

# 재고와 채산성 및 기업들의 주가 변동성의 상관성에 관한 실증분석

김 종 권\*

## 요 약

재고(inventory positions)가 늘어나고 거래량 수입이 줄어들 때, 금융시장과 신용상태에 따른 기업들 간의 자금조달 시장에서 스프레드(spreads)가 확대되고 있다. 이러한 현상은 기업들 간의 합병(mergers)이 활발하게 일어나면서 기업들 간의 경쟁이 감소한 후에는 줄어드는 것이 일반적인 현상이다. 주식으로 볼 때 변동성(volatility)이 낮은 기업에 비하여 변동성이 높은 기업들이 재고와 거래량 수입의 변화에 민감한 반응을 나타내고 있다.

## 1. 서 론

일반적으로 투자자들은 금융자산의 소유로부터 높은 수익률을 요구하고 있지만, 기업들은 비용증대에 따라 경영상의 어려움을 나타내게 된다. 한편 재고(inventory positions)가 늘어나고 거래량 수입이 줄어들 때, 금융시장과 신용상태에 따른 기업들 간의 자금조달 시장에서 스프레드(spreads)가 확대되고 있다. 이러한 현상은 기업들 간의 합병(mergers)이 활발하게 일어나면서 기업들 간의 경쟁이 감소한 후에는 줄어드는 것이 일반적인 현상이다. 주식으로 볼 때 변동성(volatility)이 낮은 기업에 비하여 변동성이 높은 기업들이 재고와 거래량 수입의 변화에 민감한 반응을 나타내고 있다. 이는 신용이 열악한 기업으로부터 우수한 기업에 대한 투자집중(flight to quality) 현상이 나타나기 때문으로 판단된다. 이와 관련하여 Gromb and Vayanos(2002)와 Brunnermeier and Pedersen(2009)는 자금조달에 있어서 제약조건(financing constraints)이 존재하는 단기에 있어서는 적어도 이러한 현상이 존재하게 된다고 설명한다.

한편 장기와 단기 모두에서 재고 증가와 거래량 수입의 감소는 시장에서 해당 기업의 주식보유를 줄이는 방향으로 전개되고 있다. Coughenour and Deli(2002)에 따르면 전문가 경영 기업들이 기업 소유자가 경영하는 기업들보다 재고 증가와 거래량 수입의 감소에 따른 자금조달에 더 어려움을 겪고 있다고 분석하고 있다. 이러한 자금난을 겪는 전문가 경영 기업들의 경우 합병(mergers)이 일어난 이후에는 자금 조달 문제가 해소되고 이들 기업들의 주가도 안정을 찾아가는 양상을 보이고 있다.

\* 신홍대 세무회계학과

한편 Kyle(1985)과 Glosten and Milgrom(1985), Stoll(1978), Amihud and Mendelson (1980), Ho and Stoll(1981, 1983), Mildestein and Schlee(1983), Grossman and Miller (1988), Yuan(2005) 등에 따르면, 대부분의 기업들이 처하는 자금조달 위험은 재고와 고정비, 비대칭정보(asymmetric information)에 기인한다고 주장한다. O'Hara and Oldfield (1986)은 투자자들이 위험회피(risk-averse) 선호도를 가질 때, 기업들 간의 자금조달 시장에서 스프레드(spreads) 확대가 재고에 의존한다는 점을 밝혀내었다.

이러한 스프레드는 매수호가와 매도호가의 중간 값과 실제거래 가격 사이의 차이로써 구할 수 있다. 그리고 스프레드의 확대는 그 주식의 유동성(liquidity)이 떨어짐을 의미한다. 스프레드가 적용되는 날짜를  $t$ 라고 하고 거래 시각을  $k$ 로 할 때, 주식  $j$ 의 백분율기준 일별 유효 스프레드(effective spreads)는 다음 식(1)과 같이 적용된다.

$$ES(\%)_{j,k,t} = 2I_{j,k,t}(P_{j,k,t} - M_{j,k,t})/M_{j,k,t} \quad (1)$$

여기서, 매도호가에 의하여 거래된 경우  $I_{j,k,t} = 1$ 이고 매수호가에 의하여 거래된 경우에는  $I_{j,k,t} = -1$ 이다. 그리고  $P_{j,k,t}$ 는 실제거래 가격이며  $M_{j,k,t}$ 는 매수호가와 매도호가의 중간 값이다.<sup>1)</sup>

국내에 있어서는 재고와 거래량 수입 등과 주가 변동성의 상관성을 직접적으로 연구한 문헌들이 거의 없는 실정이다. 재고 대신에 BSI 경기실사지수를 통하여 KOSPI와의 상관성 분석으로는 유한수(2009)가 있는 데, 분석을 통하여 BSI와 KOSPI 간의 양방향 그랜저 인과관계를 갖는 것을 알 수 있었고 BSI 변동성과 KOSPI 변동성 간에 서로 정(+)의 관계가 있음을 밝혀냈다. 한편 김지수·김진노(2008)에서 자금이 부족한 기업일수록 회사채보다는 오히려 주식 발행을 하는 경향이 있음을 알 수 있었다. 이에 따라 이 논문에서는 한국에서도 코스피수익률의 변동성(volatility)이 낮은 기업에 비하여 변동성이 높은 기업들이 재고와 채산성 등의 변화에 주식에 있어서 민감한 반응을 나타내는지 알아보고자 한다.

## 2. 실증분석

### 2.1 기초통계량 및 회귀분석

본 연구에서 사용한 거시경제 자료는 한국은행 경제통계검색시스템을 이용하여 기간프리미엄<sup>2)</sup>과 물가상승률, 콜금리, 채무불이행위험 프리미엄<sup>3)</sup>, 기업경기실사지수(제조업, 전국실적 기준)에서 재고증감률 및 채산성증감률, 코스피 및 코스닥수익률을 사용하였다. 또한 본 논문에서 사용한 각각의 변수들은 1992년 1월부터 2009년 12월까지로

1) Lee and Ready(1991) 참조

2) 국고채(3년)수익률과 정기에금(1년) 금리차를 나타낸다.

3) 3년만기 회사채(등급 AA와 BBB-) 수익률 사이의 스프레드를 의미한다.

물가상승률을 차감하여 실질화하였다.

<표 1>에서는 기초통계량 분석을 실시하였는데, 코스닥수익률의 평균값과 변동성이 다른 변수들에 비하여 비교적 크다는 점을 알 수 있었다. 재고증감률은 평균 값이 음(-)인 것으로 보아 경기변동(business cycle)에서 확장국면이 수축국면보다 길게 진행된다는 점이 반영된 결과로 판단되며, 채산성증감률의 평균 값이 음(-)을 갖는 것은 조사기간 동안 기업들의 수익성 개선 이 별로 나아지지 않았음을 나타내고 있는 것이다.

<표 1> 기초통계량 분석

구 분	물가 상승률	기간 프리미엄	재고 증감률	콜금리	채무불이행 위험 프리미엄	채산성 증감률
평균	3.92	-2.97	-3.22	3.71	0.60	-3.01
표준편차	1.77	1.34	2.16	3.71	1.44	4.82
구 분	코스피 수익률	코스닥 수익률				
평균	7.05	20.27				
표준편차	40.15	82.00				

주) 1. 시계열 미비 또는 데이터 신뢰성 여부로 코스닥수익률은 1999년 1월부터 사용하였고, 재고증감률 및 채산성증감률은 2003년 1월부터 시작시점으로 하였다.

2. 각각의 데이터는 물가상승률을 차감하여 실질화하였다.

자료 : 한국은행, 경제통계검색시스템(2010)

<표 2>는 코스피수익률과 코스닥수익률에 대한 실증분석 결과이다. <표 2>의 A에서 (1)열은  $t$  월에 있어 코스피수익률에 대하여  $t-1$  월의 코스피수익률과 상수항이 포함된 것이다.<sup>4)</sup>  $t-1$  월의 코스피수익률의 계수는 0.7457 이고 5% 수준에서 통계적으로 유의성이 있음을 알 수 있었다. 한편 (2)열에서  $t-1$  월의 물가상승률과  $t-1$  월의 재고증감률,  $t-1$  월의 채산성증감률, 기간프리미엄 및 채무불이행위험프리미엄 등의 변수들을 포함하여 동시에 분석하였을 경우에  $t-1$  월의 코스피수익률과  $t-1$  월의 재고증감률이 코스피수익률에 모두 5% 수준에서 통계적 유의성을 지니고 있음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 (3)열에서 단기금리인  $t-1$  월의 콜금리를 추가하였을 경우에도 달라지지 않음을 알 수 있었다. 이에 따라 코스피수익률에는 재고와 같이 실물변수(fundamentals)의 움직임이 가장 중요한 영향을 미칠 수 있음을 나타내 주고 있는 것이다.

4) 코스피수익률과 코스닥수익률을 비롯한 금융 및 거시경제관련 다른 설명변수들의 다양한 과거시차 변수들을 사용하였을 경우에도 결과는 크게 다르지 않은 것을 알 수 있었다.

<표 2> 코스피수익률과 코스닥수익률의 회귀분석 결과

구 분1)	패널A: 코스피수익률			패널B: 코스닥수익률		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
상수항	28.8828 (1.6101)	25.8712 (1.5471)	21.3743 (1.3178)	53.8549 (2.1519)*	55.1232 (2.4332)*	57.3658 (2.6519)*
코스피수익률(-1) 또는 코스닥수익률(-1)2)	0.7457 (9.8785)*	0.7434 (10.2772)*	0.7426 (10.6616)*	0.7544 (8.6171)*	0.7511 (8.8090)*	0.7418 (9.0720)*
물가상승률 (-1)		-2.9883 (-0.7556)	-2.9013 (-0.6452)		-10.4422 (-2.1995)*	-11.8026 (-2.2804)*
재고증감률(-1)		-2.0212 (-2.5467)*	-2.0281 (-2.5549)*		-0.2312 (-0.3211)	-0.2533 (-0.3447)
채산성증감률(-1)		0.2110 (0.7288)	0.2229 (0.7455)		1.4002 (2.3001)*	1.4279 (2.3289)*
기간프리미엄(term premium)		3.3534 (1.4422)	3.6588 (1.6641)		4.1289 (1.1555)	4.3413 (1.3751)
채무불이행위험프리미엄(def ault premium)		-0.5812 (-0.2987)	-0.6734 (-0.3412)		-3.3432 (-1.1556)	-3.6865 (-1.4069)
콜금리(-1)		-2.7165 (-0.9112)	-2.8171 (-0.9614)		-7.5533 (-2.0998)*	-7.8732 (-2.2150)*
R23)	0.7506	0.7589	0.7641	0.8671	0.8684	0.8696
T4)	84	84	84	84	84	84

- 주) 1. 패널A는 코스피수익률이 종속변수, 패널 B는 코스닥수익률이 종속변수임
- 2. 패널A는 코스피수익률(-1), 패널 B는 코스닥수익률(-1)임
- 3 R2는 조정된 R2(adjusted R2)임
- 4. T는 관측치(observation)의 갯수임
- 5. \*는 5% 유의수준에서 통계적인 유의성이 있음을 나타내며 ( )은 t-값임

<표 2>의 B는 재고증감률과 채산성증감률이 코스닥수익률을 선행할 수 있는지와 관련된 것이다. <표 2>의 (6)열에서는 모형 설명의 적합도에서 (4)와 (5)보다 우수한 것을 알 수 있었다. (6)열을 토대로 살펴보면, <표 2>의 A와 다른 양상을 보이고 있음을 나타내고 있다. 즉  $t-1$  월의 코스닥수익률과  $t-1$  월의 채산성증감률,  $t-1$  월의 물가상승률,  $t-1$  월의 콜금리가 모두 코스피수익률에 5% 수준에서 통계적 유의성을 지니고 있음을 알 수 있었다. 여기서는 <표 2>의 A에서와 달리 코스피수익률에  $t-1$  월의 재고증감률은 통계적 유의성이 없는 대신에  $t-1$  월의 채산성증감률이 통계적 유의성을 나타내고 있다. 이는 코스닥의 경우 콜금리와 같은 자금사정 변수 이외에도 기업들의 유동성(liquidity)에 영향을 줄 수 있는 채산성증감률과 같은 수익성지표에도 민감한 반응을 나타내고 있음을 밝혀주고 있다.

## 2.2 단위근 및 요한슨 공적분 검정

각각의 변수들에 대해서는 단위근 검정을 실시하기 위하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검증을 실시하였는데, 분석대상의 모든 숫자에서 안정성(Stationary)을 가짐을 알 수 있었다.

<표 3> 단위근 검정결과(ADF)

구 분	물가상승률	기간 프리미엄	채고증감률	콜금리	채무불이행위험 프리미엄
ADF	-3.5753	-2.6213*	-5.4327	-7.0250	-4.4274

구 분	채산성증감률	코스피수익률	코스닥수익률		
ADF	-4.3252	-4.0973	-4.1301		

주) 맥किन 임계치(MacKinnon critical values)를 기준으로 하였으며, 각각 1% -3.4627, 5% -2.8753, 10% -2.5740이었다. 그리고, \*는 10%에서 안전성을 보인 것을 의미하며, 나머지는 1% 수준에서 안전성을 보이는 것을 알 수 있었다.

또한 월별자료에 대한 기준을 참조하여 시차는 3으로 정하였다. 시차를 달리하였을 경우 오차항에 시계열상관에 대한 Box Pierce 통계량에서 시계열상관이 없는 것으로 나타났다.

Johansen(1988, 1991, 1992abc)과 Johansen and Juselius(1990, 1992, 1994)는 공적분 관계의 수와 모형의 파라미터들을 MLE(Maximum Likelihood Estimation)로 추정하고 검정하는 방법을 제시하고 있다. 이들의 방법을 보통 ‘요한슨 공적분검정’이라고 부르며 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다.

즉, ADF검정에서 AR(1)과정인 단일시계열  $y_t$ 를  $\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + e_t$ 로 다시 썼을 때 만일  $(\phi_1 - 1) = 0$ 이면  $y_t$ 는 단위근을 갖는 것과 유사하게 n개의 다중시계열벡터  $x_t$ 가 VAR(1)일 때 이에 대하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

즉,  $\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + v_t = \Lambda x_{t-1} + v_t$ 로 표현하는 경우  $\Lambda$ 의 위수(rank)가 0이면(즉,  $\Lambda$ 가 모두 영으로 구성되어 있다면)  $x_t$ 의 모든 구성계열들은 적분과정이 된다. 또한  $\Lambda$ 의 위수가 n이면  $x_t$ 의 모든 구성계열들은 안정적 과정이 된다. 이 때  $\Lambda$ 의 위수가  $r(0 < r < n)$ 이면 r개의  $x_t$ 의 선형결합이 안정적 과정, 즉 r개의 공적분관계를 갖게 된다.

<표 4>와 <표 5>의 요한슨 공적분 검정결과에 따라 공적분관계가 있다고 가정하고 VECM모형을 추정하였다.

<표 4> 요한슨 공적분 검정결과 (코스피수익률 변수 사용)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$A_{trace}(0)$	238.7001	124.24	133.57	공적분관계 있음
$A_{trace}(1)$	157.3738	94.15	103.18	공적분관계 있음
$A_{trace}(2)$	95.6008	68.52	76.07	공적분관계 있음
$A_{trace}(3)$	63.9110	47.21	54.46	공적분관계 있음
$A_{trace}(4)$	36.8219	29.68	35.65	공적분관계 있음
$A_{trace}(5)$	10.2880	15.41	20.04	공적분관계 없음
$A_{trace}(6)$	4.9676	3.76	6.65	5% 유의수준 공적분관계 있음

주) 기간프리미엄, 물가상승률, 콜금리, 재고증감률, 채무불이행위험 프리미엄, 채산성증감률, 코스피 수익률 변수를 사용하였다.

<표 5> 요한슨 공적분 검정결과 (코스닥수익률 변수 사용)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$A_{trace}(0)$	236.0758	124.24	133.57	공적분관계 있음
$A_{trace}(1)$	163.3435	94.15	103.18	공적분관계 있음
$A_{trace}(2)$	99.2609	68.52	76.07	공적분관계 있음
$A_{trace}(3)$	59.7824	47.21	54.46	공적분관계 있음
$A_{trace}(4)$	26.4223	29.68	35.65	공적분관계 없음
$A_{trace}(5)$	13.9571	15.41	20.04	공적분관계 없음
$A_{trace}(6)$	6.3984	3.76	6.65	5% 유의수준 공적분관계 있음

주) 기간프리미엄, 물가상승률, 콜금리, 재고증감률, 채무불이행위험 프리미엄, 채산성증감률, 코스닥 수익률 변수를 사용하였다.

Granger 인과검정은 각 회귀방정식에서 해당변수의 시차가 모두 종속변수의 미래치를 예측하는 데 아무런 영향을 미치지 않는다는 가설로 검정한다. Granger 인과성 검정 결과를 표로 나타내면 <표 6> 및 <표 7>과 같다.

첫째, <표 6>의 코스피수익률 변수를 사용하였을 경우 물가상승률 이외에 기간프리미엄과 재고증감률, 채무불이행위험 프리미엄이 코스피수익률에 외생성(exogenous)을 갖고 있는 것으로 나타났다. 이는 자금사정의 안정이 코스피수익률에도 긍정적인 영향을 미침을 나타내고 있는 것이다. 한편, <표 2>의 회귀분석에와 같이 재고증감률과 같은 실물경기변동(real business cycle)이 코스피수익률의 움직임에 대하여 주요한 변수임을 알 수 있었다.

둘째, <표 7>의 코스닥수익률 변수를 사용하였을 경우 물가상승률 이외에 기간프리미엄과 채산성증감률, 콜금리, 채무불이행위험 프리미엄이 코스피수익률에 외생성(exogenous)을 갖고 있는 것으로 나타났다. 이는 코스피수익률의 경우와 마찬가지로 자금사정의 안정과 더불어 기업들의 수익성(profitability) 개선이 코스닥수익률 안정에 주요한 요인이 될 수 있음을 나타내주고 있는 것이다.

<표 6> Granger 인과성 검정 결과 (코스피수익률 변수 사용)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
물가상승률→ 기간프리미엄	3.8655(0.0244)**	기간프리미엄→ 물가상승률	0.4386(0.6462)
콜금리→ 기간프리미엄	3.2326(0.0439)**	기간프리미엄→ 콜금리	1.5571(0.2161)
재고증감률→ 기간프리미엄	1.6119(0.1946)	기간프리미엄→ 재고증감률	2.4049(0.0749)*
채산성증감률→ 기간프리미엄	3.0547(0.0341)**	기간프리미엄→ 채산성증감률	2.8272(0.0449)**
채무불이행위험 프리미엄→ 기간프리미엄	1.6974(0.1732)	기간프리미엄→ 채무불이행위험 프리미엄	4.5932(0.0048)***
코스피수익률→ 기간프리미엄	1.3809(0.2537)	기간프리미엄→ 코스피수익률	3.7327(0.0140)**
콜금리→ 물가상승률	5.3584(0.0014)***	물가상승률→ 콜금리	0.8859(0.4492)
재고증감률→ 물가상승률	1.1811(0.3234)	물가상승률→ 재고증감률	2.3714(0.0780)*
채산성증감률→ 물가상승률	1.1851(0.3219)	물가상승률→ 채산성증감률	0.9375(0.4274)
채무불이행위험 프리미엄→ 물가상승률	0.8909(0.4485)	물가상승률→ 채무불이행위험 프리미엄	5.9406(0.0009)***
코스피수익률→ 물가상승률	2.2874(0.0797)*	물가상승률→ 코스피수익률	4.3006(0.0057)***
재고증감률→ 콜금리	1.6504(0.1859)	콜금리→ 재고증감률	3.9070(0.0123)**
채산성증감률→ 콜금리	1.3852(0.2547)	콜금리→ 채산성증감률	0.5545(0.6468)
채무불이행위험 프리미엄→ 콜금리	2.0957(0.1054)	콜금리→ 채무불이행위험 프리미엄	6.6148(0.0004)***
코스피수익률→ 콜금리	0.5475(0.6503)	콜금리→ 코스피수익률	1.4475(0.2300)
채산성증감률→ 재고증감률	0.6207(0.6039)	재고증감률→ 채산성증감률	0.1182(0.9490)
채무불이행위험 프리미엄→ 재고증감률	0.7071(0.5510)	재고증감률→ 채무불이행위험 프리미엄	0.7449(0.5290)
코스피수익률→ 재고증감률	0.2567(0.8562)	재고증감률→ 코스피수익률	2.2206(0.0958)*
채무불이행위험 프리미엄→ 채산성증감률	5.8815(0.0012)***	채산성증감률→ 채무불이행위험 프리미엄	0.2615(0.8528)
코스피수익률→ 채산성증감률	1.6276(0.1910)	채산성증감률→ 코스피수익률	0.3900(0.7605)
코스피수익률→ 채무불이행위험 프리미엄	1.4365(0.2365)	채무불이행위험 프리미엄→ 코스피수익률	2.2565(0.0863)*

주) 1. 기간프리미엄, 물가상승률, 콜금리, 재고증감률, 채무불이행위험 프리미엄, 채산성증감률, 코스피 수익률 변수를 사용하였다.

2. \*는 10% 수준, \*\*는 5% 수준, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 통계적인 유의성이 있다는 것을 의미한다.

<표 7> Granger 인과성 검정 결과 (코스닥수익률 변수 사용)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
물가상승률→ 기간프리미엄	3.8655(0.0244)**	기간프리미엄→ 물가상승률	0.4386(0.6462)
물금리→ 기간프리미엄	3.2326(0.0439)**	기간프리미엄→ 물금리	1.5571(0.2161)
재고증감률→ 기간프리미엄	1.6119(0.1946)	기간프리미엄→ 재고증감률	2.4049(0.0749)*
채산성증감률→ 기간프리미엄	3.0547(0.0341)**	기간프리미엄→ 채산성증감률	2.8272(0.0449)**
채무불이행위험 프리미엄→ 기간프리미엄	1.6974(0.1732)	기간프리미엄→ 채무불이행위험 프리미엄	4.5932(0.0048)***
코스닥수익률→ 기간프리미엄	3.6430(0.0299)**	기간프리미엄→ 코스닥수익률	4.0506(0.0205)**
물금리→ 물가상승률	5.3584(0.0014)***	물가상승률→ 물금리	0.8859(0.4492)
재고증감률→ 물가상승률	1.1811(0.3234)	물가상승률→ 재고증감률	2.3714(0.0780)*
채산성증감률→ 물가상승률	1.1851(0.3219)	물가상승률→ 채산성증감률	0.9375(0.4274)
채무불이행위험 프리미엄→ 물가상승률	0.8909(0.4485)	물가상승률→ 채무불이행위험 프리미엄	5.9406(0.0009)***
코스닥수익률→ 물가상승률	1.4059(0.2489)	물가상승률→ 코스닥수익률	7.6113(0.0007)***
재고증감률→ 물금리	1.6504(0.1859)	물금리→ 재고증감률	3.9070(0.0123)**
채산성증감률→ 물금리	1.3852(0.2547)	물금리→ 채산성증감률	0.5545(0.6468)
채무불이행위험 프리미엄→ 물금리	2.0957(0.1054)	물금리→ 채무불이행위험 프리미엄	6.6148(0.0004)***
코스닥수익률→ 물금리	1.8348(0.1639)	물금리→ 코스닥수익률	3.6845(0.0278)**
채산성증감률→ 재고증감률	0.6207(0.6039)	재고증감률→ 채산성증감률	0.1182(0.9490)
채무불이행위험 프리미엄→ 재고증감률	0.7071(0.5510)	재고증감률→ 채무불이행위험 프리미엄	0.7449(0.5290)
코스닥수익률→ 재고증감률	0.5881(0.5580)	재고증감률→ 코스닥수익률	0.5439(0.5828)
채무불이행위험 프리미엄→ 채산성증감률	5.8815(0.0012)***	채산성증감률→ 채무불이행위험 프리미엄	0.2615(0.8528)
코스닥수익률→ 채산성증감률	0.9406(0.3951)	채산성증감률→ 코스닥수익률	2.1902(0.0837)*
코스닥수익률→ 채무불이행위험 프리미엄	1.8688(0.1594)	채무불이행위험 프리미엄→ 코스닥수익률	9.0328(0.0002)***

주) 1. 기간프리미엄, 물가상승률, 물금리, 재고증감률, 채무불이행위험 프리미엄, 채산성증감률, 코스닥 수익률 변수를 사용하였다.

2. \*는 10% 수준, \*\*는 5% 수준, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 통계적인 유의성이 있다는 것을 의미한다.



본 연구에서는 안정적 시계열을 토대로 하여 Granger 인과검정을 수행하였다.

한편, 충격반응분석을 통하여 k라는 시점까지의 코스피수익률과 코스닥수익률에 대한 재고증감률과 채산성증감률의 효과를 분석하면 다음과 같은 식 (2)로 표현할 수 있다.

$$\frac{dY_{t+k}}{dw_{1,t}} \quad (2)$$

7개의 콜금리, 기간프리미엄, 물가상승률, 채무불이행위험 프리미엄, 재고증감률, 채산성증감률, 코스피수익률(또는 코스닥수익률) 변수를 사용할 때, 이 연구에서의 주요 관심사항은  $dw_{1,t}$  즉,  $Y_{7,t}$  코스피수익률(또는 코스닥수익률)에 대한 콜금리(또는 재고증감률 내지 채산성증감률)의 효과이다.

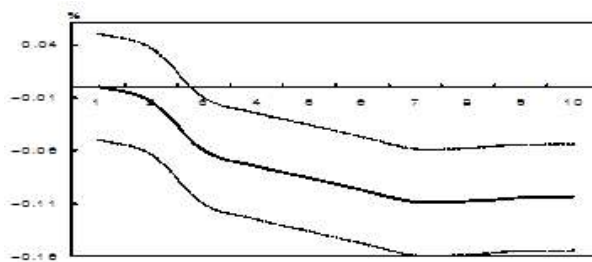
한편 이들 코스피수익률(또는 코스닥수익률)에 대한 콜금리(또는 재고증감률 내지 채산성증감률)에 따른 k차년도 충격반응함수는 누적적으로

$Y_{7,t} = Y_{7,t+1} + Y_{7,t+2} + \dots + Y_{7,t+k}$  와 같이 표현할 수 있다. 이는  $\sum_{i=1}^k \frac{dY_{7,t+i}}{dw_{1,t}}$  의 형태로 코스피수익률(또는 코스닥수익률)에 대한 콜금리(또는 재고증감률 내지 채산성증감률) 효과를 누적 충격반응함수(cumulative impulse response function)로 분석할 수 있다.

코스피수익률(또는 코스닥수익률)에 대한 콜금리(또는 재고증감률 내지 채산성증감률)의 효과를 VECM모형을 통하여 충격반응분석으로 나타내기로 하였다. 이 분석의 결과에 따르면, <그림 1>과 <그림 3>에서 콜금리 상승 충격에 대하여 코스피수익률과 코스닥수익률이 7~9개월에 걸쳐 저점을 이루고 이후부터는 안정을 찾아가는 것으로 분석되었다. 한편 <그림 2>를 볼 때, 재고증감률의 상승 충격에 대하여 코스피수익률은 7개월까지 저점을 형성하고 이후부터는 안정을 찾는 것으로 나타났으며, <그림 4>를 볼 경우 채산성증감률의 상승 충격에 대하여 코스닥수익률이 5개월까지 정점을 보이고 이후부터는 안정된 모습을 찾아가고 있는 것을 알 수 있었다.

분산분해(Variance Decomposition)<sup>5)</sup>를 통하여 콜금리  $w_t$ 의 충격이 있을 후 특정기간 이후 VECM 예측모형의 MSE를 분석해 볼 수 있다.

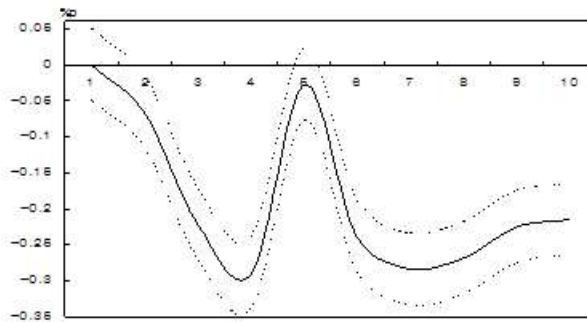
<표 8>과 <표 9>에서는 코스피수익률과 코스닥수익률에 대한 분산분해 결과를 나타낸 것이다.



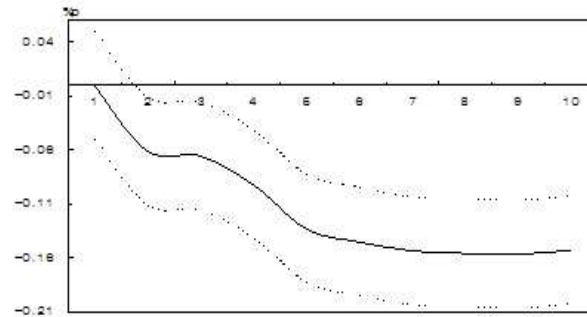
<그림 1> 콜금리의 상승 충격에 대한 코스피수익률의 반응

5)  $E(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})'$

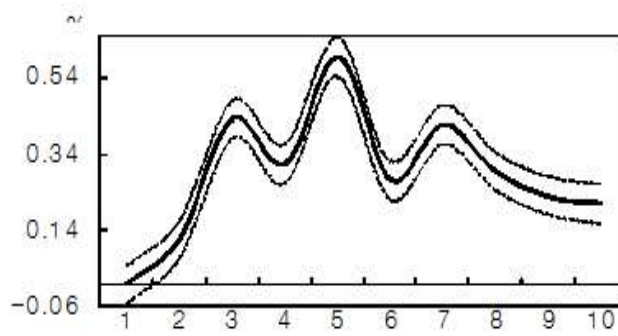
h분기 후의 변수에 대한 예측 오차분산은 위의 식과 같이 정의할 수 있다.



<그림 2> 재고증감률의 상승 충격에 대한 코스피수익률의 반응



<그림 3> 콜금리의 상승 충격에 대한 코스닥수익률의 반응



<그림 4> 채산성증감률의 상승 충격에 대한 코스닥수익률의 반응

<표 8> 분산분해 결과 (코스피수익률 변수 사용)

월	코스피수익률의 분산분해						
	콜금리	기간 프리미엄	물가 상승률	채무불이행 위험 프리미엄	재고증감률	채산성 증감률	코스피 수익률
1	2.69	0.18	1.25	0.03	0.60	0.90	94.32
2	2.67	0.11	0.66	0.48	0.80	1.25	94.00
3	5.67	1.66	1.20	0.56	2.00	1.06	87.82
5	11.31	3.34	3.03	0.34	1.38	0.73	79.84
8	12.85	2.88	7.22	0.24	1.06	0.47	75.25
10	13.34	2.70	9.05	0.19	0.90	0.37	73.42

<표 9> 분산분해 결과 (코스닥수익률 변수 사용)

월	코스닥수익률의 분산분해						
	콜금리	기간 프리미엄	물가 상승률	채무불이행 위험 프리미엄	재고증감률	채산성 증감률	코스닥 수익률
1	0.52	1.39	0.09	1.54	1.42	0.14	94.86
2	1.39	2.66	0.15	0.77	0.87	1.10	93.03
3	4.68	3.77	0.29	0.49	1.16	2.35	87.24
5	8.15	3.33	3.45	0.52	1.22	2.68	80.62
8	10.86	2.78	8.26	0.35	1.47	1.85	74.39
10	11.36	2.68	9.97	0.30	1.54	1.59	72.53

<표 8>의 분산분해 분석결과에 따르면, 자기 변수(코스피수익률)이외에 콜금리가 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, 자기 변수의 영향력이 10개월 후 73.42까지 줄어드는 반면에 콜금리의 영향이 10개월 후 13.34까지 커지고 있음을 알 수 있었다.

그리고 <표 9>에서는 자기 변수(코스닥수익률)의 영향력이 10개월 후 72.53까지 줄어드는 반면에 <표 8>에서와 같이 콜금리의 영향이 10개월 후 11.36까지 커지고 있음을 나타내고 있다. 이는 자금사정의 안정과 더불어 콜금리와 같은 통화금융정책(monetary policy)이 향후 코스피수익률과 코스닥수익률의 움직임에 가장 큰 영향을 줄 수 있음을 보여주고 있는 것이다.

### 3. 요약 및 결론

재고(inventory positions)가 늘어나고 거래량 수입이 줄어들 때, 금융시장과 신용상태에 따른 기업들 간의 자금조달 시장에서 스프레드(spreads)가 확대되고 있다. 이러한 현상은 기업들 간의 합병(mergers)이 활발하게 일어나면서 기업들 간의 경쟁이 감소한 후에는 줄어드는 것이 일반적인 현상이다. 주식으로 볼 때 변동성(volatility)이 낮은 기업에 비하여 변동성이 높은 기업들이 재고와 거래량 수입의 변화에 민감한 반응을 나타내고 있다. 이러한 현상들이 한국의 주식시장에서도 적용되고 있는지와 관련하여 분석하였다.

먼저 기초통계량 분석을 토대로 살펴보면, 코스닥수익률의 평균값과 변동성이 다른 변수들에 비하여 비교적 크다는 점을 알 수 있었다. 재고증감률은 평균 값이 음(-)인

것으로 보아 경기변동(business cycle)에서 확장국면이 수축국면보다 길게 진행된다는 점이 반영된 결과로 판단되며, 채산성증감률의 평균 값이 음(-)을 갖는 것은 조사기간 동안 기업들의 수익성 개선 이 별로 나아지지 않았음을 나타내고 있는 것이다. 그리고 회귀분석을 통하여 다음과 같은 결과를 얻었다. 코스피수익률에는 재고와 같이 실물변수(fundamentals)의 움직임이 가장 중요한 영향을 미칠 수 있음을 나타내 주고 있고, 코스닥의 경우에는 콜금리와 같은 자금사정 변수 이외에도 기업들의 유동성(liquidity)에 영향을 줄 수 있는 채산성증감률과 같은 수익성지표에도 민감한 반응을 나타내고 있음을 밝혀주었다.

Granger 인과성 검정을 통하여 살펴보면, 첫째, 코스피수익률 변수를 사용하였을 경우 물가상승률이외에 기간프리미엄과 재고증감률, 채무불이행위험 프리미엄이 코스피 수익률에 외생성(exogenous)을 갖고 있는 것으로 나타났다. 이는 자금사정의 안정이 코스피수익률에도 긍정적인 영향을 미침을 나타내고 있는 것이다. 둘째, 코스닥수익률 변수를 사용하였을 경우 물가상승률이외에 기간프리미엄과 채산성증감률, 콜금리, 채무불이행위험 프리미엄이 코스피수익률에 외생성(exogenous)을 갖고 있는 것으로 나타났다. 이는 코스피수익률의 경우와 마찬가지로 자금사정의 안정과 더불어 기업들의 수익성(profitability) 개선이 코스닥수익률 안정에 주요한 요인이 될 수 있음을 나타내 주고 있는 것이다.

코스피수익률(또는 코스닥수익률)에 대한 콜금리(또는 재고증감률 내지 채산성증감률)의 효과를 VECM모형을 통하여 충격반응분석으로 나타내었다. 이 분석의 결과에 따르면, 콜금리 상승 충격에 대하여 코스피수익률과 코스닥수익률이 7~9개월에 걸쳐 저점을 이루고 이후부터는 안정을 찾아가는 것으로 분석되었다. 한편 재고증감률의 상승 충격에 대하여 코스피수익률은 7개월까지 저점을 형성하고 이후부터는 안정을 찾는 것으로 나타났으며, 채산성증감률의 상승 충격에 대하여 코스닥수익률이 5개월까지 정점을 보이고 이후부터는 안정된 모습을 찾아가고 있는 것을 알 수 있었다.

분산분해 분석결과에 따르면, 자기 변수(코스피수익률)이외에 콜금리가 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, 자기 변수의 영향력이 10개월 후 73.42까지 줄어드는 반면에 콜금리의 영향이 10개월 후 13.34까지 커지고 있음을 알 수 있었다. 그리고 자기 변수가 코스닥수익률인 경우, 코스닥수익률 의 영향력이 10개월 후 72.53까지 줄어드는 반면에 콜금리의 영향이 10개월 후 11.36까지 커지고 있음을 나타내고 있다. 이는 자금사정의 안정과 더불어 콜금리와 같은 통화금융정책(monetary policy)이 향후 코스피수익률과 코스닥수익률의 움직임에 가장 큰 영향을 줄 수 있음을 보여주고 있는 것이다.

이와 같은 분석결과를 토대로 살펴볼 때, 변동성(volatility)이 낮은 기업의 주식에 비하여 변동성이 높은 기업들의 주식이 재고와 거래량 수입의 변화에 민감한 반응을 나타내고 있다는 결론이 한국의 주식시장에서는 설득력이 떨어지는 것으로 나타났다. 즉 변동성이 상대적으로 낮은 기업의 주식들이 속하는 코스피시장에서는 재고와 같은 경기변동 요인에 더 민감한 반응을 나타내고 있고, 변동성이 상대적으로 큰 기업의 주식들이 포함되어 있는 코스닥시장에는 채산성지표와 같은 수익성의 안정이 더 중요한

것으로 나타났다. 결론적으로 자금사정 등과 밀접한 것으로 보이며 자금사정과 콜금리와 같은 통화금융정책에는 코스피와 코스닥시장 모두 민감한 반응을 보였지만, 코스닥 시장에는 경기변동과 같은 요인보다 단기적인 수익성지표를 보다 중요시하여야 할 것으로 판단된다.

#### 4. 참고 문헌

- [1] 김종권(1999), “주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 한국재무관리학회, 155-170.
- [2] 김종권(2010), “경기변동과 주택형태별 수익률에 관한 실증적 연구”, 기업경영연구, 제17권 제1호(통권 33호), 한국기업경영학회, 125-141.
- [3] 김지수·김진노(2008), “자본조달과 선택요인에 관한 연구: 시장적시성과”, 재무관리연구, 제25권 제2호, 한국재무관리학회, 33-68.
- [4] 유한수(2009), “BSI 변동성과 KOSPI 변동성의 관계”, 기업경영연구, 제16권 제3호, 한국기업경영학회, 23-38.
- [5] 이해영·김종권(2007), “산업의 주식시장 선행성에 관한 실증분석 : 정보의 점진적 확산과 자산간 수익률 예측 가능성”, 재무관리연구, 제25권 제1호, 한국재무관리학회, 23-49.
- [6] 이해영·김종권(2008), “부동산시장의 자금흐름에 관한 실증적 연구”, 기업경영연구, 제15권 제3호(통권 28호), 한국기업경영학회, 75-88
- [7] Amihud, Yakov, and Haim Mendelson(1980), “Dealership market: Market making with inventory”, Journal of Financial Economics 8, 31-53.
- [8] Brunnermeier, Markus, and Lasse H. Pedersen(2009), “Market liquidity and funding liquidity”, Review of Financial Studies 22, 2201-2238.
- [9] Coughenour, Jay, and Dan Deli(2002), “Liquidity position and the organizational form of NYSE specialist firms”, Journal of Finance 57, 841-869.
- [10] Glosten, Lawrence, and Paul Milgrom(1985), “Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders”, Journal of Financial Economics 14, 71-100.
- [11] Gromb, Denis, and Dimitri Vayanos(2002), “Equilibrium and welfare in markets with financially constrained arbitrageurs”, Journal of Financial Economics 66, 361-407.
- [12] Grossman, Sanford, and Merton Miller(1988), “Liquidity and market structure”, Journal of Finance 43, 617-633.
- [13] Ho, Thomas, and Hans Stoll(1981), “Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainty”, Journal of Financial Economics 9, 47-73.
- [14] Ho, Thomas, and Hans Stoll(1983), “The dynamics of dealer markets under competition”, Journal of Finance 38, 1053-1074.

- [15] Johansen, S.(1988), "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Econo-metric Dynamics and Control*, 12, pp231-254.
- [16] Johansen, S.(1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in g-aussian vector autoregressive models," *Econometrica*, 59, pp1551-1580.
- [17] Johansen, S.(1992a), "Determination of cointegration rank in the presence of a line-ar trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp383-397.
- [18] Johansen, S.(1992b), "Cointegration in partial system and the efficiency of single equation analysis," *Journal of Econometrics*, 52, pp389-402.
- [19] Johansen, S.(1992c), "Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand," *Journal of Policy Modeling*, 14, pp313-334.
- [20] Johansen, S., and K. Juselius(1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp169-209.
- [21] Johansen, S., and K. Juselius(1992), "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK," *Journal of Econometrics*, 53, pp211-244.
- [22] Johansen, S., and K. Juselius(1994), "Identification of the long-run and the short run structure: An application to the IS-LM Model," *Journal of Econometrics*, 63, pp7-36.
- [23] Kyle, Albert(1985), "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica* 53, 1315-1336.
- [24] Lee, Charles, and Mark Ready(1991), "Inferring trade direction from intraday data", *Journal of Finance* 46, 733-747.
- [25] Mildestein, Eckart, and Harold Schlee(1983), "The optimal pricing policy of a monopolistic market maker in the equity market", *Journal of Finance* 38, 218-231.
- [26] O'Hara, Maureen, and George S. Oldfield(1986), "The microeconomics of market making", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21, 361-376.
- [27] Stoll, Hans(1978), "The supply of dealer services in security markets", *Journal of Finance* 33, 1133-1151.
- [28] Yuan, Kathy(2005), "Asymmetric price movements and borrowing constraints: A rational expectations equilibrium model of crisis, contagion, and confusion", *Journal of Finance* 60, 379-411.