

Statistical Interrelationships Among Variations in Stock Price System by Corporate Governance

Tae-Ho Kim^{a,1} · Min-Jeong Kim^a · Seung-Eun Lee^a

^aDepartment of Information Statistics, Chungbuk National University

(Received August 18, 2014; Revised September 30, 2014; Accepted October 2, 2014)

Abstract

It is increasingly interested in investigating the relationships and the dynamic characteristics of variations among high class corporate values. This study formulates a statistical model of simultaneous equation system to examine the relationships among variations of stock returns for each class of corporate governance structure and to analyze the dynamic patterns of their long-run adjustment processes. Changes in stock returns for each class of corporate governance by an exogenous shock are found to have common structural features of slow adjustments to the long-run equilibriums.

Keywords: Corporate governance, eigen value, simultaneous equations.

1. 서론

최근 정보통신 네트워크의 확산으로 속도의 경제가 중요해지고 글로벌 경쟁이 심화되면서 기업의 신속한 기획 포착과 변신 능력이 고수익 창출의 기본 여건으로 자리잡게 되었다. 원천기술의 부족에도 글로벌 시장에서 국내 기업들이 선전하는 이유는 의사결정과 실행 스피드에서 앞서기 때문이며, 스피드 창출 역량을 핵심 경쟁력으로 확보할 수 있는 주된 이유는 한국 기업의 지배구조에 있다. 그간 사회 각 분야에서 국제기준이 도입되고 구조조정이 진척되면서 국내 기업의 경영체계가 보다 경쟁적이고 개방적 방향으로 이동하게 되고 이에 따라 기업의 지배구조에 대한 관심이 증폭되었다. 외환위기 이후 대기업들의 경영 투명성이 개선되고 우리 사회의 투명성이 전반적으로 향상되면서 선진국에 비해 저평가되던 코리아 디스카운트가 줄어들게 되었다. 대기업의 투명성에 대한 사회적 욕구가 커지면서 기업의 중요 정보를 증권시장을 통해 공시하도록 하는 공정공시제도와 경영실적에 대한 결합재무제표 작성 의무화가 도입되었다. 이에 따라 국내 기업의 주가수익비율이 꾸준히 상승하게 되었으며, 기업의 체질과 재무 건전성이 크게 개선되었다. 2000년 직전 증권거래소에 기업지배구조 개선위원회가 설치되면서 2001년 이후 상장기업을 대상으로 매년 기업지배구조 개선의 이행을 평가하여 발표하고 있다.

기업지배구조는 기업의 경영자에 대한 감독 기능의 매커니즘으로 투명성 및 신뢰성과 직결되며, 기업 경영과 투자를 포함해 사회 전반에 걸쳐 중요한 주제로 부각되면서 세계 각국에서 관심이 고조되고 있다. 투자자는 우수 기업에 선별 투자를 하게 되지만 양자 사이에는 정보의 비대칭이 존재해 경영자가 기업의

This work was supported by the research grant of Chungbuk National University in 2012.

¹Corresponding author: Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 52 Naesudong-Ro, Seowon-gu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

주요 정보를 독점하는데 반해 외부인은 제한된 정보만 접하게 된다. 따라서 기업회계의 투명성과 경영상의 신뢰에 대한 전반적 성격을 나타내는 기업지배구조는 투자자들의 의사결정에 중요한 영향을 미친다. 기업지배구조가 좋은 기업에 더 많은 투자를 하게 되고 이는 기업가치와 직결되므로 기업지배구조와 주식가치의 상관성에 대한 연구의 필요성이 증대되었다.

2. 기업의 가치와 기업지배구조

기업지배구조 상위 기업과 하위 기업 간 주식수익에 차가 존재하여 기업지배구조 등급이 우수한 기업에 선별 투자, 프리미엄을 창출한다고 가정하면 실제 등급별 주식가치 간에 장기적으로 어떠한 연관관계가 있는가에 관심이 모아진다. 주가는 단기적으로는 여러 요인에 의해 변화하지만 장기적으로는 기업의 내재가치에 의해 변동하며, 이는 기업이 창출할 미래 수익의 현재 가치로 간주된다. 기업의 미래 수익은 경영·경제 환경의 변화에 영향을 미치는 변수들에 의해 영향을 받으므로 이들의 변동이 주가 변동의 주요 요인이 될 것이다. 기업지배구조에 대한 연구 중 기업의 가치 및 주식시장과의 관계에 대한 연구는 드물며, 특히 경영환경에 영향을 미치는 거시변수들과의 연관성에 대한 연구는 아직 수행된 바 없다.

Black 등 (2006)은 한국 상장법인의 기업지배구조와 주식수익률 관계를 분석한 결과 등급이 높을수록 연 수익률도 높은 것으로 나타났다. Chung 등 (2003)은 기업지배구조에 대한 세 가지 대용변수(proxy)를 사용하여 기업투자의 시장 평가액이 지배구조에 따라 변화하는 가를 분석하였다. Joh (2003)는 하위 기업지배체계 하에서는 소유구조와 주주들간 이해관계의 상충이 기업행위에 어떤 영향을 미치는 가를 검토하였다. Yoon과 Oh (2005)는 한국기업지배구조개선지원센터에서 실시한 증권거래소 상장기업들의 자료를 기초로 포트폴리오 투자전략에 의한 장기투자수익에 대해 검증하였다. 지배구조 최상위 기업군이 최하위 기업군에 비해 상당한 초과수익을 보여 시장이 좋은 지배구조를 가진 기업의 경영성과를 장기간에 걸쳐 지속적으로 반영하는 것으로 나타났다.

Core 등 (2006)은 낮은 기업지배구조와 낮은 주식수익 간에 인과성이 존재한다는 가설을 세웠으나 이들의 연구결과는 이러한 일반적인 가설을 지지하지 않는 것으로 나타났다. Byun과 Hwang (2007)은 기업지배구조가 주식수익의 비대칭성을 예측할 수 있는지, 또 건전한 기업지배구조가 특정 기업에 대한 정보를 증가시켜 주가 동조화를 약화시키는 지에 대해 연구하였으며, 전반적으로 기업지배구조의 건전성이 주가의 움직임에 중요한 역할을 한다고 결론지었다. Park과 Kim (2007)은 국내 상장기업의 투자지출이 기업지배구조를 통해 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과 높은 수준의 기업지배구조에서 기업가치를 증가시킬 수 있으며, 따라서 기업지배구조의 개선은 투자지출이 기업가치의 상승으로 연결되기 위한 필요조건이라 결론지었다. Choi 등 (2009)은 기업의 사회공헌활동이 기업가치에 미치는 효과를 검증하고 기업의 지배 및 소유구조가 그 효과에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다.

기업지배구조 등급의 발표는 우수기업에게는 분명히 호재임에도 불구하고 발표일 전후로 주식수익에 별다른 차이가 나지 않는 것으로 알려져 기업지배구조에 따른 기업의 가치는 시장에서 이미 인지되어 주가에 반영되어 있다고 볼 수 있다. 따라서 지배구조가 유용한 투자지표로서 지배구조의 개선이 기업의 입장에서는 기업가치의 상승, 또 투자자의 입장에서는 투자수익의 증대를 위한 방안이다. 본 연구에서는 기업의 건전성과 투명성 정도에 따른 기업가치 변동 간에 어떠한 장기적 연관성이 존재하는가를 분석하기 위해 기업지배구조 등급과 주식수익, 또 이들에 영향을 미치는 경영·경제변수들을 하나의 체계로 묶어 현실에 부합하는 통계모형을 설정한다. 기업지배구조 등급 간 주가 변동체계의 구조적 성향을 구체적으로 파악해보기 위해 글로벌 금융위기 발생 시점을 전후해 증권거래소 상장기업 중 지배구조 등급이 변하지 않은 상위 세 등급 기업들을 대상으로 분석한다. 연구기간 동안 등급 변동이 없는 기업은 A⁺ 등급 5개, A 등급 35개, B⁺ 등급 54개이다.

3. 모형체계의 설정

변수들은 2006년부터 2011년까지 주 평균 자료를 사용하여 모두 수익률로 변환하며, 주가에 대해서는 아래와 같이 누적평균초과수익률을 계산한다.

$$ER_{i,t} = R_i - R_k,$$

$ER_{i,t}$ = 초과수익률, R_i = i 기업의 수익률, R_k = 종합주가지수 수익률,

$$AER_t = \frac{1}{n} \sum_{i=t_1}^{t_n} ER_{i,t},$$

AER_t = t 기간의 평균 초과수익률, n = 표본기업 수.

t_1 기간부터 t_n 까지의 누적평균초과수익률(CAER)은 아래와 같다.

$$CAER_{t_1,t_n} = \sum_{t=t_1}^{t_n} AER_t$$

주가에 영향을 미치는 거시경제변수는 일 자료가 존재하는 변수들 중에서 주간 수익률을 계산하여 기업지배구조 등급별 주가의 누적평균초과수익률과의 상관관계를 고려하여 선정하며, Table 3.1과 같이 요약된다. A^+ , A , B^+ 는 각각 지배구조 등급별 주가의 누적평균초과수익률이며, 내생변수(endogenous variable)로 사용된다. INT, DOW, EX, KOS, SC는 각각 금리, 미국의 DOW 주가, 환율, KOSDAQ지수, 중국의 심친종합지수의 주간 수익률로 외생변수(exogenous variable)로 사용된다. Table 3.1은 변수들 간 상관계수를 보여주며, 유의확률은 모두 0.000이다. 금리는 3년 만기 회사채이며, 환율은 수출 경쟁국 일본과의 경쟁관계를 고려해 엔·달러 환율을 사용한다. 지배구조 등급별 기업 주가는 증권거래소, 나머지 변수들은 한국은행 경제통계시스템의 자료를 사용한다.

금리는 기업의 생산비용에 영향을 미치며, 금리의 상승은 기업의 금융 부담과 원가를 상승시켜 투자를 위축시키므로 주가는 하락한다. 환율은 대외의존도가 높은 우리나라의 수출입에 영향을 미쳐 기업의 가치와 주가를 변화시킨다. 외환위기 이후 외환 및 금융시장의 적극적 개방조치로 환율과 주가가 급변하게 되어 그 충격이 더 커지게 되었다. 2000년대 들어 한미 주식시장 간 동조화 현상이 심화되었고 업종별·종목별로도 동조화 현상이 뚜렷해지면서 미국 주가 변동이 국내 주가에 미치는 영향력이 증대되었다. 중국과 국내 주식시장 간 관계에 대해서는 명확히 알려져 있지 않으나 업종별로 시기에 따라 상관관계가 높은 경우가 있어 모형에 포함시키기로 한다. 코스닥시장은 거래소시장과 경쟁관계에 있으므로 대체시장의 수익률의 변화에 지배구조 등급별로 유의한 반응을 보일 것으로 사료되어 코스닥시장을 모형에 포함시킨다.

사용된 변수들의 기초통계량을 요약하면 Table 3.2와 같다. 주식수익의 표준편차는 B^+ 등급이 가장 크고 A^+ 와 A 등급 간에는 별다른 차이가 없다. 왜도(skewness)는 모든 변수가 음의 값을 가져 자료가 우측으로 기울어지며, 첨도(kurtosis)는 B^+ 등급의 주식수익을 제외하고는 모든 변수가 정규분포의 첨도인 3보다 커 정규분포보다 뾰족한 분포를 하지만 DOW와 KOSDAQ 변수에 비해 다른 변수들이 정규분포에 가깝다. 자료의 정규성에 대한 Jarque-Bera 검정 결과 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설은 대체로 유의하게 기각된다.

지배구조 각 등급의 누적평균초과수익률은 등급별로 따로 결정되는 것이 아니라 증권시장에서 동시에 결정되는 것이 현실이다. 따라서 시장에 존재하는 정보를 충분히 고려하기 위해 등급별로 주가수익의 구조적 현황을 설명하는 모형을 각각 설계한 후 이를 연계하는 연립방정식 모형체계를 구축하여 동시에

Table 3.1. Correlation coefficients between endogenous and exogenous variables

	INT	DOW	EX	KOS	SC
A ⁺	0.788	-0.517	0.447	-0.426	-0.424
A	0.382	-0.369	-0.567	-0.413	0.667
B ⁺	-0.314	-0.380	-0.758	-0.403	0.783

Table 3.2. Basic statistics

	A ⁺	A	B ⁺	INT	DOW	EX	KOS	SC
Mean	0.078425	0.181150	0.238057	-0.000779	0.000454	-0.001325	-0.001250	0.005061
Median	0.087500	0.225500	0.264500	0.000000	0.004000	0.000000	0.001000	0.007500
Maximum	0.332000	0.225500	0.432000	0.053000	0.067000	0.033000	0.156000	0.109000
Minimum	-0.203000	-0.116000	-0.064000	-0.079000	-0.183000	-0.044000	-0.162000	-0.138000
Std.Dev.	0.116609	0.110602	0.146533	0.018956	0.022299	0.012822	0.034381	0.110602
Skewness	-0.405204	-1.051945	-0.653019	-0.424631	-2.221256	-0.295448	-0.771719	-0.504439
Kurtosis	3.611646	3.081776	2.231842	4.243936	19.19273	3.377163	7.734154	3.081776
Jarque-Bera	12.02684	51.71877	26.78433	26.46725	3289.307	5.733125	289.2682	51.71877
Probability	0.002446	0.000000	0.000002	0.000002	0.000000	0.056894	0.000000	0.000624

Table 3.3. Correlation coefficients between endogenous and lagged endogenous variables

	A ⁺	A	B ⁺	LA ⁺	LA	LB ⁺
A ⁺	1	0.216	-0.199	0.989	0.221	-0.198
A	0.216	1	0.785	0.223	0.990	0.788
B ⁺	-0.199	0.785	1	-0.219	0.788	0.995

추정한다. 모형을 등급별로 따로 추정할 경우 연립성 편이에 의해 불편 및 일치추정값을 얻지 못하게 된다. Tybout (1983)는 투자방정식을 소기업과 대기업군 표본에 동시에 적합시키기 위해 연립방정식 모형을 사용하였다. Nelson 등 (1992)는 차별화된 브랜드의 시장점유율과 가격 간 관계에 대한 연구에 단일방정식 추정법과 연립방정식 추정법을 적용하였다.

Berkoveck 등 (1998)은 상이한 성향을 구분 하지 않은 은행 재무자료의 연립성 편이의 검정에 대해 연구하였으며, Reddy 등 (1998)은 브로드웨이 쇼의 성공과 장수의 요인을 결정하기 위한 두 방정식 모형체계를 설정하였다. Dawkins (2002)는 은행대출의 결정을 설명하는 단일방정식 모형의 모수는 불편 및 일치 추정값을 산출하지 못하고, 차별화를 검정하기 위해서는 연립방정식 모형이 우월함을 보였다. Mello 등 (2002)는 주변국의 영국 관광수요를 설명하는데 방정식체계 모형을 사용하였으며, Park과 Kim (2003)은 통화충격에 환율이 보이는 반응을 분석하기 위해 다섯가지 외환에 대한 방정식체계를 설정하였다. 반면 Park과 Shin (2010)은 기업지배구조와 기업의 공시효과에 대한 시장반응과의 관계에 대한 분석에서 적절한 도구변수를 찾아내기가 용이하지 않아 단일 방정식 추정법을 사용하였다.

수익의 기간별 적응과정을 포착해 등급 간에 차이가 존재하는가를 검정해보기 위해 시차내생변수(lagged endogenous variable)를 각 모형에 포함시키며, 다른 등급과의 연관성을 식별하기 위해 다른 등급의 수익변수도 각 모형에 추가로 포함시킨다. 각 등급의 수익방정식에 다른 등급의 수익변수를 설명변수화 하여 외생변수로 포함시킬 때 원변수를 그대로 넣어 연립방정식의 일반 형식을 갖추느냐 또는 시차변수를 넣어 축약형(reduced form)으로 표현하느냐를 판단해보기 위해 원변수와 시차변수 간 상관분석을 실시하면 Table 3.3과 같다.

Table 3.3 에 의하면 외생변수로 원변수나 시차변수나 사용하기에 별다른 차이를 보이지 않는다. 연립

방정식 모형체계에서 한 방정식의 내생변수가 다른 방정식에 외생변수로 사용될 경우 방정식 간의 연계성으로 인해 특정 변수의 설명력이 중복되어 분석이 복잡해질 가능성이 잠재한다. 이러한 가능성을 차단하고 간결·명료한 분석을 위해 각 방정식을 축약형으로 설정하며, 따라서 다른 등급의 수익변수는 선결변수화 하여 시차내생변수를 사용하기로 한다. Masulis 등(2007)은 같은 기간의 독립변수와 종속변수를 사용할 경우 내생성 문제로 분석결과가 왜곡될 가능성을 주장하였다. Choi 등(2009)은 독립변수와 종속변수 간에 발생할 수 있는 내생성을 고려하여 종속변수의 시차모형을 사용하여 분석하였다.

4. 추정결과

각 방정식의 오차항 간에 상관관계가 존재할 가능성을 고려하여 3SLS(three stage least squares) 추정법을 사용한다. 모형체계는 3개의 내생변수와 9개의 외생변수로 구성되며, 추정결과는 아래와 같고 ()안은 t 값이다. 모형은 하나의 체계로서 적합도가 1에 가까우며, 전반적으로 매우 유의하게 현실을 설명하는 것으로 나타났다. 각 방정식도 적합도가 매우 높으며, 평균제곱오차근은 A등급과 B⁺등급 방정식의 경우 각각 내생변수 평균의 8.0%와 5.2% 정도로 정확도가 높는데 반해 A⁺등급 방정식은 상대적으로는 오차가 크지만 여전히 모형 사용에 문제가 없는 범위 내에 있다. 각 방정식의 DW(Durbin-Watson)통계량은 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설이 모두 성립하는 것으로 나타나지만 방정식에 시차종속변수가 포함되는 경우 통계량의 값이 2로 편향되는 경향이 있는 것으로 알려져 있다. 즉 자기상관이 존재해도 통계량의 값은 자기상관이 없는 것으로 나타날 수도 있다는 점을 고려한 Durbin의 h 통계량을 추가로 계산하였으며, A등급 방정식이 유의수준 5%에 가깝지만 나머지 식은 여유있는 수준에서 귀무가설이 성립된다.

$$\text{System } R^2 = 0.9999,$$

$$\text{Test of the overall significance} = 3271.5,$$

$$\text{Chi-square with 24 df } \quad \text{p-value} = 0.0000.$$

$$\begin{aligned} A^+ &= 0.0038 + 0.9850LA^+ + 0.0727INT - 0.1172DOW - 0.0378EX \\ &\quad (1.9170) \quad (9.5830) \quad (1.4660) \quad (-2.4530) \quad (-0.4860) \\ &\quad - 0.1576KOS - 0.0091SC + 0.0183LA - 0.0278LB^+. \\ &\quad (-5.0141) \quad (-0.4124) \quad (1.0690) \quad (-2.1490) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9834, \quad RMSE = 0.0153,$$

$$DW = 1.9050, \quad \text{Durbin } h = 0.7506, \quad \text{pr} > h = 0.2264.$$

$$\begin{aligned} A &= 0.0023 + 0.9497LA + 0.2070INT - 0.1045DOW - 0.1019EX \\ &\quad (1.2311) \quad (8.7821) \quad (4.3512) \quad (-2.2820) \quad (-1.3690) \\ &\quad + 0.1776KOS - 0.0370SC + 0.0221LA^+ + 0.0265LB^+. \\ &\quad (5.8950) \quad (-1.7412) \quad (2.2453) \quad (2.1403) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9829, \quad RMSE = 0.0147,$$

$$DW = 1.7327, \quad \text{Durbin } h = 1.5922, \quad \text{pr} > h = 0.0519.$$

Table 4.1. Elasticities of endogenous variables with respect to changes in important exogenous variables

	DOW	KOS	LA ⁺	LB ⁺
A ⁺	-0.0007	0.0025	-	-0.0838
A	-0.0003	-0.0012	0.0097	0.0347
B ⁺	-0.0004	-0.0012	-	-

$$\begin{aligned}
 B^+ = & 0.0025 + 0.9969LB^+ - 0.0270INT - 0.2085DOW - 0.0159EX \\
 & (1.5401) \quad (7.4310) \quad (-0.6654) \quad (-5.3372) \quad (-0.2509) \\
 & + 0.2213KOS + 0.0123SC + 0.0108LA^+ - 0.0067LA. \\
 & (6.6120) \quad (0.6809) \quad (1.2812) \quad (-0.4758)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9928, \quad RMSE = 0.0125,$$

$$DW = 1.8955, \quad \text{Durbin } h = 0.8773, \quad pr > h = 0.1900.$$

국내 주식시장의 변동에 대한 연구에는 일 자료가 주로 사용 되지만 본 연구에서와 같이 모형에 해외 증시변수가 포함되는 경우 상이한 공휴일로 인해 시장 개장일이 서로 일치하지 않는 날이 많으므로 일관성 있는 자료를 얻을 수 없다. 시장의 장기적 변동성향에 대한 연구에는 일 자료 보다는 중장기 자료를 사용하는 것이 타당하다는 관점에서 관련 변수들의 주 평균자료를 계산하였으며, 따라서 변수 변동의 영향은 우리에게 익숙한 일일변동과는 체감이 다소 다른 주간변동의 효과를 보여준다.

유의수준 5%에서 모든 등급의 주식수익률에 유의한 영향을 미치는 변수는 DOW수익률과 KOSDAQ수익률로 연구기간 동안 DOW의 주간 수익이 증가할수록 국내 모든 등급의 주간 수익은 감소하는 것으로 추정되었다. 즉 한·미 양국의 주가는 동반이동을 하는 경향이 있어도 미국 증시의 수익이 높을수록 외국자본의 이탈로 인해 국내 증시의 수익은 부정적 영향을 받는 현실을 그대로 반영한다. 반면 KOSDAQ시장의 주간 수익률은 A⁺등급의 주간 수익률과는 대체관계, 나머지 등급과는 보완관계에 있는 것으로 추정되었다. 금리와 중국의 주식시장은 A등급의 수익률에만 유의한 영향을 미치며, 각 등급 수익률의 시차변수는 모두 유의하게 추정되어, 완만한 중장기적 조정과정이 뚜렷하게 포착된다.

지배구조 등급별 주식수익률 간 관계를 보면 A등급의 수익은 다른 등급의 수익 변동으로부터 유의한 양의 영향을 받지만 하지 다른 등급에 영향을 미치지 못하는 못하며, 반대로 B⁺등급의 수익은 A⁺등급 수익에는 유의한 음의 영향을, A등급 수익에는 양의 영향을 미치기만 하지 영향을 받지 않는 것으로 나타난다. 따라서 B⁺등급 기업군이 수익면에서 주식시장에서 주도적인 역할을 하며, A등급 기업군은 상하위 등급 수익 변동의 영향을 수용하는 집합체 역할을 하는 것으로 판별된다. B⁺등급의 수익은 A⁺등급 수익과는 대체관계, 또 B⁺등급과 A등급의 수익, A⁺등급과 A등급 수익은 각각 서로 보완관계에 있음을 알 수 있다.

주요 외생변수의 1% 변화 시 각 내생변수가 보이는 반응을 나타내는 탄성치(elasticity)를 계산하면 Table 4.1과 같이 요약된다. 각 변수는 자체가 변동율이므로 값이 크지 않게 나타난다. DOW와 KOSDAQ 수익률의 %변화당 A⁺등급 수익률이 보이는 반응은 다른 두 등급 수익률이 보이는 반응의 두 배가 되어 지배구조 최상위 등급 기업의 주식수익이 미국 주식시장이나 코스닥시장 수익의 변화에 더 민감함을 알 수 있다. 반면 A등급과 B⁺등급이 보이는 반응은 거의 같은 것으로 계산되어 이 둘의 반응이 서로 비슷한 성향을 보이는데 반해 A⁺등급 기업의 주식수익이 보이는 반응은 다른 성향을 가지고 있음을 알 수 있다.

여러 회귀식으로 구성된 모형체계의 설정시 유의할 점은 각 방정식이 결합되어 동시에 추정될 때 발생

할 수 있는 구조적 불안정성으로 인해 모형의 추정결과에 의존한 분석은 오류를 범할 수 있다는 것이다 (Pindyck과 Rubinfeld, 1998). 모형체계에 포함된 각 방정식의 통계적 적합도가 높을지라도 함께 결합되어 연립방정식 모형이 설정되면 모형이 전반적으로 실제의 자료를 재생하는데 부실하고 시뮬레이션 결과도 현실을 반영 못하는 경우가 발생한다. 반대로 각 방정식의 적합도는 낮아도 모형체계는 실제 자료를 유사하게 재생하기도 한다. 모형의 구조적 불안정성은 단일 방정식 회귀모형에는 나타나지 않을 수 있으나 여러 방정식이 결합되어 동시에 추정될 때 발생할 수 있으므로 연립방정식 모형을 설정할 때는 모형의 안정성 문제가 중요하지만 많은 연구들이 이를 간과하는 실정이다. 모형의 점근적 안정성의 필요충분조건은 체계행렬의 모든 특성값(eigen value)들이 절대값 1보다 작아야 하며, 특성값 한 개라도 1보다 크면 모형은 불안정하게 된다 (Kim 등, 1998). 모형의 특성값을 아래와 같이 구하며, 시차 내생변수의 계수행렬은 rank 3으로 세 개의 특성값과 각 특성값에 대응하는 세 개의 특성벡터(eigen vector)로 구성된다.

$$[1] = ax = \{\{0.98496\}, 0, -0.0278\}, \{0.0221, 0.94971, 0.0265\}, \{0, 0, 0.99689\}\},$$

$$[2] = \text{Matrixform}[ax],$$

$$[3] = \text{Eigenvalues}[ax],$$

$$[4] = \text{Eigenvectors}[ax],$$

$$\text{Out}[1] = \{\{0.98496, 0, -0.0278\}, \{0.0221, 0.94971, 0.0265\}, \{0, 0, 0.99689\}\},$$

$$\begin{pmatrix} 0.98496 & 0 & -0.0278 \\ 0.0221 & 0.94971 & 0.0265 \\ 0 & 0 & 0.99689 \end{pmatrix},$$

$$\text{Out}[3] = \{0.99689, 0.98496, 0.94971\},$$

$$\text{Out}[4] = \{\{-0.899529, -0.204537, 0.386021\}, \{0.847255, 0.531187, 0\}, \{0, 1, 0\}\}.$$

모든 특성값이 절대값 1보다 작으므로 모형체계는 구조적 안정성을 유지하고 있는 것으로 식별되며, 따라서 추정결과에 따른 분석은 문제가 없음을 알 수 있다. 현실에서는 어느 시점 외생변수의 값이 변화하면 내생변수에 미치는 영향은 그 기간뿐 아니라 변화의 여파는 이후에도 지속된다. 모형이 구조적으로 안정되어 있는 경우 시간이 흐름에 따라 내생변수가 조정되어 가는 과정은 특정 속도로 장기균형에 그대로 수렴하든지 또는 진동수렴(damped oscillation)을 하게 된다. 특성값은 이러한 적응과정에 대한 정보를 제공해주며, 따라서 모형의 동태적 성향이 파악된다. 특성값은 모두 1에 가까워 외생적 변동에 따른 각 등급 주식수익률의 변화는 공히 장기균형에 서서히 수렴하며 여파가 오래 지속되고, 또한 수렴 속도도 등급 간에 별다른 차이가 없어서 동적 변동구조가 서로 비슷한 것으로 판별된다. 이러한 정체형 중장기적 변동성향은 국내 주식시장이 지난 7년 동안 종합주가지수 2000 주변에 묶여 벗어나지 못하고 정체되어 있는 현실을 그대로 뒷받침한다.

방정식체계가 복잡하면 비선형 우도함수의 최대화 과정에서 계산상의 난점이 존재할 수 있으며, 대안으로 체계 내의 각 방정식이나 일부 방정식들의 모수 추정에 단일방정식 추정법을 사용하기도 한다. 본 연구에서는 주로 사용되는 2SLS(two stage least squares) 대신에 LIML(limited information maximum likelihood) 추정법을 적용시켜 참고해 보기로 한다. Lee (2012)는 단일은행과의 거래관계 여부가 기업의 경영성과에 미치는 영향을 2SLS를 이용하여 분석하였다. 일반적으로 2SLS와 LIML 추정량은 체계 내의 모든 정보를 사용하지 않으므로 앞의 3SLS 추정량에 비해 점근적 효율성이 떨어지는 것으로 알려져 있다. LIML 추정법의 논리를 요약하면 다음과 같다. 각 방정식의 오차항이 정규분포를 따른다고 가

정하면 연립방정식체계의 일반형은 아래와 같이 나타낸다.

$$y = Z\delta + e. \quad (4.1)$$

식 (4.1)에서 δ 는 체계의 구조모수벡터, $Z = (Y, X)$ 는 현 내생변수와 외생변수로 구성되며, 모수행렬은 각각 Γ 와 B 이다. i 번째 방정식은 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} y_i &= Y_i\gamma_i + X_i\beta_i + e_i \\ &= \begin{pmatrix} Y_i & X_i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \gamma_i \\ \beta_i \end{pmatrix} + e_i \\ &= Z_i\delta_i + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, M, \end{aligned}$$

여기서

$$\Gamma_i = \begin{pmatrix} -1 \\ \gamma_i \\ 0 \end{pmatrix}, \quad B_i = \begin{pmatrix} \beta_i \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \delta_i = \begin{pmatrix} \gamma_i \\ \beta_i \end{pmatrix}$$

모형을 T 개의 관측값을 가진 M 개의 내생변수, K 개의 외생 및 선결변수, 또 M 개의 오차항으로 나타내면 아래와 같다.

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_M \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_1 & & & \\ & Z_2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & Z_M \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_M \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_M \end{pmatrix}. \quad (4.2)$$

식 (4.2)에서

$$E[e_i] = 0, \quad E[e_i e_i'] = \sigma_i^2 I_T, \quad E[e_i e_j'] = \sigma_{ij} I_T, \quad i, j = 1, 2, \dots, M,$$

그리고

$$E[ee'] = E \left(\begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_M \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_M \end{pmatrix}' \right) = \begin{pmatrix} \sigma_{11} I_T & \sigma_{12} I_T & \cdots & \sigma_{1M} I_T \\ \sigma_{21} I_T & \sigma_{22} I_T & \cdots & \sigma_{2M} I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} I_T & \sigma_{M2} I_T & \cdots & \sigma_{MM} I_T \end{pmatrix} = \Sigma \otimes I_T.$$

따라서 e 는 평균 0과 공분산행렬 $\Sigma \otimes I_T$ 를 가진 정규확률벡터이고, 결합확률밀도함수는 아래와 같다.

$$g(e) = (2\pi)^{-\frac{MT}{2}} |\Sigma \otimes I_T|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} e' (\Sigma \otimes I_T)^{-1} e \right]. \quad (4.3)$$

y 의 확률밀도함수를 구하기 위해 식 (4.3)의 $g(e)$ 를 Jacobian 변환을 하면 다음과 같다.

$$f(y) = (2\pi)^{-\frac{MT}{2}} |\Sigma \otimes I_T|^{-\frac{1}{2}} |\Gamma|^T \exp \left[-\frac{1}{2} (y - Z\delta)' (\Sigma^{-1} \otimes I_T) (y - Z\delta) \right]. \quad (4.4)$$

구조방정식이 선형이므로 변환은 식 (4.4)에서 보듯이 행렬 Γ 의 행렬식(determinant)의 T 제곱이 된다. 관측값 y , 그리고 Z 가 주어질 때 모수 δ 와 Σ 의 함수로 보면 식 (4.4)는 가능도함수이며 이 함수를 최대화시키는 것은 다음의 log가능도함수를 최대화 시키는 것과 동일하다.

$$\ln l(\delta, \Sigma | y, Z) = -\frac{MT}{2} \ln(2\pi) + \frac{T}{2} \ln |\Sigma|^{-1} + T \ln |\Gamma| - \frac{1}{2}(y - Z\delta)' (\Sigma^{-1} \otimes I_T) (y - Z\delta), \quad (4.5)$$

여기서 $|\Sigma \otimes I_T|^{-1/2} = |\Sigma|^{-T/2} = |\Sigma^{-1}|^{T/2}$ 이다.

체계 내의 모든 정보를 사용하는 FIML(full information maximum likelihood) 추정 은 모수 Γ , B 그리고 Σ 에 대한 제약 하에 log 가능도함수 식 (4.5)를 최대화시키는 것을 의미한다. 제약이 Γ 와 B 에 0 제약들뿐이라면 함수 식 (4.5)를 δ 와 Σ 의 원소에 대해 최대화시키며, 만약 Σ 에 제약이 가해지지 않는다면 δ 의 FIML 추정량과 3SLS 추정량과 같은 점근적 분포를 갖게 된다 (Judge 등, 1988). 모형체계가 클 경우 비선형 가능도함수를 δ 에 대해 최대화시키는데는 계산상 어려움이 있으므로 대안으로 각 구조방정식이나 모형체계의 일부를 추정하는데 단일방정식 추정법이 사용될 수 있다. 예를 들어 j 번째 방정식이 아래와 같다 하자.

$$y_j = Z_j \delta_j + e_j, \quad (4.6)$$

여기서 $Z_j = (Y_j, X_j)$ 이고, 식 (4.6)의 구조모수를 추정하려면 식 (4.4)에 따라 y_j 와 Y_j 의 결합확률밀도 함수를 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$f(y_j, Y_j) = (2\pi)^{-m_j \frac{T}{2}} |\Sigma_* \otimes I_T|^{-\frac{1}{2}} |\Gamma_*|^T \times \exp \left[-\frac{1}{2}(y_* - Z_* \delta_*)' (\Sigma_*^{-1} \otimes I_T) (y_* - Z_* \delta_*) \right]. \quad (4.7)$$

식 (4.7)에서 Σ_* 는 Σ 의 $m_j \times m_j$ 부행렬, y_* 는 y_1, y_2, \dots, y_{m_j} 가 포함되는 y 의 부벡터, Z_* 는 Z_1, Z_2, \dots, Z_{m_j} 가 포함된 Z 의 부행렬, Γ_* 는 Γ 의 부행렬, 그리고 δ_* 는 $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_{m_j}$ 가 포함된 δ 의 부벡터이고, log 가능도함수는 아래와 같다.

$$\ln l(\delta_*, \Sigma_* | y_*, X) = -\frac{T m_j}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln |\Sigma_*| + T \ln |\Gamma_*| - \frac{1}{2}(y_* - Z_* \delta_*)' (\Sigma_*^{-1} \otimes I_T) (y_* - Z_* \delta_*). \quad (4.8)$$

함수 식 (4.8)을 Σ_* 와 δ_* 에 포함된 δ_j 의 원소에 대해 최대화시키면 LIML 추정량을 얻게 된다. LIML 추정법을 적용시켜 모형을 다시 추정한 결과는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} A^+ &= 0.0042 + 0.9797LA^+ + 0.1584INT - 0.1352DOW + 0.0157EX \\ &\quad (1.9511) \quad (8.5701) \quad (2.9204) \quad (-3.0622) \quad (0.1803) \\ &\quad + 0.0039KOS + 0.0075SC + 0.0290LA - 0.0345LB^+. \\ &\quad (0.1123) \quad (0.3103) \quad (1.5603) \quad (-2.4604) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9814, \quad RMSE = 0.0166.$$

$$\begin{aligned} A &= 0.0012 + 0.9500LA + 0.1355INT + 0.1639DOW - 0.0917EX \\ &\quad (0.5803) \quad (5.4491) \quad (2.6711) \quad (3.9502) \quad (-1.1505) \\ &\quad - 0.0466KOS - 0.0134SC + 0.0267LA^+ + 0.0271LB^+. \\ &\quad (-1.4203) \quad (-0.5903) \quad (2.5701) \quad (2.0603) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9814, \quad RMSE = 0.0156.$$

$$\begin{aligned} B^+ = & 0.0017 + 0.9986LB^+ - 0.0290INT + 0.0649DOW - 0.0773EX \\ & (0.9203) \quad (6.2470) \quad (-0.6205) \quad (1.7003) \quad (-1.0505) \\ & + 0.0283KOS + 0.0017SC + 0.0177LA^+ - 0.0097LA. \\ & (0.9304) \quad (0.0803) \quad (1.8603) \quad (-0.6003) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9908, \quad RMSE = 0.0143.$$

자체 시차내생변수는 유의수준 5%에서 모두 유의한 것으로 추정되어 중장기적 조정과정이 뚜렷하게 나타나지만 3SLS 추정결과에 비해 전반적으로 유의한 변수가 적다. 앞에서는 모든 식에서 유의했던 KOSDAQ변수가 여기서는 모두 유의하지 않은 것으로 추정된다. KOSDAQ과 거래소시장은 경쟁관계에 있는 현실을 볼 때 두 시장의 수익 간에 모든 등급에서 통계적으로 유의한 관계가 없는 것으로 추정된 결과는 신빙성이 떨어지는 것으로 사료된다. 지배구조 등급별 수익률 간 관계는 3SLS 추정결과에서와 같은 구도로 나타나지만 평균제곱오차근이 A^+ , A , B^+ 방정식에서 각 내생변수 평균의 21.3%, 8.5%, 6.0%로 각각 계산되어 정확도가 상대적으로 떨어진다. 따라서 시장에 존재하는 정보를 동시에 고려한 연립방정식 추정결과가 단일방정식 추정결과에 비해 더 높은 효율성을 갖는다.

5. 결론

국내 기업의 경영체계가 경쟁형, 개방형으로 바뀌고, 기업회계의 투명성과 경영상의 신뢰성에 대한 사회적 욕구가 커지면서 기업지배구조에 대한 관심이 높아지게 되었다. 수익을 위해 기업지배구조 상위 기업에 선별 투자가 이루어지면 이는 기업의 가치 상승으로 이어지므로 지배구조 등급별 기업가치 간 상관성 및 동적 특성에 대한 연구의 필요성이 증대되었지만 아직 이에 대한 연구는 이루어지지 않고 있다. 본 연구에서는 증권거래소 분류 기업지배구조 상위 세 등급인 A^+ , A , B^+ 기업들 간 주식수익 변동체계의 중장기 구조적 성향을 파악하기 위한 통계모형을 설정하였다. 기업지배구조 등급별 주식수익, 또 이들에 영향을 미치는 경영·경제 변수들을 한 체계로 묶은 연립방정식 모형체계를 설계하여 동시에 추정하였다. 추정 결과 B^+ 등급 수익이 타 등급의 수익 변동을 유발하면서 국내 주식시장에서 중추적 역할을 하고, A 등급의 수익은 다른 등급 수익 변동의 영향을 흡수하는 완충 역할을 하는 것으로 분석되었다. 외생적 충격에 따라 각 등급 수익에 동시에 일어난 변화는 시간이 흐르면서 서서히 조정되어 가는 특징을 공통적으로 가지고 있으며 그 과정이나 성향도 등급 간에 별다른 차이가 없는 것으로 나타나 각 등급 수익이 비슷한 동태적 변동구조를 가진 것으로 판명되었다.

References

- Kim, T. H., Kim, Y. K. and Han, J. H. (1998). Diagnosing the stability for the model of a system of equations, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **11**, 65-81.
- Berkovec, J., Canner, G., Gabriel, S. and Hannan, T. (1998). Discrimination, competition, and loan performance in FHA mortgage lending, *Review of Economics and Statistics*, **80**, 241-250.
- Black, B., Jang, H. and Kim, W. (2006). Does corporate governance predict firms' market values?, *Journal of Law, Economics and Organization*, **22**, 366-413.
- Byun, H. Y. and Hwang, L. S. (2007). Stock price synchronicity and corporate governance practices, *Korean Management Review*, **36**, 939-979.

- Choi, W. W., Bae, J. H. and Kim, S. I. (2009). The effect of charitable contributions on the firm value – from the perspective of corporate ownership –, *Korean Management Review*, **38**, 1415–1443.
- Chung, K. H., Wright, P. and Kedia, B. (2003). Corporate governance and market valuation of capital and R&D investments, *Review of Financial Economics*, **12**, 161–172.
- Core, J. E., Guay, W. R. and Rusticus, T. O. (2006). Does weak governance cause weak stock returns? An examination of firm operating performance and investor's expectations, *Journal of Finance*, **61**, 655–687.
- Dawkins, M. C. (2002). Simultaneity bias in mortgage lending: A test of simultaneous equation models on bank-specific data, *Journal of Banking and Finance*, **26**, 1593–1613.
- Joh, S. W. (2003). Corporate governance and firm profitability: Evidence from Korea before the economic crisis, *Journal of Financial Economics*, **68**, 287–322.
- Judge, G. G., Hill, R. C., Griffiths, W. E., Lütkepohl, H. and Lee, T. C. (1988). Introduction to the theory and practice of econometrics, 2nd edition, John Wiley & Sons.
- Lee, S. W. (2012). The impacts of single bank relationship on firm performance, *Economic Analysis*, **18**, 95–119.
- Masulis, R. W., Wang, C. and Xie, F. (2007). Corporate governance and acquirer returns, *Journal of Finance*, **62**, 1851–1889.
- Mello, M. D., Pack, A. and Sinclair, T. S. (2002). A System of equations model of UK tourism demand in neighboring countries, *Applied Economics*, **34**, 509–521.
- Nelson, P., Siegfried, J. and Howell, J. (1992). A Simultaneous equations model of coffee brand pricing and advertising, *Review of Economics and statistics*, **74**, 54–63.
- Park, G. and Kim, Y. Y. (2003). An empirical analysis of nominal rigidities and exchange rate overshooting: An Intertemporal approach, *International Journal of Finance and Economics*, **8**, 153–166.
- Park, Y. S. and Kim, N. G. (2007). Corporate governance and firm value-agency costs and efficiency of capital and R&D expenditures, *Korean Management Review*, **36**, 1203–1232.
- Park, S. H. and Shin, H. H. (2010). Corporate governance and M & A announcement effect, *Korean Management Review*, **39**, 519–540.
- Pindyck, R. S. and Rubinfeld, D. L. (1998). *Econometric Models and Economic Forecasts*, 4th edition, Irwin/McGraw Hill.
- Reddy, S. K., Swaminathan, V. and Motley, C. M. (1998). Exploring the determinants of Broadway show success, *Journal of Marketing Research*, **35**, 370–383.
- Tybout, J. R. (1983). Credit rationing and investment behavior in a developing country, *Review of Economics and Statistics*, **65**, 598–607.
- Yoon, B. H. and Oh, J. Y. (2005). Korean case studies on corporate governance and firm's performance, value and market returns, *The Journal of Korean Securities Association*, **34**, 227–263.

기업지배구조별 주가변동체계 간 통계적 연관성

김태호^{a,1} · 김민정^a · 이승은^a

^a충북대학교 정보통계학과

(2014년 8월 18일 접수, 2014년 9월 30일 수정, 2014년 10월 2일 채택)

요약

건전성과 신뢰성이 높은 기업에 선별 투자가 이루어지면 이는 기업의 가치 상승으로 이어지므로 상위 등급의 기업 가치 변동 간 상관성 및 동적 특성에 대한 연구의 필요성이 증대하게 되었다. 본 연구에서는 증권거래소 분류 기업지배구조 등급별 주식수익의 증장기 변동성향을 분석하기 위한 연립방정식 통계모형을 설정하였다. 외생적 충격에 의해 등급별 주식수익에 일어난 변화는 시간이 흐르면서 완만히 조정되어 가는 구조적 특징을 공통적으로 가지고 있으며, 변동 과정이나 성향도 등급 간에 별다른 차이가 없는 것으로 판명되었다.

주요용어: 기업지배구조, 연립방정식, 특성값.

이 논문은 2012년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

¹교신저자: (361-763) 충북 청주시 서원구 내수동로 52, 충북대학교 정보통계학과.

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr