

## 配當의 信號傳達效果에 관한 實證研究

南 壽 鉉\*

### 〈目 次〉

- |                  |              |
|------------------|--------------|
| I. 序 論           | III. 實證分析    |
| II. 信號傳達理論과 實證方法 | 1. 實證方法 및 節次 |
| 1. 信號傳達均衡        | 2. 로그線型模型    |
| 2. 配當의 信號傳達均衡    | 3. 計量經濟模型    |
| 3. 多變量信號傳達       | IV. 結 論      |
| 4. 實證方法          |              |

### I. 序 論

배당의 신호전달가설이란 기대치 못한 현금배당의 증가나 감소가 그 기업의 미래 현금흐름에 대한 정보를 시장에 전달하는 신호의 역할을 수행한다는 가설이다. 이 가설은 이론적 모형에서 규범적으로 도출된 것이 아니라, 배당에 관한 기존이론이 실증현상을 충분히 설명해 주지 못함으로써 생긴 사후적대체가설이라 할 수 있다. 즉, 완전자본시장과 균형정보 구조하에서 도출된 MM의 무관련 이론은 실증적으로 지지받고 있는 배당의 (+)공시효과를 설명할 수 없으며, 법인세나 거래비용 또는 외부로부터의 자금조달 가능성등 제반가정을 완화한다 하더라도 배당이 주가에 미치는 영향은 (-)효과나 무관련에 불과하여 배당의 (+) 공시효과를 설명할 수 없다. 따라서 이 현상을 설명하기 위해서는 새로운 가설의 도출이 필요하며 그에 해당하는 것이 신호전달가설과 대리효과가설이다. 이 가설들은 전통적 재무이론과 달리 정보경제학적 접근방법을 취하여 배당을 정보불균형하의 역의 선택이나 도덕적 위험을 해결하기 위한 수단으로 간주하고 있다. 배당의 신호전달가설은 기업내부자와 외부 투자자간의 정보 불균형으로 인한 역의 선택현상을 제

\* 東義大學校 經營學科 助教授

거하기 위하여 경영자는 배당을 이용하여 신호전달 할 수 있다는 가설이며, 배당의 대리 효과가설은 배당을 증가시킴으로써 도덕적 위험의 일종인 경영자의 특권적 소비(perquisite)의 증가를 막을 수 있으므로 주가가 상승한다는 가설이다.<sup>1)</sup>

그러나, 이 가설들은 현재까지 그다지 활발한 실증연구가 이루어 지지 못하고 있다. 그 이유는 물론 이 가설들이 배당의 (+)공시효과를 이론적 틀로 정형화시키려는 과정에서 사후적으로 발생한 때문이기도 하지만, 기존의 사건연구(event study)를 이용한 검증결과가 이 가설들까지도 포함하여 확대 해석되는 경향을 갖기 때문이기도 하다. 특히 배당의 신호전달 가설의 경우 event study에 의해 측정된 배당공시일 주변의 비정상적 초과 수익률이 그대로 신호전달효과로 간주되어 배당의 정보효과와 신호전달효과가 동일한 의미로 해석되기도 한다. 그러나, event study에서 정보효과로 지칭되는 비정상수익률은 단순히 해당사건 발생으로 인한 이상주가반응을 나타내는 데 불과하므로 이를 반드시 신호전달효과라고 확신할 수는 없다. 정보효과는 신호전달효과 외의 다른 효과도 포함할 수 있으므로 훨씬 더 포괄적이고 막연한 개념이다.<sup>2)</sup> 이 점에 대해서는 Eades(1982)도 배당의 정보효과 가설이란 보다 과학적인 의미에서 본다면 가설(hypothesis)이라기 보다 단순한 추측(conjecture)에 지나지 않는다고 비판한 바 있다. 따라서 배당의 신호전달효과는 엄밀한 의미에서 정보효과와 독립적으로 검증되어야 할 것이다.

event study에 의한 배당의 신호전달효과의 검증이 어려운 또 하나의 이유는 event study에서는 사건정보가 신호전달 균형이라는 엄밀한 이론적모형하에서 적용가능하도록 조건부화되지 못했다는 것이다. event study에서는 정보를 단순히 외생적이라고 간주하는데 반하여, 신호전달균형모형에서는 신호를 보낼 것인가의 여부에 대한 결정이 내생적이므로 발신된 신호는 경영자의 합리적 의사결정결과 나타난 것이며, 이 신호에 바탕을 둔 투자자의 사후조건부기대치에 의한 최적행동은 자기확인적(self-fulfilling) 과정을 거치게 된다. 신호전달 행위란 자기선택원리와 정보일치가격함수에 바탕을 둔 신호전달균형하에서 성립하는 특정행동을 의미하므로 이의 검증을 위해서는 새로운 검증방법이 필

- 1) Rozeff(1982)는 기업의 배당지급이 대리 비용을 감소시키는 효과를 갖는다고 주장하고 있다. 즉, 기업이 배당을 증가시키면 외부로부터의 자금조달 필요성이 증대하며, 외부로부터 자금을 조달하자면 관련기관에 유가증권신고서나 사업설명서등을 제출하여야 하므로 자연 외부로부터의 감시활동(monitoring)이 강화된다. 감시활동이 강화되면 경영자의 이기적행동은 그만큼 줄어들게 되므로 대리비용은 감소하게 된다는 것이다.
- 2) 최근에는 event study에 의해 측정된 주가의 초과 반응현상을 신호효과, 대리효과외에 부의 이전효과로 설명하기도 한다. Handjinicolaou-Kalay(1984), Woolridge(1988)등은 실증결과 event study에 의해 측정된 배당변화에 대한 주가 반응에는 채권자로부터 주주에게로의 부의 이전효과도 포함되어 있다는 것을 확인하였다.

요하다고 하겠다. 본 논문에서는 이와같은 신호전달효과의 검증상의 어려움을 감안하여 새로운 검증모형을 도출해 내고 이를 이용하여 우리나라에서의 배당의 신호전달효과를 검증해 보고자 한다.

## II. 信號傳達理論과 實證方法

### 1. 信號傳達均衡

신호전달(signalling)이란 품질에 대한 정보불균형으로 인한 역의 선택현상을 해결하기 위한 방법으로서 정보 우월자의 간접적<sup>3)</sup> 정보공개활동을 의미한다. 우선 신호전달을 통해 신뢰성 있는 정보의 공개가 이루어 지기 위해서는 자기선택(self-selection)원리가 충족되어야 한다. 자기선택원리는 품질과 신호전달비용이 역의 상관관계를 가질 때만 가능한 것으로서 진실한 어머니를 스스로의 선택에 의해 구분해 낸 솔로몬 왕의 지혜와 같은 것이다. 자신을 속이고 타인의 행동을 모방할 경우 너무나 많은 비용을 부담하여야 하므로 자신을 속일 동기를 갖지 않고 스스로 진실한 자신의 실체를 드러내게 된다는 것이다. Akerlof(1970)는 중고차 시장에서, Spence(1930)는 노동시장에서 자기선택원리가 적용될 수 있음을 보이고 책임보증(warranties)과 학력이 각각 신호전달도구로서 사용가능하다고 주장하였다. 자기선택원리가 충족되면 정보순환 과정에서 정보열등자가 신호를 통해 수정하게 되는 조건부확률신념은 안정적이고 자기확인적이되어 신호전달균형이 성립하게 된다.

신호전달 균형은 정보우월자가 주어진 가격체계, 신호비용구조 하에서 자신의 효용을 최대로 하는 신호수준을 선택하고, 정보열등자는 입수된 신호에 의거하여 수정된 조건부 신념을 바탕으로 품질을 추론할 경우 이 추론한 결과가 실제의 품질과 일치하는(자기확인적인) 것을 의미한다. Rothschild-Stiglitz(1976), Riley(1979)는 각각 보험시장과 상품 시장에서 신호전달균형의 개념을 보다 구체적으로 정의하고 있다. Riley는 신호전달균형

3) 정보 우월자의 직접적 정보공개가 정보불균형을 해소하기 위한 더 바람직한 방법이나 이는 정보의 신뢰성 문제가 대두된다. 자기신고방식에 의한 직접적 신호전달이 가능하려면 정보우월자가 공개한 정보내용이 사후적으로 거짓이라는 것이 판명되면 벌금을 부과시키는 조건으로 자기신고를 시키면 되나, 문제는 신고한 내용이 사후적으로 정확하게 확인될 수 없는 경우가 있고 거래형태에 따라 조건부신고가 불가능한 경우도 많기 때문이다.

(=정보균형 ; informational equilibrium)을 설명하기 위하여 정보일치가격함수 (informationally consistent price function)라는 연속형가격함수를 도출하였다. 상품시장에서 정보일치가격함수는 위와 같이 (1) 판매자는 상품가격이 자신의 판매활동수준에 의해 영향을 받는다는 사실하에서 자신의 효용을 극대화하는 최적신호(판매활동)수준을 선택하려 하며, (2)구매자는 판매자가 보내는 신호수준이 정확하다고 보고 신호에 따라 상품가격을 결정하며 그 가격은 상품품질에 의해 결정되는 진실한 상품가격과 동일하다는 조건이 만족될 때 성립한다. 따라서 정보일치 가격함수란 정보가 체계적으로 일관성을 유지하는 정보 균형을 의미하는 것이다. 이러한 정보일치 가격함수가 존재하기 위한 필요조건으로서 Riley는 신호전달비용이 품질과 역상관관계를 가져야 하는 등 6가지 가정을 들었다. 또한 Riley는 정보일치가격함수를 구체적으로 나타내기 위하여 이 가정들을 충족시키는 신호와 품질과의 관계를 상미분방정식(ordinary differential equation)으로 표시하고 이 방정식의 해를 구하였다. 적분상수 값에 따라 달라지는 이 해들 중에서 가장 파레토 최적인 함수족(functional)을 취하면 이 함수족은 정보일치가격함수를 가질 수 있게 되는 것이다.

그러나, 이러한 정보일치가격함수도 항상 균형이 성립하는 것은 아니며 이의 안정성은 상품품질별 구성비율에 달려 있다. 즉 낮은 품질의 상품이 높은 품질의 상품보다 일정비율 이상 많아야만 안정이 유지될 수 있다. Rothschild-Stiglitz(1976)도 보험시장에서의 신호전달균형을 연구한 결과 분리균형(separating equilibrium)만이 균형이 될 수 있으며 그것도 반드시 균형이 되는 것은 아니라는 사실을 발견했다. 즉 분리균형의 안정성은 위험 그룹별 고객의 구성비율에 의존하는 것으로 높은 위험의 고객이 차지하는 비중이 더 커야 안정이 유지될 수 있다. 이와같이 신호전달행위란 신호전달균형하에서만 성립하는 경제 행위인 동시에 균형의 안정성까지도 고려되어야 하는 매우 특수한 행위라 할 수 있다.

## 2. 配當의 信號傳達均衡

신호전달균형에 입각한 배당의 신호전달 가능성을 이론적으로 설명한 최초의 학자는 Bhattacharya(1979)였다. 그는 배당의 신호전달이득을 배당지급으로 인한 기업의 처분가치의 증가로 보고, 신호전달비용은 세제상의 불이익 및 추가적 자금 조달로 인한 거래비용으로 보았다. 각 기업은 이러한 신호전달이득과 비용을 비교하여 자신의 신호수준을 결정하게 되며 이 때 모방 불가능 조건 (no mimicry condition)이 성립하면 배당공시로부터 기업의 질을 정확히 유추해 낼 수 있는 신호전달균형이 성립하게 된다. Miller-Rock (1985), John-Williams(1985), John-Kalay(1985) 등도 각자 자신들이 설정한 모델속에서 배당이 신호전달균형에 입각한 신호전달의 역할을 수행할 수 있음을 보였다. Miller-Rock

(1985)은 비대칭정보와 내부자 거래의 가능성을 고려할 경우 Fisher의 최적투자기준은 더 이상 유효하지 않게 되며, 신호전달균형에서 균형투자, 배당수준은 대칭정보하에 비해 투자는 작아지고 배당은 높아진다는 사실을 확인했다. 따라서 이익이 많은 우량기업은 그렇지 않은 기업이 모방할 수 없는 높은 배당을 지급함으로써 불량기업과의 차이를 시장에 전달할 수 있으나 최적투자 수준에 미달하는 투자를 감수할 수 밖에 없으므로 투자기회상실에 따른 비용을 치뤄야 한다. 이러한 신호비용이 높을 수록 이익이 적은 불량기업은 과도한 배당지급을 하지 않을 것이므로 신호전달 균형이 성립한다.

John-Williams(1985)는 기업이 배당을 증가시키면 세제상의 불이익이나 자금조달에 따른 거래 비용발생등의 손실을 감수해야 함과 동시에 주식매각이나 신주발행에 따른 지분의 희석(dilution)을 감소시키는 이득을 누릴수 있다고 보고 이 신호전달이득과 비용을 비교하여 적절한 배당수준을 정하게 된다고 주장하였다. John-Kalay(1985)는 부채계약서(debt indenture)상의 배당금지규제한 규정이 신호전달 수단으로 이용될 수 있음을 보였다. 위험부채가 발행될 경우 주주들은 수익성 있는 투자안을 포기함으로써 채권자로부터 부를 이전하려는 과소투자(underinvestment)의 유인을 갖게 되며 이 문제를 해결하기 위하여 주주들은 부채계약서 상에 스스로 배당성향을 제한함으로써 채권자에게 최저수준의 투자가 이루어 질 수 있도록 약속한다. 신호전달균형 상태에서 우량기업이 약속한 최적투자액은 불량기업이 약속한 최저투자액보다 더 크다. 만약 불량기업이 우량기업의 약속을 모방한다면 투자안을 포기하여야 하는 나쁜 상태에서도 투자를 행하여야만 하는 과잉투자(overinvestment)현상이 나타나게 되고 이때 생기는 과잉투자의 비용이 허위신호의 비용이 된다. 이 허위신호의 비용이 충분히 크다면 불량기업은 우량기업을 모방하려는 인센티브를 가지지 않고 우량기업과 불량기업이 차별화 되는 분리신호전달 균형(separating signalling equilibrium)이 성립하게 될것이다. 그러나 John-Kalay의 모형은 위의 신호전달모형의 결과와 달리 우량기업이 더 엄격한 배당제약을 규정하게 되므로 적은 배당을 지급하게 된다. 이는 배당계약규정이 기업의 미래현금흐름에 대한 신호가 아니라 투자기회에 대한 신호 역할을 하기 때문이다.<sup>4)</sup>

### 3. 多變量信號傳達(multi-variate signalling)

4) John-Kalay는 신호전달활동이 기업의 질에 대한 정보 불균형의 해소뿐만 아니라 과소투자의 문제도 동시에 해결하는 역할을 수행한다는 의미에서 배당계약규정은 생산적인(productive) 것이라고 주장했다. 따라서 엄밀한 의미에서 배당계약규정에 의한 신호전달은 순수한 배당의 신호전달과 다른 차원의 문제라고 볼 수있다.

배당의 신호전달모형에서 주목할 점은 일부모형에서의 신호전달균형이 투자기회와의 관련성도 동시에 고려하고 있다는 사실이다. Miller-Rock은 간접적으로 투자수준을 모형에 포함시킨 결과 신호전달균형에서 과소투자(underinvestment)가 성립됨을 확인할 수 있었고 John-Kalay 는 배당지급이 투자기회에 대한 신호가 될 수 있음을 보였다. 그러나 배당신호모형에서의 최적투자 수준은 투자수준을 직접적인 신호수단으로 간주하는 투자의 신호전달 모형에서의 최적투자 수준과 상반된다. 즉, Trueman(1986), Mishra(1986) 등에 의해 제시된 투자신호모형에서는 신호전달 균형하의 최적투자수준이 완전정보하의 최적투자수준보다 높은 과잉투자(overinvestment)로 나타나 Miller-Rock 의 과소투자과 정반대의 결과를 낳는다. 이와 같이 단일변량신호전달모형(univariate signalling model)에서는 모형에 따라 최적신호수준이 일관적이지 못한 결점을 갖고 있다. Ambarish-John-Williams(1987)는 다변량신호전달의 개념을 도입함으로써 이러한 모순을 해결하려 하였다. 그들의 다변량신호전달 균형에서 최적투자수준은 정보불균형의 원천이 어디에 있느냐에 따라 과소투자나 과잉투자의 형태로 나타난다. 즉, 정보불균형이 기업의 기존자산에서 발생하면 투자보다는 배당을 통하여 신호하는 것이 효율적이어서 과소투자가 발생하겠지만 정보불균형이 미래 투자 기회에서 발생한다면 배당보다는 투자를 통한 신호전달이 효율적이므로 과잉투자가 최적이 될 것이다. 이는 기업이 갖는 신호비용에 대한 각신호의 상대적신호전달 능력이 다르기 때문이다. 이와 같이 다변량신호전달은 단일변량신호전달이 갖는 모순을 해결해 주는 포괄적인 모형이므로 보다 현실에 가까운 접근방법이라 할 수 있다. 기업이 내부정보를 전달하는 수단이 특정한 하나의 재무의사결정이라고 보기에는 무리가 있으며<sup>5)</sup>, 또 그것이 효율적 신호전달 수단이 되기 위해서는 신호전달에 따른 소모적 비용(dissipative cost)이 최소화되어야 한다. Ambarish-John-Williams는 배당과 투자(혹은 신주발행)의 복합공시가 배당 혹은 투자의 단일변량공시보다 효율적 신호전달 수단이 될 수 있음을 보였으며 Williams(1988)도 논의를 더 확장하여 배당, 투자에 주식재매입까지 고려한 다변량신호전달이 효율적 신호전달수단임을 보였다.

#### 4. 實證方法

##### 1) 사건연구와 회귀분석

전통적으로 배당의 신호전달효과의 검증을 위해서는 사건연구 방법을 많이 사용하여

5) Talmor(1981)는 신호전달균형을 도출하는 과정에서 기업의 모든 재무의사 결정이 신호전달수단이 될 수 있는 일반적인 신호전달모형을 구축함으로써 다변량신호전달의 가능성을 제시하였다.

왔으나<sup>6)</sup>, 이는 전술한 바와 같은 문제점을 내포하고 있으므로 최근에는 사건연구와 회귀분석을 함께 사용함으로써 이러한 문제점을 해결하려 하고 있다. 즉 사건연구 결과 측정된 비정상수익률의 발생원인이 무엇인지를 정확하게 규명하기 위하여 비정상수익률을 종속변수로 두고 그 원인에 해당되는 가설들을 독립변수로 두어 다시 회귀분석을 실시한다. 회귀분석 결과 도출된 계수가 유의한 값을 가지면 그 계수에 해당하는 가설이 비정상수익률의 발생원인이라고 간주하는 것이다. 우 춘식, 김 영규(1988)는 이 방법을 사용하여 현금배당공시에 대한 주가반응을 신호전달효과외에 대주주효과와 대리효과로 나누어 설명하였다.

한편, 경영자가 행하는 재무정책을 독립변수로 두고 기업가치를 종속변수로 두어 직접 회귀계수의 부호와 유의성 여부에 따라 신호전달가설의 성립여부를 결정하는 방법도 생각할 수 있다. 이 방법은 재무정책이 기업가치를 전달하기 위한 신호로서 작용한다는 신호전달이론의 직관적 의미를 바로 회귀분석에 적용시켜 본 것이라 할 수 있다. 그러나 이는 해당 재무정책이 여러가지 다른 제반효과를 수반할 가능성이 있을 때는 전혀 그 효과를 기대할 수 없는 방법이며 해당 재무정책이 잘 통제된 변수일 때만 사용가능할 것이다. 따라서 회귀분석 방법을 이용하여 신호전달가설을 실증하기 위해서는 신호변수에 대한 신중한 선택과 통제가 있어야 할 것이다. 배당의 신호전달가설의 검증에 회귀분석을 이용한 연구는 Healy-Paleu(1988), Ahrony-Dotan(1988)등을 들 수 있다. 그들은 미래이익변화와 배당변화를 각각 종속변수와 독립변수로 두고 직접 회귀분석하였다.

## 2) 공분산분석

Albrecht(1981)는 신호전달가설을 검증하기 위한 일반적 절차를 개발하기 위해 노동시장을 대상으로 교육의 신호전달효과를 측정하였다. 그는 노동시장에서 사장이 노동자를 채용할 때 학력과 사전정보의 두가지 주요한 변수에 의해 노동자를 평가한다고 가정하고, 만약 신호전달가설이 타당하다면 사장들은 그 노동자에 대한 사전정보가 매우 부족할 경우에는 교육수준에 큰 비중을 두게 될 것이라는 사실에 착안하였다. 그는 이를 학력과 사전정보의 이원공분산분석(two-way analysis of covariance)으로 검증하였으며, 구체적으로 스웨덴의 Volvo 자동차회사의 채용정책에 적용시켜 보았다.

그러나 Albrecht의 모형은 공분산분석모형 이라기 보다 분산분석(ANOVA)모형에 가까우며 실증을 위한 구체적 분석방법도 분산분석에 기반을 둔 로그선형(log-linear)모형

6) 사건연구를 이용한 배당의 정보효과 측정에 관한 연구는 Pettit(1972), Watts(1973), Laub(1976), Charest(1978), Godnes(1979), Ahrony-Swary(1980), Kwan(1981), Eades(1982), Brickley(1983), Asquith-Mullins(1983)등 매우 많다.

이라 할 수 있다. 왜냐하면 공분산분석은 분산분석과 회귀분석을 결합한 기법으로서 사전정보가 변수에 포함되기는 하나, Albrecht 모형에서의 사전정보와는 다른 개념이기 때문이다. 우리나라에서는 선우석호(1988)가 자본구조의 신호전달가설을 이 방법을 이용하여 검증한 바 있다.

### 3) 계량경제학적 방법

최근 Acharya(1988)는 event study가 갖는 검증상의 문제점을 해결하기 위하여 두개의 가능한 이산신호를 갖는 경우의 신호전달에 대해 계량경제모형을 구축하고 이를 전환사채의 상환정책에 직접 적용해 보았다. 기업의 경영자는 자신의 합리적 의사결정하에서 두가지 형태의 신호 ( $h, l$ )을 보내게 되며 투자자들은 경영자가 보내는 신호를 보고 그 기업의 질을 파악하게 된다. 신호전달 균형에서는 경영자가 내 보내는 신호에 따라 단조적으로 변하는 정보일치가가격함수가 존재하게 되므로  $P(h) > P(l)$  이 성립하는 추가함수가 존재하게 된다. 추가함수를 수익률함수로 표시하면  $E[R_h | h] > E[R_l | l]$  와 같고 증권 수익률  $R$ 을 신호와 연관되어 나타나는 요소와 그렇지 않은 요소 (시장 전반적인 움직임 나타내는 요소)로 구분하면 아래와 같다.

$$R_s = \mu + \varepsilon_s \quad s = h, l$$

여기서  $\varepsilon_s$ 를 안정확률변수라 하고  $E(\varepsilon_s) = 0$  라 가정하면 우리의 검증은  $E[\varepsilon_h | h] > E[\varepsilon_l | l]$ 로 귀착된다. Acharya는 통계적 조작을 통해 이들을 다음과 같이 나타내었다.

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_h | h] &= \pi_h E[\xi | \xi > -U] = \pi \phi(-U) / [1 - \Phi(-U)] = \pi \phi(U) / \Phi(U) \\ E[\varepsilon_l | l] &= \pi_l E[\xi | \xi < -U] = \pi \phi(-U) / \Phi(U) = -\pi \phi(U) / [1 - \Phi(U)] \end{aligned}$$

여기서  $\pi \equiv \pi_s = \text{Cov}(\varepsilon_s, \xi)$  이며  $\xi$ 는 안정확률변수이다. 경영자가 신호  $h$ 를 보냄으로써 얻게 되는 기대임금에서, 신호  $l$ 을 보냄으로써 얻게 되는 기대 임금액을 뺀 금액을  $y$ 라 하고  $y = U + \xi$  라 하면  $\xi > -U$  이면 신호  $h$ 를 보내고,  $\xi < -U$  이면 신호  $l$ 을 보내게 된다. 이상의 논의를 하나의 식으로 정리해 보면 아래와 같다.

$$[P(s) - P'] / P' = E[R_s | S] = E[\varepsilon_s | S] = \pi d_s$$

여기서  $d_h = \phi(u) / \Phi(u)$ ,  $d_l = -\phi / [1 - \Phi(u)]$  를 의미한다. 그런데  $d_h > 0$ ,  $d_l < 0$  이므로  $\pi > 0$  이라는 것만 증명하면 정보일치 가격함수의 존재를 확인할 수 있게 된다.

$\pi > 0$  을 검증하기 위하여는 다음과 같은 2단계를 거쳐야 한다. 첫째는  $d_h$ 와  $d_l$ 의 추

정이고, 둘째는  $\pi$ 의 추정이다. 먼저  $d$ 를 추정하기 위해서는  $\phi(u)$ 와  $\Phi(u)$ 를 추정해야 하므로 우리는 투자자의 기대가 동질적이며  $U$ 는 투자자들의 사전정보 집합에 속하는 변수  $Z_k$ 들에 대해 선형으로 표현할 수 있다고 가정한다.

$$U_k = E(Y_k \mid Z_k) = \theta' Z_k$$

$\Phi(u)$ 는 경영자가 신호  $h$ 를 보낼 표준정규분포상의 누적확률을 의미하므로 PROBIT 이나 LOGIT 를 사용하여 추정할 수 있다. 다음으로 추정된  $d$ 를 이용하여 다음과 같은 회귀 분석을 하여 계수  $\pi$ 의 값을 구한다.

$$R_{it} - R_{ft} = \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + \pi d_{hit} l_{hit} + \pi d_{hit} l_{hit} + V_{it}$$

Acharya 는 균형수익률을 CAPM 을 사용하여 나타내었으며 검증결과  $\pi > 0$  인 것으로 밝혀져 신호전달 가설이 성립함을 보였다.

### III. 實證分析

#### 1. 實證方法 및 節次

여기서는 배당의 신호전달가설을 검증하기 위해 다음 세가지 방법 및 절차를 사용하였다. 첫째는 기업이 내부정보를 배당을 통해 전달할 의향이 있는가를 검증하는 것으로서 내부자 소유구조를 중심으로 「로그」 선형모형을 이용하여 검증하였다. 내부자의 주식보유 비율이 큰 기업(소유경영자기업)일수록 그들의 주식이 시장에서 덜 거래되는 경향이 있기 때문에 해당기업 내부자들은 기업이 저평가되는 것에 그다지 걱정을 하지않고 내부정보가 외부투자자들에게 충분히 전달되지 않아도 신경쓰지 않는다. 만약 소유경영자기업의 경영자가 자사의 경영상태가 좋다는 것을 시장에 알리려 한다면 전문경영자 기업의 경우보다 신호전달비용이 덜 드는 신호수단이 존재해야 할 것이다. 그러나 배당 그 자체는 비용발생적이다. 따라서 소유경영자 기업은 전문경영자 기업에 비해 이익(미래현금흐름)변화에 대해 신호전달효과만을 목적으로 배당을 변화시키는 경향이 적을 것이다. 소유경영자가 정보전달을 하기 위해서는 배당보다 비용이 덜 드는 신호전달도구를 선택할 가능성이 크다. 이 경우 소유경영자 기업이 배당을 증가시킨다면 이는 기업의 미래현금흐름에 관한 정보전달 목적이 아닌 자유현금흐름(free cash flow)감소 목적이나 투자기회의 감소로 인한 결과로 해석할 수 있다.

둘째는, 배당이 대체적 신호전달 도구로서의 역할을 할 수 있는가를 검증하는 것으로서 차별적 정보가설을 원용하여 「로그」 선형모형으로 검증하였다. 기업이 내부정보를 전달한다 하더라도 이미 외부투자자들이 내부정보를 충분히 알고 있는 경우에는 정보 전달 효과가 약화된다. 기업의 내부정보는 제3자에 의한 정보생산방식 뿐만 아니라 배당 이외의 다른 신호전달방식에 의해서도 투자자들에게 전달되므로 배당변화가 정보를 전달하는 것은 신호전달가설의 필요조건이지 충분조건이 아니다. 따라서 기업의 내부정보에 대해 시장이 사전에 어느정도까지 알고 있는나에 따라 신호전달도구로서의 기능이 달라지게 된다.

세째는, 배당으로 정보를 전달한다면 과연 신호전달 균형에 입각한 일관성 있는 신호 전달이 이루어지고 있는가를 검증하는 것으로서 계량경제모형을 사용하였다. 기존의 event study는 외생적 사건발생(배당변화)에 대한 시장반응만을 다룸으로써 단순한 정보효과의 측정만이 가능하고 또 시장의 효율성과의 결합검증이라는 근본적 문제점을 안고 있다. 계량경제모형은 경영자의 합리적 의사결정과 투자자의 객관적 인지에 의한 자기확인 과정을 검증하는 방법으로서 경영자는 신호에 따른 일관된 가치평가를 할 때 정보일치가격함수가 형성되어 신호전달균형이 성립하는 것이다.

## 2. 로그 線形模型

### 1) 실증결과(I)

여기서는 기업의 경영자가 과연 배당을 사용하여 정보를 전달할 의향을 갖고 있는가를 검증한다. 검증은 아래와 같이 ANOVA모형을 기반으로 한 LOG-LINER모형을 사용하며 검증의 초점은 배당과 내부자 주식비율의 교호작용이 갖는 부호에 초점이 모아진다. 실증을 위한 구체적가설 설정은 다음과 같다.

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \lambda_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

$$\sum_i \alpha_i = 0, \sum_j \beta_j = 0$$

$$\sum_i \lambda_{ij} = \sum_j \lambda_{ij} = 0$$

$Y_{ijk}$  : 미래이익의 변화(1년후 EPS의 변화)

$\alpha_i$  : 주당배당 변화의 주효과(main effect)

$\beta_j$  : 내부자 주식소유비율의 주효과

$\lambda_{ij}$  : 두 변수간의 교호작용효과(interaction effect)

$$H_0 : \lambda_{ij} = 0$$

H<sub>1</sub>: 내부자 주식비율이 높은 소유경영자 기업은 배당변화를 통해 미래 이익에 대한 신호전달을 하려는 경향이 적다. 즉, 내부자 소유구조와 이익변동 간에는 동일 배당변화에 대해 (-)의 관계가 존재한다.

#### 가. 변수의 정의

① 종속변수-종속변수는 배당변화이후 기업의 미래현금흐름이 증가할 것인가 감소할 것인가를 나타내는 변수이어야 한다. 경영자가 배당을 신호로 사용할 경우 일정시점에서 경영자는 자신이 예측한 기업의 미래이익에 의거하여 배당의 변화를 시도하게 될 것이다.” 여기서는 배당변화후 1년 뒤의 기업의 주당이익이 증가한 경우는 1, 감소한 경우는 0로 하였다. 즉 86년도 EPS보다 87년도 EPS가 증가했으면 1, 감소했으면 0로 보았다.

② 설명변수-설명변수로서는 배당과 내부자 주식소유비율 및 두변수 간의 교호작용으로 두었다. 여기서 배당과 내부자 주식소유비율은 각각 증가·감소 및 고·저의 이산분리변수(dichotomous variable)로 표시하였다. 배당의 신호전달가설이 성립하려면 내부자주식소유비율이 낮은 경우 배당변화가 이익에 미치는 경향이 내부자 주식소유비율이 높은 경우 미치는 영향보다 (+)의 방향으로 더욱 뚜렷하게 나타나야 할 것이다. 왜냐하면 내부자 주식소유비율이 높은 경우는 경영자가 신호를 전달할 의향이 낮으므로 배당과 이익의 (+)의 상관관계가 존재하지 않기 때문이다. 따라서 배당의 신호전달가설은 교호작용의 부호가 아래와 같이 유의하게 나타나느냐에 초점을 맞춘다.

|    |          | 내부자주식비율 |     |
|----|----------|---------|-----|
|    |          | high    | low |
| 배당 | increase | -       | +   |
|    | decrease | +       | -   |

이와 같이 교호작용의 부호의 유의성을 검증하기 위해서는 배당과 사전정보를 두가지 분리변수로 나누는 기준이 설정되어야 한다. 본 논문에서는 naive model 에 입각하여 각 기업의 86년도 현금배당율이 85년도 현금배당율보다 크면 배당의 증가그룹에 소속시켰으며 작으면 감소그룹에 소속시켰다. 한편 내부자 주식소유비율은 공식적 자료로서는 증권관계기관들에 신고되는 “대주주1인 및 그와 특수관계에 있는자”의 주식소유비율을 이용할 수 있으나 우리나라 기업의 폐쇄적 소유구조를 고려할 때 이 이상의 값을 가질 것

7) 따라서 엄밀히 말하면 실증분석시 종속변수로서 이미 실현된 주당이익(EPS)의 변화를 사용할 것이 아니라 이익예측치의 변화를 사용하여야 보다 타당할 것이다. 미국의 경우 기관투자자들이 뉴욕증권시장에 상장되어 있는 기업들에 대해 매월 주기로 앞으로 1년간의 이익을 예측하는 자료가 I/B/E/S(institutional brokers estimate system)를 통해 공표되고 있다. 그러나 우리나라의 경우 기업의 미래이익예측에 대한 객관적인 자료를 구하기가 힘들다.

이라고 상상할 수 있다. 여기서는 임웅기(1988)의 연구를 원용하여 정황에 비추어 대주주 지분으로 간주할 수 있는 부분까지 포함하는 「방식2」를 채택했다. 86년말 기준 「방식2」에 의한 표본기업(제조업)들의 평균 대주주지분비율은 43.9%였고 해당기업의 비율이 평균 비율 보다 크면 1, 작으면 0으로 두었다.

#### 나. 실증결과

log-linear 모형을 이용한 계수추정의 결과는 다음과 같다. 두 변수 간의 교호작용(interaction effect)의 부호(sign)가 중요하므로 이를 살펴보면 0.0887053으로서 (+)이며 chi-square 값은 0.26(p-value=0.6068)으로 그리 유의 하지 않았다. 부호가  $H_1$ 의 부호 패턴과 정반대로 나타나며 추정치도 유의하지 않으므로  $H_0$ 를 기각할 수 없다. 따라서 내부자 소유구조에 따라 배당을 통한 신호전달 동기가 다르다는 사실은 입증될 수 없다. 만약 귀무가설이 기각된다면 우리는 소중한 결론을 내릴 수 있을 것이다. 즉 소유자경영 기업은 배당증가를 신호전달목적으로 사용하지 않으므로 소유자경영기업의 배당을 증가시키면 이는 자유현금흐름이나 투자기회의 감소목적으로 해석할 수 있다. 따라서 신호전달가설 검정시에 소유자경영기업은 표본에서 제외시키는 것이 타당할 것이다. 본 실증결과는 내부자 소유구조라는 변수를 사용하여 경영자의 신호전달의향을 검증하는 것이 유효하지 않다는 것이지 경영자의 신호전달의향 자체가 존재하지 않는다는든지 혹은 무의미하다는 뜻은 아니라는 점에 유의해야 한다.

| Effects             | M L E      | CHI-SQUARE |
|---------------------|------------|------------|
| mean                | 0.0667657  | 0.27       |
| main effects        |            |            |
| dividend change     |            | 19.63**    |
| increase            | -0.763669  |            |
| decrease            | 0.763669   |            |
| insider's ratio     |            | 1.23       |
| high                | 0.191103   |            |
| low                 | -0.191103  |            |
| interaction effects |            | 0.26       |
| inc. div * high ins | 0.0887053  |            |
| inc. div * low ins  | -0.0887053 |            |
| dec. div * high ins | -0.0887053 |            |
| dec. div * low ins  | 0.0887053  |            |

\*\* significant at 1% level

## 2) 실증결과(II)

여기서는 배당이 과연 대체적 신호전달도구로서의 역할을 수행하고 있는가를 검증한다. 검증모형은 전과 동일하고 검증을 위한 가설은 다음과 같다.

$$H_0: \lambda_0 = 0$$

$H_1$ : 사전 정보가 많이 노출되어 있는 기업은 배당변화를 통한 미래이익에 대한 신호전달 능력이 사전정보가 적게 노출되어 있는 기업에 비해 떨어진다.

### 가. 변수의 정의

①종속변수-배당변화후 기업의 1년뒤의 주당이익(EPS)이 증가한 경우에는 1, 감소한 경우에는 0으로 하였다. 즉 88년 주당이익 보다 89년도 주당이익이 증가하면 1, 감소하면 0로 보았다.

②설명변수-설명변수로서는 배당변동과 사전정보및 두 변수간의 교호작용으로 두었다. 여기서 배당변동과 사전정보는 각각 증가·감소 및 고·저의 두가지 이산분리변수로 표현하였다. 배당의 신호전달가설이 성립하려면 사전정보가 낮은 경우의 배당증가나 감소가 이익에 미치는 영향이 사전정보가 높은 경우의 배당변화의 효과는 대체적 정보의 존재때문에 그 효과가 감소되기 때문이다. 따라서 배당의 신호전달 가설은 교호작용의 부호가 유의하게 아래와 같이 나타나느냐의 여부에 초점을 맞춘다.

|    |     | 사전정보 |     |
|----|-----|------|-----|
|    |     | high | low |
| 배당 | inc | -    | +   |
|    | dec | +    | -   |

본 논문에서는 배당의 경우 naive model 에 입각하여 각 기업의 88년도 현금배당율이 87년도 현금배당율보다 크면 배당의 증가그룹에 소속시켰으며 작으면 감소그룹에 소속시켰다.

### 나. 사전 정보의 대응변수

설명변수의 정의에 있어 또 하나 남은 문제는 사전정보의 분류문제이다. 투자자들은 어떤 기업에 대해서는 사전정보를 많이 갖고 있으며 어떤 기업에 대해서는 사전정보를 적게 갖고 있다고 볼 수 있는가? 일반적으로 정보가 내포하고 있는 효과는 정보와 의사결정과의 관련성, 대체적 정보원천의 존재여부, 정보의 신뢰성에 따라 달라진다. 즉 정보가 당면한 의사결정을 내리는데 관련성이 깊은 것이라면 그 정보의 정보효과는 커지며 또 다른 경로를 통하여 정보를 입수 할 수 있는 가능성이 크고 정보의 신뢰성이 클 수록 그정보의 정보효과는 커지는 것이다. 이러한 맥락에 의하면 기업특성에 따라 정보공시에

대한 주가반응이 체계적으로 다를 것이라는 예상을 할 수 있으며 이는 차별적 정보가설(differential information hypothesis)이나 대리인 이론으로 설명되어 지고 있다. 차별적 정보가설이란 위의 요인중 대체적 정보원천의 존재여부에 관련된 것이고 대리인 이론은 정보의 신뢰성에 관련된 것이다. 여기서 우리가 관심을 갖는 것은 차별적 정보가설로서 만약 회계이익이 내포한 정보가 이미 다른 정보원천을 통하여 시장에 유포 되었다면 그 기업의 회계이익공시로 인한 주가반응은 다른 정보원천이 없었던 경우에 비해 크지 않을 것이라는 사실을 의미한다. 지금까지 이루어진 많은 연구에서는 특정시점에서 이용가능한 사전정보량에 대한 대용변수로서 기업규모, 상장기간, 기관투자자의 주식보유비율등이 사용되어져 왔다. 기업의 규모가 크면 클수록, 상장되어 거래되어 온 기간이 길수록, 전문적 투자자인 기관투자자가 갖는 주식비율이 클수록 해당기업은 회계이익 공시전에 자본시장에 유포된 사전정보의 양이 크며 따라서 회계이익공시의 정보효과는 적어진다고 보고 있다. 본 논문에서는 사전정보의 대용변수로 기관투자자의 주식보유비율과 상장기간을 사용 했다. 88년말 현재 상장되어 있는 제조업체 전부의 기관투자자 주식보유비율과 상장기간을 구하여 이들의 평균을 산출하고, 각 기업의 기관투자자 주식보유비율과 상장기간이 공히 평균을 상회하거나 하회할때 사전정보가 높거나 낮다고 보았다. 기관투자자 주식보유비율의 산술평균은 26.7%이며 상장기간의 산술평균은 8.78년이었다. 기관투자자의 주식보유비율은 한국상장회사 협의회 에서 발행하는 「상장회사 총람」으로 부터 구 하였으며 증권조사월보의 분류방법에 따라 기관투자자를 금융기관, 증권회사, 보험회사및 기타법인으로 정의 하였다.

#### 다. 표본선정

표본은 건설, 도매업, 금융업 등을 제외한 순수한 제조업체로 한정하였다. 그 이유는 기타업종에 비해 제조업은 비교적 제도적 간섭이 적어 자율적인 배당결정의 가능성이 높기 때문이다. 또 총 353개의 표본업체중 배당의 변화가 없는 기업은 표본에서 제외하였으며 사전정보도 주식보유비율과 상장기간 둘 다가 충족될 경우에 한하였다. 88년초나 87년말에 상장되어 상장기간이 2년미만인 기업도 역시 표본에서 제외하였다. 왜냐하면 이들은 상장후 처음 배당이 실시된 기업들이므로 기업공개전과 전혀 다른 배당패턴이 이루어질 가능성이 크기에 자료의 연속성을 유지하기 위해 제외하였다. 이와 같이 해서 최종적으로 남은 기업 63개에 대해 실증분석을 실시하였다.

#### 라. 실증결과

표에 의하면 배당의 주효과(main effect)를 나타내는 추정치(0.147101)를 제외하고는 나머지 모든 추정치는 유의한 것으로 나타났다. 특히 우리가 관심을 갖는 배당과 사전정보의 교호작용의 계수는 0.408939 (chi-square = 7.99)로서 매우 유의한 값을 나타내었

다. 그러나 우리가 예상한 바와는 정반대의 부호를 나타내어 오히려 사전정보량이 많은 기업의 경우에 배당이 신호전달수단으로 사용될 수 있음을 보여주고 있다. 이는 우리나라 기업의 폐쇄적 소유구조에 기인하는 현상으로서 주식이 기관투자자들에 의해 많이 보유된 기업일수록 시장에서는 오히려 그 기업의 재무정책을 신뢰하기 때문에 배당의 신호전달 효과가 더 강하게 나타는 것으로 보여진다.

| Effects             | M L E     | CHI-SQUARE |
|---------------------|-----------|------------|
| mean                | 0.271162  | 4.65*      |
| main effects        |           |            |
| dividend change     |           | 0.01       |
| increase            | 0.147101  |            |
| decrease            | -0.147101 |            |
| information         |           | 9.39**     |
| high                | -0.443435 |            |
| low                 | 0.443435  |            |
| interaction effects |           | 7.99**     |
| inc. div * high inf | 0.408939  |            |
| inc. div * low inf  | -0.408939 |            |
| dec. div * high inf | -0.408939 |            |
| dec. div * low inf  | 0.408939  |            |

\* significant at 5% level

\*\* significant at 1% level

### 3. 計量經濟模型

#### 1) $d_{hi}$ 와 $d_{li}$ 의 측정

계량경제모형을 이용하는 방법의 첫번째 절차는  $d_{hi}$ 와  $d_{li}$ 의 측정이며 이는 기업  $i$ 에 대한 투자자의 사전정보를 반영 시키는 과정이다.  $d_{hi} = \phi(u)/\Phi(u)$ ,  $d_{li} = -\phi(u)/[1-\Phi(u)]$  이므로  $d_{hi}$ ,  $d_{li}$ 를 정하기 위해서는  $\phi(u)$ ,  $\Phi(u)$ 를 측정 해야한다.  $\phi(u)$ 는  $\Phi(u)$ 만 측정되면 표준정규분포에서 금방 찾을 수 있으므로 우리는 각 기업의  $\Phi(u)$  (경영자가 배당을 증가시킬 누적확률)를 측정해야만 한다.

본 실증분석에서는  $\Phi(u)$ 를 측정하기 위하여 각 기업의 배당에 대한 시계열자료(1974-1988)를 이용하여 LOGIT분석을 하였다. 이 모형을 통한 검증에서 가장 중요한 점은 배당예측에 대한 투자자의 사전 정보를 모두 반영할 수 있는 독립변수를 선정하는 문제

이다. 배당의 신호전달효과라는 것이 투자자들이 「기대하지 못했던」배당의 변화가 기업 내부정보를 전달하는 신호 역할을 한다는 것이므로 이 효과의 측정시에 사전정보에 해당하는 효과분은 효과측정에서 제외시켜야 하기 때문이다. 우리 시장에서 투자자의 사전 정보가 반영된 예상배당금을 추정할 수 있는 방법에는 2가지가 있다.

남상구(1990)의 연구에 의하면 배당락 폭과 신·구주간의 가격차가 예상배당금을 추정할 수 있는 좋은 척도라고 밝히고 있다. 우리나라에서는 실제 배당금이 확정, 발표되기 전에 미리 배당락이 이루어지므로 이 배당락폭은 주가에 영향을 미치는 다른 정보가 없다면 투자자의 예상 배당금의 크기를 객관적으로 나타내는 척도라 할 수 있다. 또 시가 발행이 정착되어 있지 않은 우리나라에서는 신주와 구주간에 가격차이가 생길 수가 있다. 기업이 유상 증자에 의해 신주를 발행하였을 때 신주에 대해서는 주금이 납입되는 시점을 배당기산일로 간주하므로 신주는 발행된 그 해의 배당에 대한 청구권이 구주와 차이가 나게 된다. 그러나 신주와 구주는 이 점을 제외하고는 모든 점이(특히 위험수준) 같은 주식이므로 결국 신주와 구주의 가격 차이는 곧 예상배당금을 반영하는 것으로 볼 수 있다.

#### 가. 배당락폭

본 연구에서는 우선 이 두가지 척도중 배당락 폭을 독립 변수로 선정하여 보았다. 여기서 구체적 독립변수는 (배당락폭 - 전년도 배당금)이 될 것이며 종속변수는 독립변수의 값이 '+'면 투자자들이 올해의 배당이 전년도 배당보다 클 것이라고 예상하는 것이므로 '1'의 값을 부여하고, 독립변수의 값이 '-'이면 반대의 이유로 '0'의 값을 부여하였다. 그러나 이를 LOGIT 분석해 본 결과 거의 모든 기업에서 계수의 추정이 불가능했다.<sup>8)</sup> 이는 시계열자료가 너무 작은데 불구하고 독립변수의 값의 변동폭이 너무 큰 데 기인한 것 같다.

#### 나. 평균배당율과 이익

배당락폭이 이론상으로는 상당히 타당성있는 독립변수이나 LOGIT분석의 결과 계수추정이 불가능하므로 본 연구에서는 대신 평균배당율과 이익 수준을 예상 배당율을 추정하기 위한 독립변수로 사용하였다. 우춘식(1988)의 현장연구에 의하면 배당정책의 결정 요인에는 업계의 배당지급관행, 과거의 배당지급패턴, 공금리수준, 예상이익등이 큰비중을 차지하고 있다. 따라서 본 연구에서는 전년도 배당수준이 업계평균수준보다 낮은 경우 당해년도 이익이 증가했다면 배당을 조금이라도 높이려는 경향이 있으며 전년도 배당수준이 업계 평균배당수준보다 높으면 이익이 증가해도 구태여 배당을 더 증가시킬 필요가

8) SAS의 error문은 "parameters are to be regarded as infinite"로 나타나 계수추정이 불가능했다.

없을 것이라는 점에 착안했다. 또 그 반대의 경우 즉 평균보다 높는데 이익이 감소하면 배당을 줄일 의향을 가지나, 평균보다 낮는데 이익이 감소하면 배당을 줄이지 않을 것이다. 본 모형은 경영자들이 이런 식으로 배당정책을 결정한다고 투자자들이 믿고 있다고 가정한 셈이다.

① 표본및 자료-74년 부터 88년 까지 13개 기간에 걸쳐 146 개 기업의 자료를 구하였다. 자료는 동서증권의 「상장기업재무분석」으로 부터 구하였다. 표본기업은 1974년 이후 상장되어 현재까지 존속하고 있는 기업을 대상으로 하였고 금융업은 제외하였다.

② 독립변수-독립변수는 둘 다 구체적 값이 아니라 증감을 표시하는 질적 변수로 두었다. (양적변수로 둘 경우가 배당락폭의 경우와 같이 계수추정이 불가능 했음) 즉, 평균배당율은 해당기업의 전년도 배당수준이 소속산업전체의 평균배당보다 높으면 '1', 낮으면 '0'으로 두었고, 이익수준은 당해년도 이익이 전년도 보다 상승했으면 '1', 하락했으면 '0'로 두었다.

③ 종속변수-종속 변수는 당해년도 배당이 전년도 배당보다 증가했으면 '1', 감소했으면 '0'으로 두었다.

#### 다. 검증결과

위의 방법대로 독립변수를 선정하여 LOGIT 분석을 해 본 결과 계수의 추정치들이 그다지 유의하게 나타나지 않았다. 총표본 146개 기업중에서 비교적 위의 독립변수들로서 배당 변화를 예측할 수 있다고 볼 수 있는 기업 49개를 뽑아내었다. 물론 이들도 계수의 추정치들이 3개(intercept, dividend, earning) 다 유의한 것은 거의 없었다. 49개 기업중에서 89년 배당이 전년도와 변화가 없는 기업을 제외하고 남은 22 개 기업만을 검증 대상으로 하였다. 이제 우리는 각 기업의 경영자가 배당을 증가 시킬 확률  $\Phi(u)$ 를 구해 낼 수 있다. 88년 배당과 평균배당을 비교하고, 89년의 이익을 88년의 이익과 비교하여 독

|         | 절편<br>(CHI-SQUARE) | 평균배당<br>(CHI-SQUARE) | 이익<br>(CHI-SQUARE)  | $\Phi(u)$<br>$\phi(u)$ |
|---------|--------------------|----------------------|---------------------|------------------------|
| 동 일 방 직 | -1.6275<br>(2.28)  | 0.4435<br>(0.16)     | 2.3432 **<br>(7.12) | 0.2343<br>(0.0031)     |
| 경 남 모 직 | 0.2231<br>(0.08)   | -2.3026*<br>(3.73)   | 2.1748*<br>(3.59)   | 0.1111<br>0.0020       |
| 코 오 롱   | 1.3577<br>(1.29)   | -2.0169*<br>2.99     | 0.8567<br>1.09      | 0.3409<br>0.0036       |
| 선경인더스트리 | -1.5932<br>1.88    | -0.2345<br>0.05      | 2.8416**<br>8.46    | 0.1385<br>0.0022       |

|           |                   |                    |                  |                  |
|-----------|-------------------|--------------------|------------------|------------------|
| 제 일 합 섬   | -0.4811<br>0.41   | -1.5303*<br>2.78   | 2.1283**<br>5.04 | 0.1180<br>0.0021 |
| 충 남 방 적   | -0.1378<br>0.04   | -1.6973<br>2.56... | 1.5581*<br>3.00  | 0.1376<br>0.0022 |
| 제 일 모 직   | 0.4993<br>0.31    | -2.22554**<br>4.57 | 1.9924**<br>4.25 | 0.1511<br>0.0023 |
| 한국수출포장    | 0.2163<br>0.1     | -1.0759<br>1.61    | 1.8978**<br>4.01 | 0.5539<br>0.0040 |
| 한 국 제 지   | 0.2053...<br>0.06 | -1.5936**<br>3.28  | 1.5249**<br>3.25 | 0.1997<br>0.0028 |
| 한 국 타 이 어 | 0.2256<br>0.09    | -1.5634**<br>2.38  | 2.1602**<br>5.24 | 0.6947<br>0.0035 |
| 남 선 알 미 늄 | -2.6038**<br>4.15 | 0.3817<br>0.09     | 3.9832**<br>9.17 | 0.0978<br>0.0016 |
| 부 산 파 이 프 | -0.8040<br>1.76   | -2.1759*<br>2.82   | 2.3826**<br>6.16 | 0.0483<br>0.0010 |
| 한 국 강 관   | -1.3389<br>4.27   | 0.2472<br>0.08     | 1.5942*<br>3.81  | 0.2077<br>0.0029 |
| 태 양 금 속   | -0.8194<br>1.70   | 0.3998<br>0.36     | 1.7281**<br>6.75 | 0.3966<br>0.0043 |
| 대 동 공 업   | -0.5903<br>0.87   | -2.9885**<br>7.11  | 1.3162*<br>2.68  | 0.6739<br>0.0036 |
| 금 성 계 전   | 1.1245<br>1.68    | -1.5810*<br>3.28   | 0.7996<br>1.37   | 0.3878<br>0.0038 |
| 극 동 건 설   | 1.5494<br>1.84    | -3.6786**<br>8.57  | 1.3975<br>1.46   | 0.3248<br>0.0035 |
| 코 오 룡 건 설 | -0.3705<br>0.24   | -1.9241*<br>3.70   | 1.7306*<br>3.46  | 0.7958<br>0.0026 |
| 동 국 무 역   | -2.1626*<br>2.78  | 0.9940<br>0.64     | 2.5648**<br>4.54 | 0.2371<br>0.0031 |
| 유 럽 통 상   | -0.3526<br>0.16   | -1.2429<br>1.50    | 2.7763**<br>8.17 | 0.1686<br>0.0025 |
| 선 경       | 1.5117<br>1.82    | -2.0341*<br>2.88   | 0.3152<br>0.16   | 0.3723<br>0.0037 |
| 대 한 항 공   | 0.1334<br>0.04    | -2.1046*<br>2.96   | 3.4648**<br>6.48 | 0.1223<br>0.0021 |

\* : significant at 5% level

\*\* : significant at 1% level

립변수 dividend와 earning의 값(0,1 중하나)을 찾아내어 이를 LOGIT 모형에 대입하면 logit의 값(Z)을 구할 수 있고, Z를 이용하여 각 기업의  $P = \Phi(u)$ 를 구할 수 있다.  $\Phi(u)$ 에 해당하는 확률변수값을 표준정규분포표에서 찾으면 소수 2째자리 까지 구할 수 있다.  $\phi(u)$ 는 소숫점 3자리 단위로 생각하여 보간법을 써서 구하였다.

## 2) $\pi$ 의 측정

각 기업들의  $d_i$ 는 89년 배당이 전년도 보다 증가한 경우에는  $d_h = \phi(u)/\Phi(u)$ 로써 구하고 감소한 경우는  $d_h = -\phi(u)/[1-\Phi(u)]$ 로 구할 수 있다.  $d_i$ 가 모두 구해지면 이를 아래와 같은 균형수익률 모형을 이용하여 횡단면 회귀분석을 실시한다.

$$R_{it} = U_i + \pi_{d_{hit}} I_{hit} + \pi_{d_{lt}} I_{lt} + \varepsilon_{it} (I = \text{indicator})$$

여기서 균형수익률  $U_i$ 를 구하는 방법은 ① 단순모형(시장조정 수익률모형) ② 시장모형 ③ 실증적 시장모형(시장위협조정 수익률모형) ④ 비교기간 수익률모형(평균조정 수익률모형)등이 있다. 본 연구는 비교기간 수익률 모형을 사용하였다.

$$R_{it} = k_{it} + u_{it}$$

여기서  $k_{it}$ 는 과거기간의 기업의 평균수익률을 의미하여 이것이 바로 균형 수익율이다.

## 가. 변수의 정의

① 종속변수-종속변수  $R_{it}$ 는 주주총회일을 기준으로 당일날과 그 다음날의 수익률의 합으로 규정하였다. 이는 우리나라 제도상 가격제한폭등으로 정보반영이 하루만에 끝나기 어려울 수도 있기 때문이다. 여기서 사건일(event date)을 정하는 데는 논란의 여지가 있다. 사건일을 공식적인 주주총회일로 보느냐 아니면 예상배당을 공시시점으로 보느냐 하는 것이다. 실제로 이사회에서 결정된 예상배당은 거의 주주총회에서 실제배당금으로 결정된다는 점에서는 예상배당을 공시시점을 사건일로 보는 것이 타당하다. 그러나 증권 시장지에서 발표되는 예상배당은 어디까지나 공시규정에 의한 의무공시사항이 아니므로 모든 기업이 다 공시하는것이 아니며, 또 이 시점에서 기업의 이익이 함께 발표되는 것이 통레이므로 이익의 정보효과를 통제하기 위해서라도 여기서는 주주총회일을 사건일로 잡았다.

② 독립변수-독립변수  $d_{it}$ 는 89년 배당이 증가한 경우는  $d_{hit}$ , 감소한 경우는  $d_{lt}$ 를 사용하였다. 배당이 불변인 기업은 표본에서 제외 되었다. 이는 LOGIT분석에서 유의한 49개 표본 기업을 22개로 줄이는 과정에서 이미 반영된 사실이다. 균형수익률은 주주총회일 개최전 15일 전부터 30일간, 주주총회일 개최후 10일부터 30일간의 수익률 자료를 평균하여 구하였다. 주주총회일전 15일을 제외한 것은 이 기간에 예정배당률이 공시될 가능

성이 높기 때문이다.

#### 나. 실증결과

위의 모형을 이용하여 실증분석을 한 결과 아래 표와 같다.

우선 분산분석표를 살펴보면 결정계수  $R^2$ 가 0.1768로서 반응변수  $Y(=R_k - k_k)$ 의 분산중에서 17.68%만이 설명변수  $X(=d_k)$ 에 의한 회귀식으로 설명되고 있다. 그러나  $R^2$ 는 기술적(descriptive)인 의미만 가질 뿐 회귀식 전반의 확정적 유용성은 F통계량에 나타나므로  $F = 4.297$ 로서 유의확률(prob>F)이 5.13%로서 비교적 유의함을 알 수 있다. 이는 추정계수표에서 보는 것처럼 회귀계수에서도 그대로 나타난다. 독립변수 X의 기울기에 대한 추정치는 1.102548 이며 이의 t통계량은 2.073이고 유의확률은 역시 5.13%이다. 또 절편의 계수 추정치도 유의 확률이 3%로 나와 상당히 유의함을 알 수 있다. 따라서 우리는 이 회귀방정식의 회귀계수들의 유의성을 확인할 수 있으며 원 실증모형의  $\pi$ 가 유의하게 0 보다 크다는 사실을 검증하게 되었다. 따라서 배당의 신호전달가설이 성립한다고 볼 수 있다.

#### Analysis of Variance

| Source | DF | Sum of Squares | Mean Square | F Value | Prob>F | $R^2$  | adjusted $R^2$ |
|--------|----|----------------|-------------|---------|--------|--------|----------------|
| Model  | 1  | 8.37416        | 8.37416     | 4.297   | 0.0513 | 0.1768 | 0.1357         |
| Error  | 20 | 38.97999       | 1.04900     |         |        |        |                |

#### Parameter Estimates

| Variable  | DF | Parameter Estimate | Standard Error | T for Ho: Parameter=0 | Prob>  T |
|-----------|----|--------------------|----------------|-----------------------|----------|
| intercept | 1  | 0.740661           | 0.31711928     | 2.336                 | 0.0300   |
| slope     | 1  | 1.102548           | 0.53190356     | 2.073                 | 0.0513   |

#### IV. 結 論

이상의 실증 결과들은 우리 시장이나 기업의 현실과 관련이 있으므로 그 경제적 의미의

해석상 주의를 요한다. 로그선형모형을 사용한 첫번째 실증 분석은 배당정책과 투자결정 사이의 상관관계를 검증하려는 시도로 볼 수 있으므로 배당금잔여이론이나 배당과 투자의 다변량신호전달과도 관련이 있다고 할 수 있다. 내부자 지분구조를 대용변수로 사용했을 경우 배당의 신호전달목적이 순수한 미래현금흐름에 기인한 것인지 아니면 투자기회와의 관련성에 기인한 것인지 구분할 수 없었다. 이 결과는 두가지 의미에서 해석이 가능하다. 첫째는 내부자 지분구조가 배당의 신호전달목적의 차이를 검증하기 위한 대용변수로서 부적합 하기 때문일 수도 있고, 둘째는 실증결과 그대로 우리나라에서는 배당의 신호전달목적이 기업특성별로 구분되지 않기 때문일 수 있다. 첫번째 이유 때문이라면 새로운 대용변수의 설정이 필요하며, 두번째 이유 때문이라면 그원인을 우리나라의 특수한 배당 제도인 액면가 기준의 현금배당에서 찾을 수 있다.

로그선형모형을 이용한 두번째 실증분석의 결과는 사전정보가 풍부하리라고 예상되는 기업의 경우 배당의 신호전달효과가 더 뚜렷하게 나타나 예상과 정 반대 현상을 나타내었다. 이는 전술한바와 같이 우리나라 기업의 폐쇄적 소유구조에서 오는 정보의 신뢰성 문제로 보여진다. 로그선형모형을 이용한 두가지 실증분석에서 한가지 개선되어야 할 점은 종속변수의 정의다. 본 연구에서는 1년 뒤의 주당이익의 변화를 분리변수로 표시하였으나, 배당의 신호전달목적이 기업의 미래현금흐름 또는 장기이익에 있으므로 종속변수로서 최소한 몇 년간의 이익변화의 가중치를 사용하거나, 객관적인 미래이익 예측모형을 이용하여 산출된 장기 이익의 변화를 사용하는 것이 타당 할 것이다. 또 본 실증분석에서는 모형의 단순화를 위해 부수변수(concomitant variable)를 도입하지 않았으나 보다 바람직한 실증결과를 얻기 위해서는 적절한 부수변수의 설정이 필요하다.

계량경제모형을 이용한 실증결과는 매우 제한된 22개 표본기업에 대해서만 배당의 신호전달 효과가 성립하는 것을 확인하였다. 이 결과는 일반적인 신호전달효과의 성립을 주장하기에는 미흡한 것으로서 모형자체의 적용과정에서 다소의 문제점이 발생하였기 때문으로 보여진다. 이 모형의 실증에 내포되어 있는 문제점은 다음과 같다.

첫째, 예상배당금을 추정하기 위한 독립변수의 선정이 적합하지 못하며, 선정된 독립변수도 증감을 나타내는 범주형 자료로만 파악했기에 추정계수의 정확도가 떨어 진다고 하겠다. 둘째, 평균 배당율과 이익을 독립변수로 사용했을 경우 계속 안정배당만을 지급해온 기업의 경우는 LOGIT모형을 적용하기에 문제점이 있다. 배당의 정보 가설이란 기업이 안정배당을 실시 할 것이라는 전제하에 성립된 가설인데 이 경우는 안정배당 기업을 표본에서 제외하게 되는 모순이 있다. 셋째, LOGIT모형에 의한 정확한 계수 추정치를 산출하기에는 표본이나 시계열자료가 모두 부족하다고 할 수 있다.

마지막으로 본연구와 관련된 앞으로의 연구방향을 제시해본다.

첫째, event study에 의한 검증을 실시하더라도 비정상수익률의 발생원인인 신호전달

효과, 대리효과, 부의 이전효과를 구분할 수 있는 방법이 개발된다면 event study에 의한 검증도 유효하게 될 것이다.

둘째, 배당이 기업의 미래현금흐름에 대한 내부정보를 전달하는 것이므로 종속변수를 '예측하지 못한 미래이익변화'로 두고 독립변수는 '예측하지 못한 배당변화'로 두고 직접 회귀분석하는 방법도 생각할 수 있다. 이를 위해서는 미래이익이나 배당에 대한 합리적 예측모형이 구축되어야 할 뿐 아니라 다른 효과가 개입되지 않도록 변수의 통제가 잘 이루어져야 할 것이다.

셋째, 배당과 다른 신호도구가 결합하여 이루어지는 다변량신호전달문제는 앞으로의 중요한 연구과제이다. 아직 이론정립단계에 불과한 다변량신호전달을 위한 실증모형이 개발되고 신호균형이 실지로 검증된다면 이는 배당의 신호전달 뿐만 아니라 실증연구가 충분치 않는 배당과 투자와의 상관관계 및 자본조달행위에 대한 실증연구에도 매우 유용한 결론이 될 수 있을 것이다.

# 参 考 文 献

- 金東沃, “配當의 情報效果에 관한 實證的 研究”, 財務管理研究, Vol6, No2, 1989. 12, 97-112.
- 남상구, 기업배당정책과 배당의 정보효과, 한국신용평가(주), 1990.
- 박준완, “회계이익공시의 정보효과 와 기업특성요인에 관한연구”, 회계학 연구. 9, 1989, 11-36.
- 선우석호, “자본구조의 신호가설에 대한 실증적 고찰: Logit검사법”, 재무연구, 139-174.
- 우춘식, “배당정책의 결정요인과 그효과에 대한 경영자의 견해”, 신평저널, 1988년 겨울호
- 우춘식·김영규, “현금배당공시의 시장반응에 대한 실증적연구”, 신평저널, 1988년 겨울호
- 이규금, “비대칭적 정보하의 재무의사결정과 신호표시의 최적균형에 관한 연구” 1991. 5, 경영학연구, 259-296.
- 이필상·정강원, “배당의 신호표시이론에 관한연구” 경영논총, 고려대학교, 1986.
- 임용기, 기업소유구조와 자본시장 발전, 한국신용평가(주), 1988.
- 주상용, “내부소유자가 배당정책에 미치는 영향에 관한 실증적고찰 -이익 예측능력 검증을 중심으로-”, 재무연구, 1990. 12., 101-119.
- Acharya, S., “A Generalized Econometric Model and Tests of Signalling Hypothesis with Two Discreate Signals”, Journal of Finance, 1988, 413-429.
- Aharony, J. and A. Dotan. “The Association Between Change in Dividend and Subsequent Earnings”. Working Paper, Tel Aviv University, 1988.
- \_\_\_\_\_ and I. Swary, “Quarterly Dividend and Earnings Announcement and Stockholders' Returns : An Empirical Analysis,” Journal of Finance, March 1980, 1-12.
- Akerlof, G., “The Market for ‘Lemons’,” Quarterly Journal of Economics, 1970, 488-500.
- Albrecht, J. W., “A Procedure for Testing the Signalling Hypothesis,” Journal of Public Economics, 1981, 123-132.
- Ambarish, R., K. John and J. Williams, “Efficient Signalling with Dividends and Investments,” Journal of Finance, June 1987, 321-343.
- Bhattacharya, S., “Imperfect Information, Dividend Policy, and the Bird in the Hand Fallacy”, Bell Journal of Economics and Management Science, 1979, 259-270.
- \_\_\_\_\_, “Nondissipative Signalling Structures and Dividend Policy”, Quarterly Journal

- of Economics, 1980, 1–24.
- Eades, K.M., "Empirical Evidence on Dividends as a Signal of Firm Value," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Nov. 1982.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu, "Earnings Information Conveyed by Dividend Initiations and Omission," *Journal of Financial Economics*, Sep. 1988, 149–175.
- Handjiinicolaou, G and A. Kalay, "Wealth Redistributions or Changes in Firm Value : An Analysis of Returns to Bondholders and Stockholders around Dividend Announcements," *Journal of Financial Economics*, Mar. 1984.
- John, K. and Kalay, A., "Informational Content of Optimal Contracts", Chapter 5 of E. I. Altman and M. G. Subrahmanyam (eds), *Recent Advances in Corporate Finance*. Homewood Illinois : Irwin, 1985.
- John, K. and j. Williams, "Dividends, Dilutions and Taxes : A Signalling Equilibrium", *Journal of Finance*, Sep. 1985, 1053–70.
- Laub, P., "On The Informational Content of Dividends," *Journal of Business*, Jan. 1986.
- Miller, M. H. and K. Rock, "Dividend Policy under Asymmetric Information." *Journal of Finance*, 1985, 1031–51.
- Mishira, B., "Informational Asymmetry in Finance : Related Essays", Unpublished Ph. D. dissertation, New York University, 1985.
- Pettit, R.R., "Dividend Announcement, Security Performance and Capital Market Efficiency," *Journal of Finance*, Dec. 1972.
- Riley J.G., "Informational Equilibrium," *Econometrica*, 47, 1979, 331–359.
- Rothschild, M. and J. E. Stiglitz, "Equilibrium in Competitive Insurance Markets : An Essay on the Economics of Imperfect Information," *Quarterly Journal of Economics*, 1976, 629–649.
- Rozeff, M. S., "Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratio," *Journal of Financial Research*, Fall 1982, 249–259.
- Spence, A. M., "Job Market Signaling," *Quarterly Journal of Economics*, 1973, 355–374.
- , "Competitive and Optimal Responses to Signals : Analysis of Efficiency and Distribution," *Journal of Economic Theory*, 1974, 296–332.
- Talmor, E., "Asymmetric Information, Signaling, and Optimal Corporate Financial Decisions," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1981, 413–438.
- Trueman, B., "The Relationship between the Level of Capital Expenditures and Firm

- Value", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1986, 115–129.
- Williams, J., "Efficient Signalling with Dividends, Investments and Stock Repurchases," *Journal of Finance*, July 1988, 737–747.
- Woolridge, J. R., "Stock Dividend as Signals," *Journal of Financial Research*, 1988, 1–12.