

# 配當에 대한 信號假說과 代理人費用假說의 實證分析

金 炳 秀\* · 邊 永 勳\*\*

## 〈요 약〉

본 연구는 産業의 配當決定行態를 주식시장에 존재하는 非對稱的 情報構造로 설명하고자 하는 信號假說과 代理人費用假說의 검정에 관한 것이다. 배당자료의 특성과 panel자료의 사용으로 인하여 통상적인 추정방법을 사용할 경우 문제가 발생하게 된다. 본 연구에서는 특정한 형태의 불균등 분산을 가정한 HAT모형을 대안으로 제시하였다. 모형설정검정을 위한 통계량을 도출하여 설정검정을 해본 결과 HAT모형의 실용적 타당성이 입증되었으며 Lintner모형을 응용한 配當決定模型에 HAT모형을 적용시켜 실증분석에 사용하였다. 그 결과 信號假說과 代理人費用假說에 의해 모형에 포함된 변수들은 非有意的인 것으로 판명되어 두 假說은 모두 棄却되었다.

## I. 머리말

배당에 대한 많은 연구들의 관심은 배당을 하는 이유, 배당의 결정요인, 그리고 배당의 효과 등 결국은 서로 밀접한 관련이 있는 세 가지 주제에 모아지고 있다. 株價는 배당에 의해 영향받지 않는다는 配當無關命題(dividend irrelevancy proposition)를 증명한 Miller와 Modigliani(1961)의 논문은 株價와 배당의 관계뿐만 아니라 배당에 관한 의문점들에 대한 해답의 도출을 위한 많은 이론적 실증적 연구들의 기초를 제공하고 있다.

Miller와 Modigliani는 配當無關命題를 도출하기 위하여 세금과 정보의 비대칭성이 존재하지 않는다는 가정을 사용했기 때문에 그 후의 配當에 관한 연구들은 그와 같은 가정을 완화할 경우 어떠한 결과가 도출되느냐에 집중되었으며 그 결과로 본 연구의 관심인 信號假說(signaling hypothesis)과 代理人費用假說(agency cost hypothesis)도 출현하게 되었다.

信號理論(signaling theory)은 非對稱的 情報가 존재하는 시장에서의 정보 전달 과정과 균형

\* 순천향대학교 경제학과 조교수.

\*\* 명지대학교 무역학과 조교수

의 존재 여부 및 성격을 분석하고 있으며 主-代理人理論은 정보의 비대칭으로 인하여 발생할 수 있는 代理人의 道德的危險(moral hazard)를 방지하기 위한 主-代理人 간의 계약관계를 분석하고 있다. 기업의 經營人 또는 내부자는 기업외부의 일반 주식보유자에 비해 기업의 경영상태 등 기업의 실제가치에 대하여 양과 질적인 측면에서 우월한 정보를 갖고 있다. 이와 같이 주식시장에 존재하는 정보의 비대칭성은 기업의 실제가치에 대한 信號로서의 배당의 기능과 代理人費用(agency cost)으로서의 配當의 기능에 관심을 갖게 하였다.

본 연구는 배당의 이유 및 결정요인을 주식시장의 비대칭적 정보구조로부터 설명하고 있는 두 假說에 대한 실증적 분석을 목적으로 하고 있다. II장에서 信號假說과 代理人費用假說에 대한 이론적 연구들을 간략히 살펴본후, III장에서는 配當決定模型으로 널리 사용되고 있는 Lintner모형을 본 연구의 목적에 적합하게 수정한다. IV장에서는 적합하지 않은 추정방법을 사용할 경우 발생하는 문제점들에 대해 논의한 후 대안으로 제시한 HAT모형의 설정방법 및 추정방법에 대해 설명하고 모형설정검정을 통하여 HAT모형의 실용적 타당성을 보여준다. V장에서는 III장에서 설정된 배당행태방정식을 HAT모형에 적용하여 추정한 결과를 사용하여 信號假說과 代理人費用假說을 검정한다.

## II. 信號假說과 代理人費用假說

信號理論은 정보의 비대칭성으로부터 비롯되는 시장의 불확실성을 해소하거나 절감시키기 위한 일종의 代變數(proxy variable)인 信號의 메카니즘을 연구하는 情報經濟學의 한 분야이다.<sup>1)</sup>

非對稱의 情報가 존재하는 어느 시장에서 信號가 효과적으로 기능을 발휘하기 위해서는 그 信號에 의해서 표현되는 특성과 信號 비용간에 負의 상관관계가 성립되어야만 한다. 株式市場에서 配當은 기업의 실제가치를 나타내는 信號로 사용될 수 있는 조건들을 충족시킨다. 우선 株式市場에는 情報의 非對稱性이 존재한다. 기업의 경영자는 기업의 실제가치에 대한 정보를 기업외부의 주식보유자들에 비해 많이 보유하고 있다. 또한 배당지급에는 비용이 수반되며 그 비용은 재무구조가 허약할수록 더 클 수밖에 없기 때문에 배당비용과 기업의 실제가치간에는 負의 상관관계가 존재하게 된다.

배당을 기업의 가치에 대한 정보를 제공하는 信號로 사용하는 株式市場에서의 信號模型은

1) 信號(signaling)의 개념은 Akerlof(1970)에 의해 개발되어 Spence(1973), Riley(1975) 등에 의해 均衡理論으로 발전되었다.

Ross(1977), Bhattacharya(1979), Eades(1982)등에 의해 개발 분석되어 株式市場에서의 信號均衡 존재의 가능성과 균형의 성격, 즉 균형배당수준은 기업의 실제가치와 正의 관계를 가지며 기업의 위험수준과는 負의 관계를 갖는다는 결과를 보여주었다. Kalay(1980)는 Ross의 模型을 사용하여 配當의 信號均衡이 존재하기 위해서는 기업이 배당을 낮추는 것을 꺼린다는 조건이 필요하다는 사실을 보여줌으로써 기업이 배당을 낮추기가 쉽지 않은 株式市場에서 배당이 信號로 사용될 경우 信號均衡은 존재할 것이라는 점을 시사하고 있다.<sup>2)</sup>

기업이 비용을 감수하면서도 配當을 하는 이유, 配當率의 결정요인, 配當이 기업의 실질가치에 영향을 주는 가라는 配當과 관련된 의문점들을 규명하기 위한 또하나의 시도는 主-代理人理論(principal-agent theory)에 근거한 代理人費用假說(agency cost hypothesis)이다.<sup>3)</sup>

代理人費用假說을 지지하는 사람들은 配當의 信號假說을 부정하며 그 이유로 配當의 信號로서의 기능이 불명확할 뿐만 아니라 기업의 실질가치와 관련이 있는 다른 지표들에 비해 비효율적인 측면이나 연관성의 정도에서 우월하지 못하다는 점을 들고 있다.<sup>4)</sup>

代理人費用假說도 信號假說과 마찬가지로 株式市場에 존재하는 情報의 非對稱性에 착안하고 있다. 주인인 주주들은 기업의 실질가치에 대한 정보를 얻기가 힘든 반면 代理人인 경영자는 기업의 영업실적은 물론 財務構造 등 기업의 실질가치에 대한 정확한 정보를 보유하고 있다. 그러한 정보의 비대칭 때문에 代理人의 경영목적이 주인의 그것인 이윤극대화과 다를 경우 代理人은 자신의 목적달성을 위해 이윤극대화와는 맞지 않는 경영을 하게 되는 道德的危險(moral hazard)의 가능성이 있다. 代理人費用(agency cost)은 代理人으로 하여금 주인의 이익에 반하는 행동을 할 수 없도록 하기 위하여 주인이 지출하게 되는 監視費用(monitoring cost)과 주인의 이익에 반하는 행동을 하지 않고 있다는 것을 보여주기 위해 代理人이 부담하게되는 保證費用(bonding cost), 그리고 代理人의 의사결정과 주인의 의사결정의 격차로부터 발생하는 기업가치의 감소부분인 殘餘損失(residual costs)을 말한다.

代理人費用假說은 주인의 감시수단과 代理人의 보증수단으로 사용될 수 있는 배당의 특성에 착안하고 있다. 경영자의 입장에서는 株主들에게 기업경영의 능력을 보여주기 위해서 가능한 한 많은 배당을 지급하고자 하지만 기업의 경영실적에 비해 과도한 배당을 하게되면 외부 금융시장으로부터의 차입이 불가피하게 되고 금융기관으로부터의 차입은 즉시 탐지되기 때문에 경영자는 과도한 배당을 할 수가 없다.

2) Bhattacharya(1979)도 배당률인하는 배당률인상보다 더 많은 비용을 수반한다는 배당비용의 비대칭성을 가정하고 있는데 이는 Kalay의 가정과 동일하다고 볼 수 있다.

3) 株式會社의 경우 기업의 주인인 株主들과 기업을 경영하는 專門經營人과의 관계는 전형적인 主-代理人 관계로 파악될 수 있다.

4) Easterbrook(1984).

배당에 대한 信號假說과 代理人費用假說의 이론적 도출은 Miler와 Modigliani의 配當無關命題와 마찬가지로 기업의 財務恒等式으로부터 도출되고 있다. 따라서 두 假說의 타당성은 이론적 측면보다는 현실적 측면에서 검토되어야 하며 실제 자료를 사용한 實證分析에 의한 검증의 필요성이 제기된다.

### III. 配當決定模型의 設定 및 資料

回歸分析을 사용하는 대부분의 配當決定模型은 Lintner(1956)에 의해 제시된 Lintner모형을 사용하고 있다. Lintner모형은 다음과 같은 部分適應模型(partial adjustment model)으로부터 유도된다.

$$D_t - D_{t-1} = a + c(D_t^* - D_{t-1}) + u_t \quad (1)$$

$D_t$ : t期の 配當

$D_t^*$ : t期の 目標配當

a: 상수항

c: 適應速度

$u_t$ : 正規分布를 따르는 확률오차

배당은 근본적으로 당기순이익에 의해 결정되지만 기업의 입장에서는 배당이 급격히 변동하는 것은 바람직하지 않다고 본다. 그 이유는 당기순이익이 많아졌다고 해서 배당을 많이 높게 되면 다음해의 실적이 올해에 미치지 못할 경우 배당을 낮출 수밖에 없기 때문이다. 따라서 기업은 配當變動 가능량의 일부만을 실제 지급되는 배당에 반영함으로써 배당이 급격히 변동하는 것을 방지하려 할 것이다. Lintner는 목표 배당은 당기순이익에 의해 결정된다고 보아 목표배당을 당기순이익  $Y_t$ 에 목표지급율  $\delta$ 를 곱한 값으로 대체한 다음과 같은 回歸方程式을 설정하여 추정하였다.<sup>5)</sup>

$$\begin{aligned} D_t &= a + c\delta Y_t + (1-c)D_{t-1} + u_t \\ &= a + bY_t + dD_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

배당은 당기순이익과 前期의 배당에 의해 결정된다는 Lintner모형은 상당한 설명력이 있는

5) Lintner의 실증분석에 의하면 Lintner모형은 배당변화의 약 85%를 설명할 수 있으며 적응속도 c의 추정치는 0.3, 목표지급율  $\delta$ 의 추정치는 약 0.5인 것으로 나타나고 있다(Lintner, 1956, pp.108-109).

〈表 1〉 資料의 構造

Data sets	DNUM	企業數	관찰치수	無配當의 %	産 業
1	2000-2099	47	517	14.31	식료품
2	2200-2300	47	517	40.81	섬유, 의복
3	2600-2771	57	627	11.64	제지, 인쇄
4	2800-2890	81	891	6.85	화학
5	2911-3079	63	693	18.76	석유, 고무, 플라스틱
6	3310-3499	80	880	18.98	금속
7	3510-3590	77	847	20.43	기계
8	3600-3679	107	1177	31.76	전기, 전자
9	3680-3699	37	407	58.23	컴퓨터
10	3711-3790	53	583	22.30	자동차, 항공기

<sup>1)</sup>DNUM은 Industrial COMPUSTAT tape의 산업분류번호임

것으로 평가되어 대표적인 配當決定模型으로 사용되어 왔다.<sup>6)</sup>

본 연구에서는 Lintner모형에 기초하여 본 연구의 과제인 信號假說과 代理人費用假說을 검증할 수 있도록 설명변수들을 추가한 模型을 사용한다.

配當이 기업의 현상과 장래에 대한 정보를 제공한다는 信號假說의 검정을 위해서는 賣出伸張率(變數名 GROWTH)과 負債率(變數名 DER)을 설명변수로 추가한다. 매출증감율은 기업의 영업상태를 나타내며 負債率(debt-equity ratio)은 기업의 재무구조를 대표하는 지표이므로 두 변수를 기업의 현재와 미래를 나타내는 代變數(proxy variables)로 사용한다. 賣出伸張率이 높은 기업은 생산증대를 위한 투자를 필요로 할 것이고 최소비용으로 자본조달을 하기 위해서 配當지급을 줄일 것이므로 매출신장율과 배당과는 負의 관계가 성립하여 변수 GROWTH의 회귀계수는 (-)값을 가질 것으로 예측된다. 또한 負債率이 높은 기업은 이자와 부채상환의 부담으로 인하여 배당이 낮을 수밖에 없을 것으로 보여 변수 DER의 회귀계수 역시 (-)값을 가질 것으로 예상된다.

代理人費用假說의 검정을 위해서는 의결권을 갖는 株主(common stock holder)의 수(變數名 CSH)를 사용하기로 한다. 의결권을 갖는 株主의 수가 많을수록 주식소유가 분산되고 그 결과 기업의 경영에 참여하지 않는 株主의 비율이 높아져서 代理人費用이 증가되며 반대로 株主의 수가 적으면 소유가 집중되고 내부자의 주식보유비율이 높아져서 代理人費用을 지출할 필요

6) Fama and Babiak(1968), Nakamura and Nakamura(1985), Marsh and Merton(1987)의 모형들은 설명력의 향상을 목적으로 Lintner모형의 설명변수를 다른 변수로 대체하거나 설명변수를 추가하고 있으나 뚜렷한 설명력의 향상을 보여주지는 못한다.

성이 낮아지기 때문이다.<sup>7)</sup> 따라서 변수 CSH와 배당과는 正의 관계가 성립하여 변수 CSH의 회귀계수는 (+)값을 가질 것으로 예상된다.

模型的 추정을 위해서 COMPUSTAT 자료로부터 미국의 제조업부문에 속해 있는 649개 기업의 11년간 자료를 추출하였다. 제조업부문을 분석대상으로 한 이유는 금융산업 등의 다른 부문들은 정부의 통제 내지 규제 때문에 배당의 변동이 자유롭지 못하기 때문이다. 분석의 편의상 필요로 하는 변수의 자료가 불충분한 기업은 분석대상에서 제외하였으며 PSID(Panel Study of Income Dynamics)의 산업분류에 따라 10개의 산업으로 분류하여 분석하였다. 資料의 構造는 <表 1>과 같다.

#### IV. 推定方法 및 模型設定檢定

본 연구에서 추정하고자하는 配當決定模型을 본 연구에서 사용하고자 하는 자료로 추정하기 위해서는 추정방법론적인 측면에서 몇 가지 문제점을 해결해야한다. 우선 고려해야할 사항은 模型의 從屬變數(dependent variable)인 배당의 censoring 문제이다. 선형회귀식인 Lintner모형에 의하면 당기순이익이 (-)일 경우 배당이 (-)일 수도 있지만 (-)배당은 불가능하므로 배당은 0이 되며 그 결과 종속변수의 값이 0에서 censoring되게 된다.<sup>8)</sup>

回歸分析方法을 사용하고 있는 대부분의 配當決定에 관한 실증분석에서는 추정방법으로 通常最小自乘法(Ordinary Least Squares : OLS)을 사용하고 있으나 OLS를 사용할 경우 不偏推定量(unbiased estimator)을 얻을 수 없다. 0을 포함한 모든 자료를 사용하여 추정하면 0에서의 censoring 때문에 추정치는 下向偏倚(downward bias)를 갖게 되며, 그와 같은 문제를 피하기 위해 從屬變數가 0인 자료들을 추정에서 제외할 경우에는 더 심각한 選擇偏倚(selectivity bias)의 문제가 발생되기 때문이다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해서는 OLS가 아닌 다른 추정방법, 즉 Tobin(1958)이 개발한 tobit모형 형태의 모형을 설정하고 尤度函數를 도출한 후 最尤推定法(maximum likelihood method)을 사용하여 회귀계수를 推定해야 한다.

또다른 문제점은 본 연구에서 사용하는 자료가 橫斷面資料(cross sectional data)와 時系列資料(time series data)가 결합된 panel 자료라는 점에서 비롯된다. Panel 자료를 사용하는 모형을 추정하기 위해서는 LSDV(Least Squares Dummy Variables) 방법과 GLS(Generalized Least Squares) 방법을 사용할 수 있으나 본 연구의 자료와 같이 censoring이 존재하는 경우에는 사용

7) Rozeff(1982)

8) 본 연구에서 사용된 자료를 보더라도 산업별로 적게는 7%정도부터 많게는 60% 가까이 까지 배당자료의 수치가 0인 것을 알 수 있다.

할 수가 없다.<sup>9)</sup>

Censored panel data의 추정을 위해서는 앞에서 논의한 tobit모형의 추정방법을 응용해야한다. 본 연구의 실증분석에서 사용한 모형은 Lintner 모형에 앞에서 논의한 변수들을 추가하고 panel data를 사용하는 tobit 형태의 모형으로 다음과 같다.

$$D_{it}^* = \alpha_i + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 GROWTH_{it} + \beta_4 DER_{it} + \beta_5 CSH_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$$D_{it} = \begin{cases} D_{it}^* & \text{if } D_{it}^* \geq 0 \\ 0 & \text{if } D_{it}^* < 0 \end{cases}$$

위 모형의 추정을 위해서는 오차의 분포로부터 얻어지는 尤度函數(likelihood function)의 극대점을 찾는 最尤推定法을 사용해야 할 것이라는 짐작은 할 수 있지만 회귀방정식의 절편  $\alpha_i$ 때문에 尤度函數의 도출과 추정방법이 복잡해진다.

$\alpha_i$ 를 고정된 값을 갖는 상수로 가정할 경우에는 尤度函數의 유도가 가능하고 Heckman 과 MaCurdy(1980)가 개발한 反復最尤推定法(iterative maximum likelihood estimation method)을 사용하여 추정이 가능하다. 反復最尤推定法은 일종의 2단계 추정방법으로  $\beta$ 와 오차항  $u$ 의 분산인  $\sigma^2$ 의 초기치를 가정한 후  $\alpha_i$ 를 추정하고 추정된  $\alpha_i$ 의 값들을 대입한 후  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 의 추정치를 구하는 과정을 수렴할 때까지 계속 반복하는 방법이다.

반면에  $\alpha_i$ 를 오차항과 마찬가지로 기업에 따라 다를 수 있는 확률변수로 가정하게 되면  $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$ 가 오차의 역할을 하게 되고 그 결과 오차의 分散-共分散行列(covariance matrix)의 비대각항이 0이 될 수가 없어 尤度函數의 도출이 불가능해진다. 그와 같은 추정방법론상의 어려움 때문에  $\alpha_i$ 를 확률변수로 취급하는 것이 모형의 일반화 관점에서와 현실화 측면에서 바람직함에도 불구하고 모형설정에 사용되지 못하여 왔다.

본 연구에서 제시하고 있는 HAT(Heteroskedastically Adjusted Tobit)모형은  $\alpha_i$ 가 확률변수라는 가정 하에서도 추정이 가능하도록 오차의 分散-共分散行列을 수정하는 방법을 제시하고 있다. HAT모형은 分散-共分散行列의 비대각항들을 모두 0으로 가정하는 대신 오차의 분산들인 대각항이 자료의 시계열적 특성과 횡단면적 특성을 함께 반영하도록 다음과 같은 형태의 不均等分散(heteroskedasticity)을 가정하고 있다.

$$\sqrt{\sigma_i^2 \theta_i^2} \quad (4)$$

9) Panel 자료의 추정에 대한 자세한 논의는 Hsiao(1986)를 참조.

$\sigma_i^2$ 는 각 시점에서서 횡단면자료들의 오차분산이며  $\theta_t^2$ 는 각 횡단면별 시계열자료의 오차분산으로 식(4)와 같은 不均等分散을 가정할 경우의 對數尤度函數(log likelihood function)는 다음과 같이 도출된다.

$$\ln L = \sum \sum (1 - d_{it})(1 - \phi_{it}) + \sum \sum d_{it} \left[ -\frac{1}{2} \ln \sigma_i \theta_t - \frac{1}{2\sigma_i \theta_t} (D_{it} - X_{it} \beta)^2 \right] \quad (5)$$

$\phi_{it} : \frac{X_{it} \beta}{\sigma_i \theta_t}$  에서의 표준화 정규분포의 확률분포함수

$d_{it} : D_{it} \geq 0$  일 경우 1이고 다른 경우 0인 假變數(dummy variable)

$X_{it} : \text{설명변수들의 벡터}$

위와 같이 설정된 HAT모형을 통상적인 最尤推定法으로 추정하기는 쉽지 않다. 그 이유는 추정해야할 모수(parameter)의 수가 크게 증가할 경우 尤度函數와 모수 추정치의 수렴이 보장되기 어렵기 때문이다.<sup>10)</sup> 본 연구에서는 최적화기법에 의해 추정해야할 모수의 수를 최소화하는 濃縮最尤推定法(concentrated maximum likelihood method)을 사용하여 HAT모형을 추정하였다. 추정과정은 다음과 같다.

배당이 0이 아닌 값을 갖는 관찰치만으로 구한 OLS추정치들  $\hat{\beta}$ 의 초기치로 사용하여 식(6)에 의해  $\sigma_i^2$ 과  $\theta_t^2$ 의 추정치를 구한후 그 값을 尤度函數(5)에 대입하면  $\beta$ 만의 함수인 濃縮尤度函數가 얻어진다.

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T_1} \sum_{D_{it} > 0} (D_{it} - X_{it} \hat{\beta}) D_{it} \quad i=1, \dots, N \quad (6)$$

$$\hat{\theta}_t^2 = \frac{1}{N_1} \sum_{D_{it} > 0} (D_{it} - X_{it} \hat{\beta}) D_{it} \quad t=1, \dots, T$$

구해진 濃縮尤度函數에 대하여 최우추정법으로  $\beta$ 의 2차 추정치를 구한 후 다시  $\sigma_i^2$ 과  $\theta_t^2$ 의 추정치를 구하는 과정을  $\beta$ 와  $\sigma_i^2, \theta_t^2$ 가 수렴될 때까지 반복하였다.<sup>11)</sup>

HAT모형의 分散-共分散行列은 이론적인 도출에 의한 것이 아니라 다분히 자의적이기 때문에 두 가지 방법의 設定檢定(specification test)을 통하여 타당성을 진단하였다. 첫번째 설정검

10) 통상적인 均등분산일 경우 추정해야할 모수는  $k$ 개의  $\beta$ 와 1개의  $\sigma^2$ 인데 비하여 HAT 모형의 경우는 불균등분산으로 인하여 추정해야할 모수의 수가  $(k+N+T)$ 개로 증가하게 된다.

11) HAT모형의 추정과 설정검정은 GAUSS로 program을 만들어 수행하였으며 최우추정치를 구하기 위한 算法으로는 BHHH algorithm을 사용하였다.

정은 오차의 분산-공분산행렬에서 비대각항을 차지하는 공분산들이 모두 0인지를 검정하는 방법이다.<sup>12)</sup> HAT모형은 오차의 분산-공분산행렬의 비대각항들을 0으로 가정함으로써 추정을 가능하게 하는 대신에 대각항이 시계열과 횡단면의 오차분포에 대한 정보를 보유하도록 설정되었다. 따라서 실제 자료를 HAT모형으로 추정한 결과를 사용하여 오차항간의 공분산이 0이라는 가설을 검정한 결과로 HAT모형설정의 타당성을 판별할 수 있을 것이다. 검정통계량은  $x^2$ -통계량으로 도출과정은 부록에 수록하였다.

또 하나의 설정검정은 安定性檢定(stability test)을 통한 간접적 방법이다. 설정이 잘된 모형은 그렇지 못한 모형에 비해 안정적이라는 사실은 HAT모형의 不均等分散 설정과 均等分散을 가정하고 있는 일반적 형태의 tobit모형의 안정성검정을 통해 어떤 설정이 우수한 지를 간접적으로 보여줄 수 있을 것으로 판단된다. Anderson(1987)에 의해 개발된  $x^2$ -통계량은 Chow 검정을 limited dependent variable 모형에 응용한 것으로 표본을 둘로 나누어 두 표본으로 각각 구해지는 尤度函數의 극대값과 각 표본의 관찰치 중 0이 아닌 관찰치의 갯수를 사용하여 얻어지며 tobit모형의 안정성검정을 위해서는 다음의 통계량이 사용된다.

$$2 \left[ \frac{n_1 + n_2}{n_1} \ln L_1 - \frac{n_1 + n_2}{2} \ln \left( \frac{n_1}{n_1 + n_2} \right) - \ln L_2 \right] \quad (7)$$

$n_1$ 과  $n_2$ 는 두 표본에서 배당이 0이 아닌 관찰치의 수이며  $L_1$ 과  $L_2$ 는 두 표본을 각각 추정해서 얻어지는 尤度函數값이다.

均等分散을 가정하고 있는 Heckman and MaCurdy의 모형설정과 不均等分散을 가정하고 있는 HAT모형설정에 대한 설정검정결과는 다음과 같다.

모형설정검정의 결과는 HAT모형의 설정이 Heckman and MaCurdy이 사용한 H-M모형의 설정에 비해 우수하다는 사실을 보여준다. 전형적인 tobit 유형의 모형설정을 따르고 있는 H-M의 경우에는 7개 산업에서 오차의 공분산이 0이라는 귀무가설을 기각한 반면 不均等分散을 설정한 HAT모형의 경우에는 오직 1개 산업에서만 기각되었다. 이와 같은 검정결과는 최우추정법이 가능하기 위한 최우선적인 조건인 오차의 공분산이 0라는 가정을 수용하기에 HAT모형이 더 적합하다는 사실을 말해준다.

안정성검정의 결과도 HAT모형이 상대적으로 더 안정적인 것을 보여준다. 안정성검정을 위한 통계량은  $x^2$ 이지만 모든 산업의 자유도가 100이 넘기 때문에 표준화정규통계량으로 바꾸어 검정하였다. 그 결과 HAT모형의 경우 4개 산업에서, H-M모형의 경우 2개 산업에서 안정적인

12) 검정대상인 귀무가설(null hypothesis)을 식으로 표기하면  $H_0 : E(u_{it} u_{is}) = 0, t \neq s$  혹은  $H_0 : Cov(u_{it}, u_{is}) = 0, t \neq s$ 와 같다.

〈表 2〉 模型設定檢定の 결과

産 業	H-M		HAT	
	$x^2$	안정성검정	$x^2$	안정성검정
1	113.8	-1.2	6.0	0.2
2	135.5	-1.3	31.2	-1.2
3	237.3	4.4	86.7	3.4
4	127.8	9.7	11.3	4.5
5	69.1	5.7	49.5	-3.1
6	74.4	6.3	13.9	9.4
7	190.3	-8.4	25.6	3.1
8	416.9	-2.8	9.2	-2.2
9	69.0	-2.8	19.7	-1.9
10	165.6	2.6	21.6	-1.0

1) 각 산업별  $x^2$ -통계량의 자유도는 다음과 같다 : 1(43), 2(55), 3(55), 4(78), 5(54), 6(72), 8(85), 9(17), 10(47)

2) 안정성검정의 통계량은 표준화정규통계량임

것으로 나타났다. 그와 같은 결과로 HAT모형이 절대적으로 안정적이라고는 단정지을 수는 없으나 통계량의 절대치가 H-M모형의 것에 비해 전반적으로 작은 값을 보이고 있어 HAT모형이 H-M모형에 비해서는 비교적 안정적이라고 판단된다.

## V. 信號假說과 代理人費用假說의 檢定

본 연구에서는 우선 배당값이 0인 자료들을 제외한 자료만을 사용하여 tobit 형태가 아닌 일반적인 回歸方程式 형태의 配當決定模型을 GLS로 추정하고, 配當값이 0인 자료까지 모두 포함한 자료를 사용하여 식(3)의 模型에서  $\alpha_1$ 를 변화하지 않는 비확률변수로 가정함으로써 오차항의 均等分散 설정하에서 Heckman 과 MaCurdy의 反復最尤推定法에 의해 추정하는 H-M방법과 식(4)와 같은 不均等分散을 가정하고 있는 HAT모형의 추정방법 두 가지를 사용하여 추정한 후 결과를 비교 분석하였다.

본 연구의 관심인 信號假說과 代理人費用假說의 검정은 HAT모형의 추정결과를 사용함에도 불구하고 GLS 추정의 결과와 H-M 추정의 결과를 함께 제시한 이유는 앞에서 논의한 바와 같이 censored panel data의 추정은 추정방법에 따라 매우 다른 결과를 초래한다는 사실을 보여 주기 위해서이다. 추정결과는 〈表 3〉과 같다.

〈Lintner모형에서 설명변수로 사용되고 있는 前期의 配當과 당기순이익은 모든 산업별 자료에 대해 어떠한 추정방법을 사용하더라도 유의적인 것으로 나타났다. 반면에 信號假說에 근거

〈 表 3 〉 推定結果

産業	추정방법	D(-1)	Y	GROWTH	DER	CSH	R2
1	GLS	0.5471 (19.135)	0.1193 (15.202)	-0.1551 (-2.170)	-0.0684 (-1.183)	0.1051 (5.175)	0.9296
	H-M	0.7116 (26.692)	0.1090 (14.270)	-0.1747 (-2.410)	0.0006 (0.186)	0.0847 (6.463)	0.9568
	HAT	0.6257 (16.307)	0.1089 (10.984)	-0.1541 (-1.051)	-0.0300 (-0.015)	0.1012 (3.566)	0.9139
2	GLS	0.8097 (33.850)	0.0488 (8.729)	-0.0010 (-0.022)	0.0031 (0.089)	0.0345 (2.731)	0.9042
	H-M	0.9425 (39.713)	0.0565 (9.248)	-0.0147 (-0.498)	-0.0582 (-2.833)	0.0115 (1.010)	0.9581
	HAT	0.8918 (23.228)	0.0435 (4.977)	0.0140 (0.265)	-0.0477 (-0.833)	0.0101 (0.407)	0.9609
3	GLS	0.6728 (31.312)	0.1028 (14.565)	-0.2303 (-3.241)	-0.0013 (-0.040)	0.0677 (5.465)	0.9533
	H-M	0.7609 (37.201)	0.1017 (14.571)	-0.1440 (-2.078)	0.0098 (1.155)	0.0599 (6.043)	0.9669
	HAT	0.6732 (17.608)	0.1084 (6.941)	-0.2068 (-1.136)	-0.0295 (-0.538)	0.0532 (1.188)	0.9204
4	GLS	0.7795 (48.757)	0.0708 (13.064)	-0.2186 (-3.239)	-0.0348 (-1.005)	0.0415 (4.945)	0.9649
	H-M	0.7911 (47.425)	0.0750 (13.085)	-0.2380 (-3.430)	-0.0671 (-2.375)	0.0505 (5.913)	0.9635
	HAT	0.7987 (41.546)	0.0646 (15.488)	-0.1662 (-1.433)	-0.0468 (-0.714)	0.0357 (1.151)	0.9355
5	GLS	0.7339 (32.090)	0.0447 (9.337)	-0.1426 (-2.233)	-0.0328 (-1.030)	0.0650 (5.818)	0.9517
	H-M	0.8120 (37.405)	0.0537 (11.667)	-0.1700 (-2.974)	-0.0465 (-2.356)	0.0537 (5.379)	0.9578
	HAT	0.8042 (27.787)	0.0431 (6.866)	-0.1141 (-0.914)	-0.1225 (-6.448)	0.0472 (3.064)	0.9350
6	GLS	0.7610 (41.444)	0.0486 (13.161)	-0.0521 (-1.230)	-0.0007 (-0.033)	0.0391 (3.947)	0.9375
	H-M	0.8870 (49.663)	0.0471 (12.289)	0.0062 (0.158)	-0.0313 (-2.137)	0.0185 (1.922)	0.9361
	HAT	0.7896 (36.993)	0.0518 (13.192)	-0.0347 (-0.597)	-0.0314 (-1.035)	0.0247 (1.759)	0.9039

産業	추정방법	D(-1)	Y	GROWTH	DER	CSH	R2
7	GLS	0.6987 (32.385)	0.0354 (15.662)	-0.0618 (-2.186)	-0.0189 (-1.043)	0.0743 (0.995)	0.9447 0.8859
	H-M		0.0560 (14.735)	-0.0674 (-1.661)	-0.0120 (-1.004)	0.0286 (3.292)	0.9575
	HAT	0.8235 (27.121)	0.0503 (7.126)	-0.1115 (-1.217)	-0.0087 (-0.408)	0.0299 (1.817)	0.9219
8	GLS	0.8189 (55.424)	0.0525 (12.607)	-0.0630 (-1.836)	-0.0148 (-0.760)	0.0164 (2.656)	0.9514
	H-M	0.9246 (64.042)	0.0546 (12.994)	-0.0621 (-2.045)	-0.0426 (-3.047)	0.0119 (2.086)	0.9624
	HAT	0.7933 (42.353)	0.0703 (11.724)	-0.0970 (-1.320)	-0.0863 (-2.952)	0.0085 (0.753)	0.9554
9	GLS	0.5836 (13.272)	0.1692 (9.389)	-0.8491 (-2.761)	0.0922 (0.752)	0.0278 (0.739)	0.8949
	H-M	0.7756 (19.541)	0.1614 (9.369)	-1.0678 (-4.818)	-0.1512 (-2.113)	-0.0165 (-0.536)	0.9113
	HAT	0.9039 (36.053)	0.0778 (5.901)	-0.5101 (-1.722)	-0.1940 (-1.645)	-0.0249 (-0.661)	0.9675
10	GLS	0.7622 (35.529)	0.0668 (14.592)	-0.0251 (-0.315)	0.0229 (0.715)	0.0362 (3.306)	0.9523
	H-M	0.9452 (41.333)	0.0350 (9.744)	0.0292 (0.853)	-0.0201 (-1.334)	0.0084 (0.679)	0.9282
	HAT	0.8830 (25.068)	0.0344 (9.195)	0.0047 (0.060)	-0.0669 (-1.435)	0.0071 (0.380)	0.9249

1) 괄호 안의 수치는 t-통계량의 값임

하고 있는 설명변수인 GROWTH(賣出伸張率)와 DER(負債率), 그리고 代理人費用假說에 의해 첨가된 설명변수인 CSH(보통주 소유주주의 수)는 추정방법에 따라 심한 차이를 보여주고 있다.

설명변수 GROWTH는 GLS와 H-M 방법으로 추정한 결과 6개 산업에서는 유의적이었으나 4개 산업에서 有意性이 없는 것으로 나타난 반면 HAT모형 하에서는 모두 非有意的인 결과를 보여주고 있다. 설명변수 DER의 경우는 GLS를 사용했을 경우 모두 有意性이 없었으나 H-M 방법을 사용할 경우 4개 산업에서만 有意性이 없는 것으로 나타났고 HAT모형에서는 8개 산업에서 有意的이지 못한 결과를 보여주고 있다. 설명변수 CSH의 경우에도 GLS는 2개 산업에서 非有意的이었으나 H-M 방법의 경우에는 4개 산업에서, 그리고 HAT모형을 사용할 경우에

〈表 4〉 推定方法別 非有意的 說明變數 頻度

추정방법	D(-1)	Y	GROWTH	DER	CSH
GLS	0	0	4	10	2
H-M	0	0	4	4	4
HAT	0	0	10	8	8

1)유의수준 5%에서의 검정결과임

는 8개 산업에서 有意性을 갖지 못하는 것으로 나타났다.<sup>13)</sup>

이와 같은 결과는 信號假說과 代理人費用假說에 따라 모형에 설정된 세 설명변수의 설명력이 Lintner모형에서 사용하고 있는 설명변수들과는 달리 추정방법에 따라 매우 민감하다는 사실을 보여주고 있다. 그러므로 從屬變數인 배당의 값이 0에서 censoring되는 특징이 있는 배당의 행태방정식을 추정하는 실증분석에서는 모형의 설정 뿐만 아니라 추정방법의 선택도 결과를 좌우할 정도로 중요하다는 사실을 알 수 있다. 본 연구의 결과는 배당이 0인 자료를 제외하고 최소자승법으로 추정한 결과와 모든 자료를 사용하면서 一致推定量을 얻기 위한 다른 추정방법을 사용한 결과가 차이가 있음을 보여주고 있다. 본 연구의 자료와 같이 많게는 절반을 넘는 從屬變數의 값이 0인 경우, 심각한 偏倚가 예상되기 때문에 最小自乘法에 의한 추정은 결코 바람직하지 못하며 그로부터 얻어지는 假說檢定の 결과는 신뢰할 수가 없다.

본 연구에서 두 假說의 檢定을 위하여 설정한 HAT모형과 그 추정방법은 從屬變數가 0에 censoring되어 있을 경우 一致推定量을 얻을 수 있는 tobit모형을 panel 자료를 사용할 수 있도록 확장하고 일반화시킨 最尤推定法의 일종이다. HAT모형을 추정하여 信號假說과 代理人費用假說을 검정한 결과, 信號假說에 의해 설정된 설명변수 GROWTH의 경우 10개 산업 모두에서 非有意的이었으며 역시 信號假說에 따라 설명변수로 사용된 DER의 경우에는 8개 산업에서, 그리고 代理人費用假說에 의한 변수인 CSH도 8개 산업에서 有意性을 보여주지 못하였다. 따라서 본 연구의 검정과제인 信號假說과 代理人費用假說은 棄却되었다.

## VI. 맺음말

본 연구는 배당이 株式市場의 비대칭적 정보구조와 관련되어 있다는 信號假說과 代理人費用假說에 대한 실증적 분석을 통하여 두 假說을 棄却시키고 있다. 前期配當과 當期純利益을 配

13) 각 변수가 유의적일 경우 회귀계수의 부호는 기대한 바와 같이 나타났다. 즉 변수 GROWTH와 DER은 (-), 변수 CSH는 (+)인 것으로 나타났다.

當의 설명변수로 사용하는 Lintner모형을 본 연구의 기본 모형으로 사용하여 두 假說에 근거한 설명변수들을 모형에 추가하여 그 변수들의 有意性을 검정하는 방법을 사용하였다.

Lintner모형은 모형의 단순함에도 불구하고 모형설정의 이론적 타당성과 많은 실증분석에서 증명된 높은 설명력 때문에 가장 널리 사용되어 왔으며, 따라서 설명변수들을 추가할 경우 추가된 변수들의 有意性은 그다지 높지 못할 것이라는 짐작이 가능하다. 그럼에도 불구하고 그와 같은 모형을 설정한 이유는 배당에 대한 信號假說 또는 代理人費用假說이 받아들여지기 위해서는 Lintner모형내에서도 설명력을 보여줄 수 있어야 한다고 생각했기 때문이다.

배당에 관한 회귀분석의 결과는 설정된 모형의 추정방법에 따라 크게 달라질 수 있기 때문에 有效性(efficiency) 또는 一致性(consistency)과 같은 바람직한 성격을 갖는 統計量을 구할 수 있는 추정방법의 선택 및 개발이 매우 중요하다. 본 연구에서 사용한 HAT모형과 추정방법은 통계량의 성격이 이론적으로 규명된 방법은 아니지만 모형에 대한 設定檢定(specification test)과 모형의 安定性檢定(stability test)의 결과로 볼 때 Heckman과 MaCurdy의 방법에 비해 우수한 것으로 판단되어 본 연구의 관심인 信號假說과 代理人費用假說의 검정에 사용하였다.

信號假說과 代理人費用假說에 의해 Lintner모형에 추가된 변수들은 대부분의 산업에서 有意性이 없는 것으로 나타나기 때문에 信號假說과 代理人費用假說은 이론적 가능성에도 불구하고 실제 배당지급행태에서는 반영되고 있지 않는 것으로 판단된다.

## 參 考 文 獻

- Akerlof, G.A., "The Market for 'Lemons' : Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism," *Quarterly Journal of Economics* 84(1970), 488—500.
- Amemiya, T., "Tobit Models : a Survey," *Journal of Econometrics* 24(1984), 1—61.
- Anderson, G.J., "An Application of the Tobit Model to Panel Data : Modelling Dividend Behavior in Canada," Mimeo, Economics Discussion Paper, *McMaster University*, 1986.
- Anderson, T.W. and C. Hsiao, "Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data," *Journal of Econometrics* 18(1982), 47—82.
- Berndt, E.R., B.H. Hall, R.E. Hall, and J.A. Hausman, "Estimation and Inference in Nonlinear Structure Model," *Annals of Economic and Social Measurement* 3(1974), 653—665.
- Bhattacharya, S., "Imperfect Information, Dividend Policy, and 'the Bird in the Hand' Fallacy," *Bell Journal of Economics* 10(1979), 259—270.
- Black, F. and M.S. Sholes, "The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns," *Journal of Financial Economics* 1(1974), 1—22.
- Eades, K.M., "Empirical Evidence on Dividends as a Signal of Firm Value," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17(1982), 471—500.
- Easterbrook, F.H., "Two Agency—Cost Explanations of Dividends," *American Economic Review* 74(1984), 650—659.
- Fama, E.F., "The Empirical Relationships between the Dividend and Investment Decisions of Firms," *American Economic Review* 64(1974), 304—318.
- Fama, E.F., "Agency Problems and the Theory of the Firm," *Journal of Political Economy* 88(1980), 288—307.
- Fama, E.F. and H. Babiak, "Dividend Policy : An Empirical Analysis," *Journal of American Statistical Association* 63(1968), 1132—1161.
- Hakansson, N.H., "To Pay or Not to Pay Dividend," *Journal of Finance* 37(1982), 415—428.
- Heckman, J.J. and T.E. MaCurdy, "A Life Cycle Model of Female Labour Supply," *Review of Economic Studies* 47(1980), 47—74.
- Higgins, R.C., "The Corporate Dividend—Saving Decision," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 7(1972), 1527—1541.
- Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, New York, Cambridge University Press, 1986.
- Jensen, M.C. and W.H. Meckling, "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Own-

- ership Structure," *Journal of Financial Economics* 3(1976), 305–360.
- Kalay, A., "Signaling, Information Content, and the Reluctance to Cut Dividends," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15(1980), 855–869.
- Kim, B.S., "The HAT Model : An Estimation Method of Censored Panel Data with Random—Effects Specification," *Korean Economic Review* 9(1993), 187–199.
- Lintner, J., "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review* 1956, 97–113.
- Maddala, G.S., "Limited Dependent Variable Models Using Panel Data," *Journal of Human Resources* 22(1988), 307–338.
- Marsh, M.H. and R.C. Merton, "Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market," *Journal of Business* 60(1987), 1–40.
- Miller, M.H. and F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *Journal of Business* 34(1961), 411–433.
- Miller, M.H. and K. Rock, "Dividend Policy under Asymmetric Information," *Journal of Finance* 40(1985), 1031–1051.
- Nakamura, A. and M. Nakamura, "Rational Expectations and the Firm's Dividend Behavior," *Review of Economics and Statistics* 67(1985), 606–615.
- Riley, J.G., "Competitive Signaling," *Journal of Economic Theory* 10(1975), 174–186.
- Ross, S.A., "The Determination of Financial Structure : The Incentive—Signalling Approach," *Bell Journal of Economics* 8(1977), 23–40.
- Rozeff, M.S., "Growth,  $\beta$  and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios," *Journal of Financial Research* 5(1982), 249–259.
- Spence, M., "Job Market Signaling," *Quarterly Journal of Economics* 87(1973), 355–374.
- Tobin, J., "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables," *Econometrica* 26(1958), 24–36.

### 附錄 : $\chi^2$ -통계량의 도출과정

Truncated normal distribution의 평균은 다음과 같이 0이 아닌 관찰치만의 조건부 평균으로 구해진다.

$$\begin{aligned}
 E_c(u_{it}) &= E(u_{it} | u_{it} > -X_{it}\beta) \\
 &= \frac{\phi\left(\frac{-X_{it}\beta}{\sigma_{it}}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{-X_{it}\beta}{\sigma_{it}}\right)} \equiv M_{it} \tag{A-1}
 \end{aligned}$$

$E(u_{it} | u_{is}) = 0$ 이라는 귀무가설하에서  $\beta$ 의 최우추정량  $\hat{\beta}$ 을 사용하면  $u_{it} > -X_{it}\beta$ 조건을 만족시키는  $u_{it}$ 의 일치추정량을 얻을 수 있다.

$$\hat{u}_{it} = Y_{it} - X_{it}\hat{\beta} \tag{A-2}$$

식(A-1)와 식(A-2)로부터  $Cov(u_{it}, u_{is})$ 의 일치추정량을 구할 수 있다.

$$\hat{C}_{its} = (\hat{u}_{it} - M_{it})(\hat{u}_{is} - M_{is})$$

$\hat{C}_{its}$ 의 점근적분산(asymptotic variance)은 다음의 식으로 구해진다.

$$V(\hat{C}_{its}) = E_c[(u_{it} - M_{it})(u_{is} - M_{is}) - E_c\{(u_{it} - M_{it} | u_{is} > -X_{is}\beta)(u_{is} - M_{is})\}]^2 \tag{A-4}$$

$u_{it}$ 와  $u_{is}$ 가 상호독립이라는 귀무가설하에는 다음의 식이 성립한다.

$$\begin{aligned}
 E_c(u_{it} u_{is}) &= E_c(u_{it}) E_c(u_{is}) \\
 &= \frac{\phi_{is}}{1 - \Phi_{it}} \cdot \frac{\phi_{is}}{1 - \Phi_{is}} \\
 &= M_{it} M_{is} \tag{A-5}
 \end{aligned}$$

식(A-5)를 이용하면 다음과 같이  $E_c[(u_{it} - M_{it})(u_{is} - M_{is})]$ 가 0인 것을 보일 수 있다.

$$\begin{aligned}
 E_c[(u_{it} - M_{it})(u_{is} - M_{is})] &= E_c[u_{it} u_{is} - M_{it} M_{is} - M_{is} u_{it} + M_{it} M_{is}] \\
 &= E_c(u_{it} u_{is}) - M_{it} E_c(u_{is}) - M_{is} E_c(u_{it}) + M_{it} M_{is} \\
 &= 2M_{it} M_{is} - M_{it} M_{is} - M_{is} M_{it} \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

따라서 식(A-4)는 식(A-6)와 같이 정리되며  $u_{it}$ 의 조건부 분산은 식(A-7)에 의해 추정할 수 있으므로  $\hat{C}_{its}$ 의 분산은 식(A-8)과 같이 추정된다.

$$\begin{aligned} V(\hat{C}_{its}) &= E_c [(u_{it} - M_{it})(u_{is} - M_{is})]^2 \\ &= E_c [(u_{it} - M_{it})^2 (u_{is} - M_{is})^2] \\ &= V_c(u_{it}) V_c(u_{is}) \end{aligned} \quad (A-6)$$

$$\hat{V}_c(u_{it}) = 1 - M_{it} \left( M_{it} + \frac{X_{it} \hat{\beta}}{\sigma_{it}} \right) \quad (A-7)$$

$$\hat{V}_{its} = \left[ 1 - M_{it} \left( M_{it} + \frac{X_{it} \hat{\beta}}{\sigma_{it}} \right) \right] \left[ 1 - M_{is} \left( M_{is} + \frac{X_{is} \hat{\beta}}{\sigma_{is}} \right) \right] \quad (A-8)$$

$\hat{C}_{its}$ 의 분포는 대표본일 경우 점근적 정규분포로 가정할 수 있기 때문에 다음과 같은 標準化 正規分布統計量을 구할 수 있다.

$$\Psi_i = \frac{1}{k_i} \sum_i \left[ \frac{\hat{C}_{its}}{\sqrt{\hat{V}_{its}}} \right] \quad (A-9)$$

귀무가설  $H_0 : E(u_{it} - M_{it})(u_{is} - M_{is}) = 0, t \neq s$ 의 검정통계량은 각 횡단면자료로부터 구한  $\Psi_i$ 를 제공하여 합한  $\chi^2$ -통계량이며 자유도  $N^*$ 는  $\Psi_{its}$ 의 값이 존재하는 횡단면자료의 수이다.

$$\sum_{i=1}^N \Psi_i^2 \sim \chi^2(N^*) \quad (A-10)$$