄却 되었다. 그러나 1988년과 1989년의 危險, 成長變數에 대한 부호가 기대부호와 일치하지 않고 있다.

다섯째, 모델 M2에 산업더미변수를 도입한 경우 1985년과 1987년에는 1%의 有意水準에서, 1986년에는 5%의 有意水準에서 歸無假說이 棄却 되었다. 1988년과 1989년의 경우에는 歸無假說을 棄却할 수 없었다.

여섯째, 모델 M3에 산업더미변수를 도입한 경우 1988년을 제외한 4개年度에서 歸無假說을 棄却시키고 있다. 그러나 1988年度에는 그렇지 못하다.

일곱째, 모델 M4D의 경우 1985년, 1986년, 1987年度에는 1%의 有意水準에서 歸無假說을 棄却시키고 있다. 1989年度에는 5%의 有意水準에서 棄却시키고 있었으나, 1988年度에는 그렇지 못하다.

여덟째, 모델 M5에 산업더미변수를 도입한 경우 1988年度를 제외한 1985년, 1986년, 1987년, 1989年度에는 1%의 有意水準에서 歸無假說을 棄却시키지 못하고 있다. 그러나 1988년도에는 P값이 높아 유의성이 적어 귀무가설을 기각시키지 못하고 있다.

따라서 賣出總利益을 제외한 會計利益은 企業價值評價에 있어서 正의 영향을 미치고 있으며 1988年度의 경우에는 거시경제적 요인과 증권시장의 과열로 인한 투기현상의 요인으로 유형별 회계이익이 기업가치 평가에 正의 영향을 미친다는 결과를 뒷받침 못하고 있는 것으로 분석되고 있다.

또한 企業價值에 대한 유형별 회계이익의 說明力에 있어서도 營業利益變數를 제외한 經常利益, 稅前利益, 純利益 變數의 R^2 가 거의 비슷하나 5개年度 통합(Pooling) 했을 경우는 經常利益 보다는 當期純利益이 6% 높은 說明力을 가지고 있다.

V. 結 論

本 研究는 證券市場에 기초를 둔 會計研究의 대체적 方法인 評價接近法에 따르고 있다. 評價接近法에 의한 評價모델을 도입함으로써 우리나라 上場企業의 재무제표에 공시된 類型別 會計利益과 證券價格의 관계에 관한 證據를 제공하는 데 있다. 이 證據는 구체적으로 유형별 會計利益이 企業價值評價에 正(+)의 영향을 미치는지 여부와 어느 會計利益이 企業價值評價에 說明力이 높은지 여부를 檢證하는 것이다. 이러한 研究目的을 달성하기 위하여 Miller와 Modigliani의 評價모델과 資本資產價格決定모델을 통합한 Litzenberger와 Rao의 持分評價모델을 검토하고 도입하였다. 이 모델을 적용하기 위하여 M—M모델에서 부터 이론적 논리를 전개하였다. Litzenberger와 Rao모델을 이용하여 企業價值와 類型別會計利益간의 관계를 回歸方程式으로 推定하여 유의수준과 설명력을 檢證하였다. 이때 통계적 推定에 사용된 자료는 우리나라의 자본시장에 이미 생성된 자료를 이용하여 橫斷面 分析을 하였다.

本 研究에서 사용된 標本企業은 76개 企業이었고, 分析 對象期間은 85년에서 89년 까지의 5개 년도였다. 分析方法은 年度別分析과 年度統合(pooling) 분석을 병행하였고, 產業效果를 통제하기 위하여 산업 더미변수를 포함시킨 분석을 하였다.

가설 1의 檢證結果는 전통적 유의수준에서 歸無假說을 기각 시키고 있다. 이는 곧 類型別 會計利益이 企業價值 評價에 정한 正의 영향을 미치고 있음을 의미한다. 그러나 87년과 88년의 檢證結果에서 危險 및 成長變數의 부호가 기대부호와 일치하지 않고 있는데, 그 이유는 87년 이후 證券市場의 과열로 인한 危險選好的인 證券市場의 환경요인이 작용한 것으로 해석할 수 있을 것이다. 또한 推定值의 크기와 모델의 說明力, 有意性 등이 각 년도별로 차이를 보이고 있다. 이는 分散分析에서 나타난 產業效果와 모델에 사용된 각 변수를 사이의 多重共線性에 기인한 것으로 생각된다.

가설 2의 檢證에서는 經常利益, 稅前利益, 純利益의 설명력이 비슷하나 1985년을 제외한 4개년 도에서 當期純利益의 決定計數가 높다. 이는 곧 投資者들이 企業價值 評價에 있어서 會計利益 情報 중 當期純利益을 유용한 會計情報로 선호하고 있다는 것을 의미한다.

참 고 문 헌

1. 郭相瓊, 計量經濟學 茶山出版社, 1988.
2. 東西證券, 上場株式投資分析, 東西經濟研究所, 1990.
3. 東西證券, 株式投資핸드북, 東西經濟研究所, 1990.
4. 朴聖炫, 回歸分析, 大英社.
5. 宋寅萬, “會計利益情報의 有用性에 관한 實證的 研究: 週別收益率을 이용한 會計利益公示時點의 檢討,” 會計學研究, 1989, pp.1-24.
6. 李東洙, 會計利益과 企業規模 및 業鍾別 情報內容에 관한 實證研究, 忠南大學校 大學院, 博士學位 論文, 1991.
7. 鄭基英, “公示된 利益이 서울 證券市場에 미치는 影響에 관한 研究,” 경영경제, 제21집, 啓明大學校, 산업경제연구소, 1988, pp.281-309.
8. 鄭載元, 會計利益과 法人稅 관련 會計情報가 企業價值評價에 미치는 影響, 啓明大學校 大學院, 博士學位 論文, 1990.
9. 黃潤植, 會計의 情報의 觀點에 대한 實證的 研究, 啓明大學校 大學院, 博士學位 論文, 1988.
10. 許明會, SAS 回歸分析, 자유아카데미, 1990.
11. _____, SAS 分散分析, 자유아카데미, 1988.
12. Atiase, R. K. and S. Tse, “Stock Valuation Models and Accounting Information: A Review and Synthesis,” *Journal of Accounting Literature*, 1986, pp.1-33.
13. Ball, R. and P. Brown, “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers,” *Journal of Accounting Research*, (Autumn 1968), pp.150-178.
14. Beaver, W. H., R. Clarke, and Wright, “The Association Between Unsystematic Security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors,” *Journal of Accounting Research*, (Autumn 1979), pp.316-340.
15. Bowen, R. M., “Valuation of Earnings Components in the Electric Utility Industry,” *The Accounting Review*, (January 1981), pp.1-22.
16. Bowen, R. M., *Valuation of Interest on Construction Expenditures in the Electric*

Utility Industry, Stanford University, 1978.

17. Bower, D. and R. Bower, "Risk and the Valuation of Common Stocks," *Journal of Political Economy*, (May-June 1969), pp.349-362.
18. Brown, Randall S., "Estimating Advantages to Large-Scale Advertising" *Review of Economics and Statistics*, Vol.60, (August 1978), pp.429-37.
19. Chung, Kee-Young, *An Investigation of the Effects of Inflation of Inflation-Adjusted Accounting Data on Equity Value*, Dissertation, University of Texas at Austin, 1985.
20. Dukes, R., "Investigation of the Effects of Expensing Research and Development Costs on Security Prices," *Proceeding of the Conference on Topical Research in Accounting*, New York Univ., 1976.
21. Dukes, R. E., T. R. Dyckman, and J. A. Elliott, "Accounting for Research and Development Expenditures," *Journal of Accounting Research Supplement*, 1980, pp.1-37.
22. Foster, G., *Financial Statement Analysis*, Second Edition, Prentice-Hall, 1986.
23. Foster, G., "Valuation Parameters of Property-Liability Companies," *Journal of Finance*, (June 1977), pp.823-835.
24. Lev, B., "On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research," *Journal of Accounting Research Supplement*, 1989, pp.153-192.
25. Litzenberger, R. H. and A. P. Budd, "Secular Trends in Risk Premiums," *Journal of Finance*, (September 1972), pp.857-864.
26. Litzenberger, R.H. and C. U. Rao, "Estimates of the Marginal Rate of Time Preference and Average Risk Aversion of Investors in Electric Utility Shares:1960-66," *Bell Journal of Economics and Management Science*, (Spring 1971), pp.265-277.
27. Miller, M. and F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares,"

Journal of Business, (October 1961), pp.411–433.

28. Modigliani, F. and M. H. Miller, “The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment,” *The American Economic Review*, (June 1958), pp.261–297.
29. Daley, L. A., “The Valuation of Reported Pension Measures for Firms sponsoring Defined Benefit Plans,” *The Accounting Review*, (April 1984), pp.177–198.

