

거래량은 주가에 선행하는가?

- 한국 주식시장에서의 실증분석 -

김 영 빈*

요 약

본 연구에서는 한국 주식시장에 있어서 거래량이 주가에 선행하는가를 일별자료를 이용하여 전통적인 선형Granger인과관계의 검증법과 Baek and Brock(1992a)의 비선형Granger인과관계의 검증법에 따라 전체기간과 주식시장 장세별로 실증분석을 실시하였다. 본 연구에서 발견된 실증분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 선형인과관계 검증의 결과, 전체기간에서 거래량변화율과 주식수익률간의 상호인과관계가 존재하였다. 주식시장 장세별로는 침체기에만 주식수익률이 거래량변화율에 선행하는 것으로 나타났다. 둘째, 비선형인과관계 검증의 결과, 전체기간에서는 선형인과관계의 검증결과와 동일하였다. 장세별 분석에서는 상승기와 회복기에는 거래량변화율과 주식수익률간에 인과관계가 없지만, 침체기에는 주식수익률이 거래량변화율에 선행하는 것으로 나타났다. 본 연구에서 발견된 실증분석 결과는 우리나라 주식시장에서 거래량이 주가의 예측변수로서 활용될 수 없다는 점을 시사하고 있는 것으로 생각된다.

* 서강전문대학 부교수

필자는 본 연구에 기본방향을 제시해 주신 김규영 교수님과 비선형 Granger인과관계의 검증을 위한 GAUSS프로그램을 제공하여 주신 상명대학교 백용기 교수님께 감사드린다.

I. 서론

우리나라 증권시장에서 많은 투자자들이 거래량을 주식투자의 중요한 정보로 활용하고 있으며, 이러한 거래량 정보에 의한 투자전략이 실제로 유효한 것으로 알려지고 있다. 일반적으로 거래량과 종합주가지수는 비슷한 추세로 움직이며, 두 변수간의 상관관계가 높은 것으로 알려져 있다. 그러나 거래량이 주가변동의 예측지표로 활용되기 위해서는 단순히 두 변수간에 상관관계가 높다는 사실 이전에 거래량이 주가를 선행하여 변동하는지의 여부가 규명되어야 할 것이다.

거래량이 주가에 선행하는가에 대한 검증방법론으로는 Granger(1969)의 인과관계(causality)검증법이 주로 이용되고 있다. 이러한 검증에 대한 초기의 연구들은 주로 전통적인 선형Granger인과관계의 검증법을 이용하였는데, 주요 논문으로는 Rogalski(1978), Smirlock and Starks(1988), Jain and Joh(1988), 그리고 Antoniewicz(1992) 등을 들 수 있다. 그러나 이러한 선형Granger인과관계의 검증들은 선형인과성에 높은 검증력이 있다 하여도 거래량과 주가간의 비선형성에 대한 검증력은 낮아 질 수 있다. 거래량의 비선형성에 대하여 Hiemstra and Jones(1992)는 유의적인 증거를 발견하였고, 주가의 비선형에 대하여 Hinich and Patterson(1985), Scheinkman and LeBaron(1989), Hsieh(1991), 그리고 김영규와 배재봉(1994)은 유의적인 증거를 발견하였다. 따라서 거래량과 주가간의 인과관계의 검증은 비선형Granger인과관계의 검증법을 사용하여야 한다. 비선형Granger인과관계의 검증법을 이용하여 Hiemstra and Kramer(1993)는 총주식수익률과 거시경제변수간에, Jaditz and Jones(1993)은 생산자물가지수와 소비자물가지수간에 비선형인과성을 발견하였다. 그리고 최근의 연구로 Hiemstra and Jones(1994)는 Baek and Brock(1992a)의 모형을 수정하여 거래량과 주가간의 비선형Granger인과관계의 검증을 실시하였는데, 두 변수간에 양방향의 인과관계가 존재함을 발견하였다. 한편 그들은 주식수익률의 변동성을 EGARCH모형으로 조정한 후 비선형Granger인과관계를 검증한 결과 거래량으로부터 주식수익률로의 비선형인과성의 실증적 증거를 발견하였다.

본 연구의 목적은 Hiemstra and Jones(1994)의 검증방법론과 비슷한 방법으로

Baek and Brock(1992a)의 비선형¹⁾인과관계의 검증법을 이용하여 한국 주식시장에서 거래량과 주가지수의 선형인관관계 및 비선형인관관계를 검증함으로써 거래량이 주가지수의 단기적인 예측지표로서 활용될 수 있는지의 여부를 규명하는데 있다. 거래량과 주가지수의 인과관계를 검증하여 거래량이 주가지수에 선행하는 경우에는 거래량이 투자지표로 활용될 수 있을 것이다. 그러나 반대로 주가지수가 거래량에 선행하거나 또는 두 변수가 상호영향을 미치는 관계를 갖는 것으로 나타날 경우에는 거래량이 투자지표로서의 의미를 상실한다고 할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 먼저 거래량과 주가지수의 인과관계를 분석하기 위해서 회귀분석을 실시한다. 회귀분석에 있어서는 허구상관(spurious correlation)의 문제를 해결하기 위하여 거래량과 종합주가지수를 변환한 거래량변화율과 주식수익률의 시계열에 단위근(unit root)이 존재하는지 여부를 먼저 검증한다. 그리고 인과관계의 검증으로 선형 Granger인과관계 검증을 실시하고, 다음으로 비선형Granger인과관계 검증을 실시한다. 비선형인과관계의 검증은 Baek and Brock(1992a)의 접근방법을 사용한다. Baek and Brock검증법은 인과성 여부를 조건부확률에 기초하여 정의한 후 개별확률을 상관적분(correlation integral)을 사용하여 추정한다. 이 방법은 변수간의 인과관계가 비선형적일 때 유효하다는 장점을 갖고 있으나 인과성이 없다는 귀무가설하에서 표본수에 따른 검증통계량이 점근분포라는 점과 그릇된 귀무가설에 대한 최대의 기각력을 창출하는 척도모수(scale parameter) 등에 관한 이론적 배경이 미흡하다는 문제점이 있다.

본 연구에서는 우리나라의 주식시장을 대상으로 거래량과 종합주가지수간의 인과관계의 존재여부를 실증분석하고자 한다. 거래량과 종합주가지수는 일별 자료를 이용하며, 표본기간은 1987년 9월 1일부터 1995년 12월 27일까지로 한다. 또한 우리나라 주식시장의 거래량과 주가간의 상관관계에 대한 선행연구에서 주식시장의 장세별로 차이가 있는 것으로 나타났기 때문에, 본 연구에서는 분석대상기간을 상승기, 침체기,

1) 비선형은 일변수의 경우에 자료생성과정이 서로 독립이고 동일한 분포(independent and identically distributed ; i.i.d)를 갖는 확률변수의 선형결합으로 표현될 수 없는 상태를 말한다.

회복기로 분류하여 인과관계를 검증한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 인과관계의 검증방법론을 제시하고, 제Ⅲ장에서는 검증가설을 도출한다. 제Ⅳ장에는 실증분석 결과가 요약된다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론을 맺는다.

II. 검증방법론

1. 시계열 안정성검증

Granger인과관계 검증은 최소자승법에 의해 추정되므로, 의미있는 결과를 갖기 위해서는 시계열 X_t 와 Y_t 가 안정성(stationarity)을 가져야 한다. 회귀변수의 시계열이 비안정적(nonstationary)인 경우에는 허위상관(spurious correlation)의 문제가 발생하게 된다. 즉, 변수간에 상관관계가 없음에도 불구하고 불안정적 변수간의 회귀분석 결과에서는 다중결정계수 R^2 값과 유의성 검증을 위한 검증통계량 t 값이 높게 나타날 수 있다는 것이다. 따라서 거래량과 주가의 인과관계의 검증에 앞서 거래량과 주가지수의 시계열이 안정적인지의 여부가 검토되어야 할 것이다.

단위근(unit root)을 검증하는 방법중에 Dickey-Fuller(DF)검증법은 일단 시계열 Y_t 가 AR(1)의 과정으로 표현될 수 있다고 보고 Y_t 와 Y_{t-1} 의 회귀계수 ρ 가 1이 되어 단위근을 갖는지 여부를 검증하는 방법이다. 그러나 선형추세의 가능성이 함께 존재하므로 다음의 식 (1) 또는 식 (2)로 주어진 회귀식이 이용된다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + v_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + v_t \quad (2)$$

식 (1)과 (2)의 가설은 $H_0: \rho = 0$, $H_1: \rho < 0$ 이다. 그러나 Dickey-Fuller(1979)에 의해

밝혀진 것처럼 추정치의 극한분포는 왼쪽으로 왜곡된(skewed to left) 비대칭의 형태를 갖기 때문에 ρ 에 대한 검증은 기존의 t-통계량 대신에 DF τ -통계량을 사용하여야 한다.

DF검증의 단점은 식 (1)과 식 (2)에서의 시계열 변수가 AR(1)이고, 오차항인 v_t 가 서로 독립이고 동형분포(i.i.d.)를 갖는다는 가정에 기초를 두고 있다는 점이다. Phillips and Perron(1988)은 잔차항 \hat{v}_t 가 자기상관은 물론 이분산성까지 갖게 되는 경우를 상정하여 DF검증을 수행하게 되는데, 이를 PP검증법이라 부르기로 한다. PP검증은 먼저 DF검증통계량을 추정한 후, 다음으로 추정된 오차항의 분산값을 이용하여 DF검증통계량을 변환시킴으로써 자기상관 등의 영향을 제거시킨 검증통계량을 계산한다. 본 연구에서는 DF검증과 PP검증을 병용하여 거래량변화율과 주식수익률의 시계열 자료에 단위근이 존재하는가의 여부를 실증분석한다.

DF검증과 PP검증의 결과 거래량변화율과 주식수익률의 시계열에 단위근이 존재하는 경우에는 인과관계분석에 차분시계열을 사용하여야 한다. 그러나 단위근 검증에 의해 시계열자료가 불안정적인 것으로 판별되더라도 허구적 회귀현상이 발생하지 않을 수도 있다. 즉, 둘 또는 그 이상의 시계열과정이 개별적으로는 불안정적이라 할지라도 이들의 선형결합함수는 안정적일 수 있기 때문이다. 이러한 관계가 성립하는 경우 이들 변수들은 공적분(cointegration)관계에 있다고 한다. 이와 같이 두 변수간에 공적분관계가 존재하면 차분시계열이 장기적인 관계의 추정에서 정보의 손실이 발생하는 문제점을 가지고 있기 때문에 오차수정모형(error correction model; ECM)을 이용하여 인과관계를 추정하여야 한다.

그러나 본 연구에서는 주된 연구의 목적이 비선형인과관계에 대한 검증이기 때문에 시계열 자료에 단위근이 존재하는지의 여부만을 검증하도록 한다. 시계열 자료에 단위근이 존재하지 않은 경우에는 벡터 자기회귀모형(vector autoregression model; VAR)을 적용하여 선형인과관계를 검증한다. 다음으로 선형회귀모형에서 추정된 잔차항을 이용하여 비선형인과관계의 검증을 실시하고자 한다.

2. 선형인과관계 검증

거시경제학에서는 Granger(1969)가 변수간의 조건부 예측력을 이용하여 정의한 Granger인과관계 검증이 통용되고 있는데 여기서는 두 변수간의 인과관계를 살펴보자. $\{X_t\}$ 와 $\{Y_t\}$ 가 각각 안정적인(stationary) 에르고딕(ergodic)시계열과정이라고 하자. Granger(1969)인과관계는 다음과 같이 정의된다. $F(X_t | I_{t-1})$ 가 이변량 정보집합 I_{t-1} 이 주어진 X_t 의 조건부확률분포라고 가정하자. 이때 이변량 정보집합 I_{t-1} 은 X_t 의 L_x -길이 시차벡터(L_x -length lagged vector) $X_{t-L_x}^{L_x}$ 와 Y_t 의 L_y -길이 시차벡터(L_y -length lagged vector) $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 로 구성되어 있다고 하자. 시차 L_x 와 L_y 가 주어지고 식 (3)이 성립한다면, 시계열 $\{Y_t\}$ 은 $\{X_t\}$ 의 Granger인과관계가 아니다.

$$F(X_t | I_{t-1}) = F(X_t | (I_{t-1} - Y_{t-L_y}^{L_y})) \quad (3)$$

$$\text{단, } I_{t-1} = X_{t-L_x}^{L_x} + Y_{t-L_y}^{L_y}$$

$$X_{t-L_x}^{L_x} = (X_{t-L_x}, X_{t-L_x+1}, \dots, X_{t-1})$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} = (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, \dots, Y_{t-1})$$

$$t = 1, 2, \dots,$$

만일 식 (3)에서 등호가 성립하지 않는다면, 과거의 Y 값의 정보가 현재와 미래의 X 값을 예측하는데 도움이 되며, 그리고 Y 는 X 의 Granger인과성이 있다고 한다. 식 (3)에서 보여준 바와 같이, Granger인과관계는 현재와 미래의 다른 시계열에 영향을 미치는 하나의 과거 시계열과 관련된다.

한편, 시간영역(time domain)의 Granger인과관계를 검증하기 위하여, 이전의 연구들은 식 (3)의 정의로 조건부 기대치를 대신하는 것을 정당화하기 위하여 선형회귀모형을 사용하였다. 이변량의 경우에 있어서, Granger인과관계의 존재는 다른 시계열에

대한 하나의 시계열의 예측력의 평가에 의하여 검증된다. Granger and Newbold(1986)는 선형회귀모형의 모수 예측치가 검증의 도구로 사용되기 때문에, 선형접근법은 오직 경제적 변수들 간의 평균들의 인과관계에 대한 검증일 뿐이라고 한다.

본 연구에서는 선형Granger인과관계의 검증을 위하여 식 (4), (5)와 같이 벡터 자기회귀(vector autoregression ; VAR)모형이 이용된다.

$$X_t = \sum_{j=1}^k a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + U_{X,t}, \quad (4)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_j Y_{t-j} + U_{Y,t}, \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{단 } t &= 1, 2, \dots, \\ j &= 1, 2, \dots, k \end{aligned}$$

여기서 회귀오차 $\{U_{X,t}\}$ 과 $\{U_{Y,t}\}$ 은 평균이 0이며 분산이 서로 독립이고 동일한 분포(i.i.d)라고 가정한다.

선형 VAR모형에서는 Y로부터 X로의 Granger인과관계를 검증하기 위하여, 식 (6)과 같은 F검증이 시차 Y가 현재 X에 대한 유의적인 선형 예측력을 갖고 있는지를 결정하기 위하여 이용된다. Y가 X를 Granger인과하지 않는다면 β_j 계수가 0으로부터 유의하게 차이가 있다는 것이 기각된다. 만약 Granger인과관계가 두 방향으로 존재하는 경우에는 β_j 과 γ_j 계수들이 0과 유의하게 다를 것이다.²⁾

2) 가설검증을 실시하는데 있어서 시차길이를 선택하는데 주의하여야 한다. 인과관계 검증들을 설계하는데 있어서 시차길이를 선택방법은 Akaike(1973)과 Schwarz(1978)의 기준이 주로 이용되고 있다.

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_{UR})/q}{(SSE_{UR})/(t-k)} \quad (6)$$

단, t : 관측치 수

k : 제약조건이 없을 때 회귀계수의 수

q : 제약조건이 부과된 회귀계수의 수

3. 비선형인과관계 검증 \rightarrow *economically rationale*

앞의 선형Granger인과관계의 검증법은 과거변수를 포함하는 선형방정식의 추정을 전제로 하기 때문에 검증하고자 하는 변수들이 선형관계에 있어야 한다. Brock(1991)은 선형인과관계의 검증이 비선형성 예측력을 발견하여 내는데는 실패할 수 있다는 것을 규명하기 위하여 식 (7)과 같은 이변량 비선형모형을 개발하였다.

$$X_t = \beta Y_{t-L} \cdot X_{t-M} + \varepsilon_t \quad (7)$$

단, β : 매개변수

L, M : 시차 길이

여기서 $\{Y_t\}$ 와 $\{\varepsilon_t\}$ 는 표준정규분포를 갖는 서로 독립이며 동일한 분포(i.i.d)인 확률 변수이다. 식 (7)은 Y 의 과거치가 X 의 현재값을 예측하는데 도움을 주고 있으나 선형인과관계 검증법에서는 Y 가 X 의 원인이 되지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못한다.

Baek and Brock(1992a)은 전통적인 선형인과관계의 검증에 의하여 발견할 수 없는 비선형인과관계를 밝혀내기 위하여 비모수적인 통계적 모형을 제안하고 통화와 소득간에 비선형인과관계가 존재한다는 실증적 증거를 발견하였다. 그들의 접근방법은 두 변수의 시계열간에 관계를 밝혀내기 위하여 공간확률의 추정치인 상관적분(correlation

integral)을 사용하였다.³⁾

Baek and Brock(1992a) 접근방법은 식 (3)의 Granger비인과관계에 대한 정의로부터 시작한다. $\{X\}$ 와 $\{Y\}$ 의 시계열이 안정성과 약한 종속성을 갖고 있다고 하자. X_t 의 m -길이 선도벡터(lead vector)를 X_t^m 로 표시하고, X_t 와 Y_t 의 Lx -길이와 Ly -길이 시차벡터(lag vector)를 각각 X_{t-Lx}^{Lx} 와 Y_{t-Ly}^{Ly} 로 표시하자. 즉,

$$X_t^m \equiv (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+m-1}) \quad (8)$$

$$\text{단, } m=1, 2, \dots, \quad t=1, 2, \dots,$$

$$X_{t-Lx}^{Lx} \equiv (X_{t-Lx}, X_{t-Lx+1}, \dots, X_{t-1}) \quad (9)$$

$$\text{단, } Lx=1, 2, \dots, \quad t=Lx+1, Lx+2, \dots,$$

$$Y_{t-Ly}^{Ly} \equiv (Y_{t-Ly}, Y_{t-Ly+1}, \dots, Y_{t-1}) \quad (10)$$

$$\text{단, } Ly=1, 2, \dots, \quad t=Ly+1, Ly+2, \dots,$$

$m \geq 1, Lx \geq 1, Ly \geq 1$ 의 값이고 $e > 0$ 일때, 다음의 식 (11)이 성립한다면, Y 는 X 의 Granger인과관계가 아니다.

$$\begin{aligned} & \Pr (\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e) \\ & = \Pr (\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e) \end{aligned} \quad (11)$$

여기서 $\Pr(\cdot)$ 는 확률을 나타내며, $\|\cdot\|$ 는 최대 노름(maximum norm)을 나타낸다. 식

3) 상관적분과 그 의미는 백용기(1991)를 참조할 것.

(11)에서 좌변의 조건부 확률은 $\{X_t\}$ 의 Lx -길이 시차벡터들과 $\{Y_t\}$ 의 Ly -길이 시차벡터들의 거리들이 모두 e 이내에 있다는 조건하에 $\{X_t\}$ 의 두개 임의의 m -길이 선도벡터들의 거리가 e 이내에 있다는 것이다. 식 (11)에서 우변의 조건부 확률은 Lx -길이 시차벡터들의 거리가 e 이내에 있다는 조건하에 $\{X_t\}$ 의 두개 임의의 m -길이 선도벡터들의 거리가 e 이내에 있다는 것이다.

한편, 식 (11)을 기초로 인과관계를 검증하기 위하여, 결합확률분포에 대응되는 비율에 의하여 조건부 확률분포를 상관적분으로 변형하여 다음과 같이 표현하는 것이 유용하다.⁴⁾ $C1(m+Lx, Ly, e)/C2(Lx, Ly, e)$ 와 $C3(m+Lx, e)/C4(Lx, e)$ 는 식 (11)의 좌변과 우변에 대응하는 결합확률분포의 비율을 나타낸다. 이들의 결합확률분포는 다음과 같이 정의된다.⁵⁾

$$C1(m+Lx, Ly, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e) \quad (12)$$

$$C2(Lx, Ly, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e) \quad (13)$$

$$C3(m+Lx, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e) \quad (14)$$

$$C4(Lx, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e) \quad (15)$$

4) 상관적분 $C(Lx, e, T)$ 는

$$C(Lx, e, T) = \# \{ (t, s) \mid 1 \leq t < s \leq T \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e \} / T^* \\ = \sum_{1 \leq t < s \leq T} I(X_{t-Lx}^{Lx}, X_{s-Lx}^{Lx}, e) / T^* \text{이다.}$$

단, $\# \{ \}$ 는 (t, s) 쌍의 수, $T^* = T(T-1)/2$, T 는 표본의 크기, $\| \cdot \|$ 는 최대 노름(norm), 그리고 지수함수 $I(X_{t-Lx}^{Lx}, X_{s-Lx}^{Lx}, e)$ 은 $\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e$ 에 대해 1의 값을 취하고, 그 외의 경우에는 0값을 취한다.

5) 조건부 확률분포 $\Pr(A \mid B)$ 은 비율 $\Pr(A \cap B)/\Pr(B)$ 와 같이 나타낼 수 있다. 따라서 식 (11)의 우변 $\Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e, \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e)$ 는 $\Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e) / \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e)$ 으로 표시할 수 있다.

그렇다면 식 (11)에서 Granger 비인과관계 조건은 다음 수식과 같이 표현할 수 있다.

$$\frac{C1(m+Lx, Ly, e)}{C2(Lx, Ly, e)} = \frac{C3(m+Lx, e)}{C4(Lx, e)} \quad (16)$$

단, $m \geq 1, Lx \geq 1, Ly \geq 1, e > 0$

식 (12), (13), (14), (15)에서 결합확률분포의 상관적분 추정치는 식 (16)의 조건을 검증하기 위하여 사용된다. 식 (16)을 변형하고 4개의 상관적분항을 주어진 표본에서 추정치를 구한 후 $\{X\}$ 와 $\{Y\}$ 가 서로 독립이고 동일한 분포(i.i.d)인 확률변수라는 귀무가설 하에서 극한분포를 구하면 다음과 같은 식 (17)을 얻을 수 있는데, 이 식을 이용하여 식 (11)의 Granger비선형인과관계를 검증할 수 있다.⁶⁾

$$\sqrt{n} \left(\frac{C1(m+Lx, Ly, e, n)}{C2(Lx, Ly, e, n)} - \frac{C3(m+Lx, e, n)}{C4(Lx, e, n)} \right) \stackrel{a}{\sim} N(0, V) \quad (17)$$

단, $n = T+1 - m - \max(Lx, Ly)$.

여기서 분산 V 는 다음과 같이 계산되어 진다.⁷⁾

$$(17) / \sqrt{V} \quad (17)'$$

6) 자세한 수식의 유도는 Baek and Brock(1992a)를 참조할 것. Hiemstra and Jones(1994)는 약한 종속성의 가정하에 V 값을 계산하였다.

7) 식 (17)의 유의적인 양의 검증통계는 Y 의 시차 값이 X 를 예측하는 도움이 된다는 것을 암시하고 있다. 그런데 유의한 음의 값은 Y 의 시차 값의 인지가 X 의 예측을 혼동하게 한다는 것을 암시하고 있다. 이러한 이유 때문에 Granger인과관계의 존재에 대한 검증을 할때 식 (17)의 검증통계량이 우측검증 기준값으로 평가되어야 한다고 Baek and Brock(1992a)은 주장하고 있다.

$$V = 4C(X; e)^{2b+2} K(X; e)^{b+1} \cdot [K(X; e) - C(X; e)^2] \cdot [K(Y; e)^{a+1} - C(Y; e)^{2a+2}] \quad (18)$$

단, $z = X$ 또는 Y 인 경우

$$C(z; \varepsilon) = \Pr(\|z_t - z_s\| < \varepsilon)$$

$$K(z; \varepsilon) = \Pr(\|z_t - z_s\| < \varepsilon, \|z_s - z_t\| < \varepsilon)$$

여기서, $1 \leq t < s < r \leq T$ 이어야 하며,

$\{X_t\}$ 와 $\{Y_t\}$ 간의 비선형 Granger인과관계에 검증을 위하여, 식(17)의 검증은 식(4)과 식(5)의 VAR모형에서 추정된 잔차 시계열 $\{\hat{U}_{X,t}\}$ 와 $\{\hat{U}_{Y,t}\}$ 가 이용된다. 이 경우에 귀무가설은 $\{Y_t\}$ 가 $\{X_t\}$ 에 비선형적으로 Granger인과관계가 아니라는 것이다. 그리고 식(18)은 $m, L_x, L_y \geq 1$ 과 $e > 0$ 가 지속된다. 선형 VAR모형에 의한 선형예측력을 제거하고, 잔차항의 시계열에 비선형 예측력을 있는가를 검증한다.

III. 검증가설과 자료

1. 검증가설

거래량과 주가간의 인과관계에 관해서는 거래량이 주가에 선행한다는 주장, 주가가 거래량에 선행한다는 주장, 그리고 거래량과 주가간에 상호인과관계를 갖는다는 주장 등이 혼재해 있다. 본 연구에서는 한국 주식시장에서의 거래량과 주가의 인과관계를 규명하기 위해 다음과 같은 두가지 귀무가설을 동시에 검증한다.

귀무가설 A : 거래량은 주가의 선행요인이 아니다.

귀무가설 B : 주가는 거래량의 선행요인이 아니다.

위의 두가지 귀무가설에서는 거래량과 주가간의 인과관계의 방향뿐만 아니라 상호 인과관계의 존재여부를 검증할 수 있다. 귀무가설 A와 B의 검증결과는 다음의 4가지 경우를 상징할 수 있다.⁸⁾

첫째, 귀무가설 A를 기각하고 귀무가설 B를 기각하지 못하는 경우이다. 이 경우에는 거래량의 변화가 주가의 변화를 선행하는 요인이 되는 것을 의미하기 때문에 거래량의 변화는 주가변동의 주요한 예측변수로 활용될 수 있을 것이다.

둘째, 귀무가설 A를 기각하지 못하고 귀무가설 B만을 기각하는 경우이다. 이 경우에는 주가변화가 거래량의 변화에 선행하는 것을 의미하기 때문에 거래량의 변화에 근거한 주가변화의 예측은 아무런 의미가 없음을 의미한다.

셋째, 두개의 귀무가설 모두를 기각하는 경우이다. 이 경우에는 두 변수간에 상호 인과관계가 존재함을 의미한다. 따라서 거래량이 주가에 선행하여 변화하는 경우가 아니면, 거래량은 주가의 예측 변수로서의 의미가 없다.

넷째, 두개의 귀무가설 모두를 기각하지 못하는 경우이다. 이 경우에는 두 변수간에 인과관계가 존재하지 않음을 의미하게 된다.

2. 자료

종합주가지수에 대한 주식수익률은 일별종가를 기준으로 계산한다. 그리고 거래량은 관리대상종목을 포함하여 한국 주식시장에 상장된 종목들의 일별 총거래량을 사용한다.⁹⁾ 거래량과 종합주가지수에 대한 자료는 한국증권거래소의 “주식”지를 이용한다. 표본기간은 1987년 9월 1일부터 1995년 12월 27일까지로 액면가액이 5,000원으로 조정 완료된 이후로 한다.¹⁰⁾

거래량과 주가는 증권시장 상황에 따라서 증권정책과 시장규제에 대하여 민감하게

8) 장하성(1994)은 귀무가설 기각여부의 가능성을 위와 같이 네가지로 분류하였다.

9) Hiemstra and Jones(1994)은 Dow Jones지수의 일별 종가를 기준으로 주식수익률을 계산하였고, 거래량은 NYSE의 일별 총거래량을 이용하였다.

10) 본 연구에서는 거래량 시계열 자료의 일관성을 유지하기 위하여 주식액면이 5,000원으로 합병된 날부터 분석기간을 택하였다. 상법개정에 의한 상장주권의 액면합병작업이 1987년 8월 말까지 매매정지된 두 개사(서울교통, 대한선주)만을 제외하고 완료되었다.

변화하여 왔다고 할 수 있다. 따라서 두 변수간의 인과관계를 정확하게 분석하기 위해서는 이러한 시장환경의 변화가 함께 고려되어야 할 것이다. 따라서 본 연구에서는 종합주가지수를 기준으로 주식시장의 장세를 상승기, 침체기, 회복기로 구분하여 전체기간과 장세별로 분석한다. 1987년 9월 1일부터 1989년 4월 1일(종합주가지수 1,007.77)까지를 상승기로, 1989년 4월 2일부터 1992년 8월 21일(종합주가지수 457.07)까지를 침체기로, 그리고 1992년 8월 22일부터 1995년 12월 27일(종합주가지수 882.94)까지를 회복기로 각각 분류한다.¹¹⁾

분석대상기간의 전체기간과 장세별의 기간에 대한 거래량과 종합주가지수에 대한 단위근 검증을 실시한 결과 거래량은 단위근이 존재한다는 귀무가설을 모든 기간에 있어서 기각할 수 있었으나, 종합주가지수는 일부 장세별 기간에서 기각하지 못하였다. 이러한 결과에 의하여 본 연구에서는 거래량과 종합주가지수의 시계열에 대한 일관성을 유지하기 위하여 다음과 같이 두 변수를 연속변화율 및 연속수익률로 변환하여 인과관계를 검증하도록 한다.¹²⁾

$$V_t^* = 100 \cdot \ln(V_t/V_{t-1}) \quad (19)$$

$$R_t^* = 100 \cdot \ln(P_t/P_{t-1}) \quad (20)$$

IV. 실증분석결과

1. 안정성 검증결과 및 시차길이 선택

거래량의 변화율과 주식수익률의 선형 및 비선형인과관계의 검증을 위하여 시계열자

11) 장하성(1994), 남상구, 박종호(1996) 등의 분류를 채택하였다.

12) Hiemstra and Jones(1994)는 위의 식 (19), (20)과 같이 Dow Jones지수와 NYSE의 거래량을 변환하였고, 이 변환된 값을 주말효과와 정월효과를 통제한 수익률 및 변화율로 조정하여 인과관계의 검증을 실시하였다. 한편 본 연구에서는 주식수익률에 배당이 포함되지 않았다.

료의 안정성 여부를 판단하기 위하여 우선 두 변수에 대한 단위근검증으로 DF검증과 PP검증을 실시하였다.

단위근 검증의 결과는 <표 1>과 <표 2>에 요약되어 있다. 거래량변화율과 주식수익률에서 두 가지 검증법 모두에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되었다 따라서 시계열 자료가 안정성을 갖고 있다고 판단되어 VAR모형에 의한 선형인과관계의 검증을 실시한다.

<표 1> 거래량변화율의 단위근 검증결과

검 증 모 형		전체기간	상승기	침체기	회복기	
DF검증	no trend	-3305.76	-657.10	-1290.46	-1345.85	
	trend	-3305.77	-657.11	-1290.48	-1345.88	
PP검증	no trend	1	-3229.73	-637.78	-1266.51	-1310.16
		2	-3059.02	-601.57	-1203.05	-1236.55
		3	-2951.68	-581.10	-1153.43	-1201.58
		4	-2841.86	-562.28	-1099.19	-1166.76
		5	-2769.32	-550.27	-1067.94	-1137.88
		6	-2783.68	-555.68	-1070.71	-1143.29
	trend	1	-3229.74	-637.78	-1266.53	-1310.20
		2	-3059.02	-601.57	-1203.06	-1236.56
		3	-2951.66	-581.10	-1153.42	-1201.58
		4	-2841.84	-562.27	-1099.17	-1166.75
		5	-2769.29	-550.26	-1067.92	-1137.85
		6	-2783.64	-555.67	-1070.69	-1143.26

<표 2> 주식수익률의 단위근 검증결과

검증 모형		전체기간	상승기	침체기	회복기	
DF검증	no trend	-2221.71	-419.38	-914.64	-893.64	
	trend	-2222.38	-419.48	-914.79	-898.77	
PP검증	no trend	1	-2227.32	-420.02	-917.32	-893.63
		2	-2189.27	-421.29	-892.36	-875.92
		3	-2198.13	-424.54	-879.01	-893.10
		4	-2201.98	-426.06	-875.10	-894.37
		5	-2205.39	-425.90	-873.75	-894.53
		6	-2203.09	-425.94	-865.28	-895.49
	trend	1	-2228.00	-420.12	-917.45	-899.06
		2	-2189.77	-421.40	-892.43	-880.43
		3	-2198.40	-424.63	-879.01	-896.28
		4	-2202.00	-426.14	-875.02	-896.08
		5	-2205.15	-425.96	-873.58	-894.67
		6	-2202.58	-425.98	-865.01	-894.06

주) : 1) 귀무가설 H_0 : 단위근이 존재한다.

2) DF τ -통계치의 임계치는 Davidson and Mckinnon(1993)의 극한값에 의하면 시계열에 추세가 없는 경우에는 유의수준 1%에서 -3.43, 시계열에 추세가 있는 경우는 유의수준 1%에서 -3.96이며, PP τ -통계치의 임계치는 시계열에 추세가 없는 경우에는 유의수준 1%에서 -20.6, 시계열에 추세가 있는 경우는 유의수준 1%에서 -29.4이다.

3) 1,2,...,6은 시차를 의미한다.

한편, VAR모형을 이용하여 선형인과관계를 검증하기 위해서는 우선 적절한 시차길이를 선택하여야 한다. 본 연구에서는 가장 일반적인 시차길이 선택기준으로 사용되고 있는 다음 두 기준을 이용하여 시차길이를 선택한다. Akaike(1973)는 식 (21)과 같이 Akaike정보기준(Akaike Information Criterion; AIC)을 제시하였고, Schwarz(1978)는 식 (22)과 같은 Schwarz기준을 제시하였다.

$$T \log(RSS) + 2K \quad (21)$$

$$T \log(RSS) + K(\log T) \quad (22)$$

단, K : 회귀변수(regressor)의 수

T : 관측치의 수

거래량변화율과 주식수익률에 대하여 RATS프로그램을 이용하여 선택된 시차길이는 <표 3> 및 <표 4>와 같다.

<표 3> 거래량 변화율의 시차길이 선택

시차	전체기간		상승기		침체기		회복기	
	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz
0	19572.87	19584.44	2677.84	2685.90	7009.40	7019.11	6635.63	6645.34
1	19559.95	19577.30	2678.84	2690.94	7005.95	7020.52	6628.12	6642.69
2	19543.14	19566.26	2673.29	2689.43	7007.46	7026.88	6610.00	6629.42
3	19530.46	19559.37	2673.93	2694.10	7006.22	7030.50	6598.59	6622.86*
4	19504.18	19538.87	2669.57	2693.77*	6989.14	7018.27*	6595.50	6624.62
5	19486.02*	19526.49*	2665.80*	2694.04	6984.77*	7018.76	6592.45*	6626.43
6	19486.92	19533.17	2666.40	2698.66	6986.77	7025.61	6594.44	6633.27
7	19488.44	19540.48	2668.35	2704.65	6987.17	7030.87	6596.13	6639.82
8	19488.59	19546.41	2670.00	2710.33	6988.52	7037.07	6596.60	6645.14
시차 길이	5		5		5		5	

주) : 1) Akaike기준과 Schwarz기준이 상이한 결과를 초래하는 경우에는 Akaike기준을 채택하였다.

〈표 4〉 주식수익률의 시차길이 검증

시차	전체기간		상승기		침체기		회복기	
	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz
0	35265.55	35277.12	5508.44	5516.51	13135.50	13145.21	12931.05	12940.76
1	35261.11	35278.45	5510.22	5522.31	13136.21	13150.77	12925.76	12940.33
2	35244.53*	35267.65*	5512.21	5528.34	13135.24	13154.66	12897.69	12917.11*
3	35246.43	35275.34	5513.78	5533.94	13136.90	13161.18	12896.74*	12921.01
4	35245.24	35279.93	5515.31	5539.51	13133.54*	13162.67	12898.72	12927.85
5	35247.24	35287.71	5517.14	5545.37	13134.64	13168.62	12898.56	12932.54
6	35245.04	35291.29	5515.94*	5548.21	13136.20	13175.04	12899.89	12938.72
7	35244.38	35296.41	5517.94	5554.24	13133.65	13177.35	12900.77	12944.46
8	35245.66	35303.48	5519.93	5560.27	13132.59	13181.15	12902.75	12951.29
시차 길이	2		6		4		3	

주) : 1) Akaike기준과 Schwarz기준이 상이한 결과를 초래하는 경우에는 Akaike기준을 채택하였다.

2. 선형인과관계 검증결과

본 연구는 식 (19)와 식 (20)에 의하여 계산된 거래량변화율과 주식수익률에 의거하여 식 (23)과 식 (24)과 같은 VAR모형을 이용하여 선형인과관계의 검증을 실시한다. VAR모형에 있어서 시차길이에 따라 검증력의 결과가 상이 할 수 있으므로 <표 3>과 <표 4>에서 선택된 시차길이를 적용한다.

$$R_t^* = \sum_{j=1}^k \alpha_j R_{t-j}^* + \sum_{j=1}^k \beta_j V_{t-j}^* + U_{R,t} \quad (23)$$

$$V_t^* = \sum_{j=1}^k \gamma_j R_{t-j}^* + \sum_{j=1}^k \delta_j V_{t-j}^* + U_{V,t} \quad (24)$$

여기서 $t=1, 2, \dots, T$

$j=1, 2, \dots, k$

선형인과관계에 대한 실증분석의 결과는 <표 5>와 같고, 이는 RATS프로그램의 Granger인과관계의 검증법을 이용하여 추정하였다.

<표 5> 선형인과관계 검증

구분	전체기간	상승기	침체기	회복기
거래량변화율 → 주식수익률	5.19926***	2.22918*	1.83606	2.35988**
주식수익률 → 거래량변화율	83.27295***	4.38004***	13.43163***	42.15393***

주 : 1) 위 값들은 선형Granger인과관계의 검증에 대한 F값을 나타냄.

2) * 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함

전체기간에서는 1% 유의수준에서 양방향으로 인과성이 있음을 보여주고 있다. 상승기에는 1% 유의수준에서 주식수익률에서 거래량변화율로의 인과성을, 10% 유의수준에서 거래량변화율에서 주식수익률로의 인과성을 각각 나타내고 있다. 주식시장장세별로 살펴보면 침체기에는 1% 유의수준에서 주식수익률에서 거래량변화율로 단일 방향에서만 인과성의 증거를 나타내고 있다. 회복기에는 1% 유의수준에서 주식수익률에서 거래량변화율로의 인과성을, 5% 유의수준에서 거래량변화율에서 주식수익률로의 인과성의 증거를 발견하였다. 장세별 분석에 있어서 주식수익률에서 거래량변화율로의 인과성이 보다 강하게 나타나고 있다. 특히 침체기에는 주식수익률이 거래

량변화율에 인과성이 있다는 단일방향의 인과관계가 뚜렷하게 나타나고 있다. 따라서 거래량이 주가에 선행요인이 아니라는 귀무가설 A를 기각함은 물론, 주가는 거래량의 선행요인이 아니라는 귀무가설 B도 기각하였는데, 이러한 결과는 거래량이 주가의 예측변수로서 이용될 수 없다는 것을 나타내고 있다고 판단된다.

3. 비선형인과관계 검증결과

비선형인과관계의 검증을 위한 Baek and Brock(1992a)의 검증법은 인도길이 m 과 시차길이 L_x 와 L_y , 그리고 척도모수 e 를 선택하여야 한다. 선형 인과관계 검증과 달리, 비선형인과관계 검증에서는 시차길이와 규모 모수의 최적 값을 지정하는 방법이 알려져 있지 않다. 본 연구에서는 Hiemstra and Jones(1993)의 Monte Carlo의 결과를 기초한 Hiemstra and Jones(1994)와 비슷하게 모든 경우에 인도길이는 $m=1$ 으로, $L_x=L_y$ 으로, 공통 시차길이는 1부터 6까지 사용하였다. 추가적으로 모든 경우에, 검증은 공통 규모 모수 $e=1.5\sigma$ 를 사용한 표준화된 시계열에 적용되었다. 여기서 $\sigma=1$ 는 표준화된 시계열의 표준편차를 나타낸다.

<표 6>은 Baek and Brock(1992a)검증법을 적용하여 비선형인과관계를 실증분석한 결과를 나타내고 있다. 이것은 식 (23)과 (24)에 의하여 선형성이 제거된 VAR 잔차 $\{\hat{U}_{R,t}\}$ 와 $\{\hat{U}_{V,t}\}$ 를 이용하여 분석한다. $L_x=L_y$ 는 검증에 사용된 잔차시계열의 시차 수를 나타낸다. 모든 경우에 있어서, 검증은 비조건부 표준화된 시계열이 적용되었고, 인도길이 m 은 단일화되어 있고, 그리고 척도모수 e 는 1.5로 되어 있으며, 각각의 표준화된 검증통계량은 식 (17)에 의하여 계산되었으며, 통계처리는 GAUSS프로그램이 사용되었다. 비선형 Granger 비인과관계의 귀무가설하에서, 검증 통계량은 접근 분포된 $N(0,1)$ 이다.

<표 6>에서 보는 바와 같이 본 연구에서는 비선형인과관계 검증의 결과는 선형인과관계 검증의 결과와 다르게 나타나는 것을 발견하였다. 즉 선형인과관계 검증에서는 기각되었던 것을 비선형인과관계 검증에서는 기각하지 못하였다. 이것은 시계열

이 비선형인 경우에 선형인과관계 검증을 실시하면 기각력을 높이는 오류를 범할 수 있다는 것을 보여주고 있다.

그리고 비선형인과관계 검증에서는 전체기간에서 거래량변화율이 주식수익률에 비선형인과관계가 없다는 귀무가설 A를 기각하였고, 또한 주식수익률이 거래량변화율에 비선형인과관계가 없다는 귀무가설 B도 기각하였다. 즉, 거래량변화율과 주식수익률의 비선형Granger인과관계의 검증은 양방향의 인과성이 있는 것으로 나타났다. 다만, 비선형인과관계의 검증도 선형인과관계 검증과 같이 주식수익률에서 거래량변화율로의 인과성이 보다 강하게 나타났다.

주식시장의 장세별로 살펴보면 비선형인과관계 검증결과 상승기에는 거래량변화율과 주식수익률 간에 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설 A를 모두 기각할 수 없었다. 이는 선형인과관계의 검증에서 주식수익률이 거래량변화율에 인과성이 있다는 결과와 크게 다르다고 할 수 있다. 그리고 침체기에는 주식수익률이 거래량변화율로의 인과성이 1% 유의수준에서 매우 유의적으로 나타나는 것을 발견하였다. 이는 선형인과관계의 검증 결과와 동일하다고 할 수 있다. 회복기에는 통계적인 유의수준은 조금 낮지만 거래량변화율이 주식수익률에 인과성이 있는 것으로 나타났으며, 이는 선형인과관계의 검증결과와 약간 차이가 있다고 할 수 있다.

결론적으로 "한국 주식시장에서 거래량이 주가에 선행하는가?"에 대한 질문에 대한 대답은 부정적인 것으로 볼 수 있다. 오히려 침체기와 같은 기간에는 주가가 거래량에 강하게 선행하는 것으로 판단된다. 다만 회복기에는 약한 유의수준이지만 비선형 모형에서 거래량이 주가에 선행하는 것으로 생각된다.

<표 6> 비선형인과관계의 검증결과

인과관계	$Lx = Ly$	전체기간	상승기	침체기	회복기
거래량변화를 →주식수익률	1	2.9513262***	1.7503115*	1.3542048	1.8218998*
	2	1.8389675*	-0.0334618	0.3653985	2.1998281**
	3	3.1640203***	0.8445386	0.8200373	2.1983818*
	4	2.5934393**	1.4424879	0.3313991	2.2732995*
	5	2.3647378*	1.0264137	-0.5548706	1.5165320
	6	0.0145053	0.3278927	-4.1708360	1.6963947
주식수익률→ 거래량변화를	1	4.2945982***	1.2907572	4.8478382***	-0.7099213
	2	4.3245118***	1.9789567*	3.9273689***	0.2306960
	3	5.0462221***	1.2112588	5.2419726***	0.4251245
	4	5.3927157***	1.5581651	5.6816657***	1.3168962
	5	6.4041254***	1.3393191	5.7779342***	2.5466001*
	6	5.7913545***	0.7157734	5.8959814***	2.8061147

주 : 1) 위 값들은 식 (17)에 의하여 계산 비선형Granger인과관계의 검증에 대한 표준 통계량 임.

2) $m=1$ 로 하며, $Lx=Ly$ 의 시차길이는 1부터 6까지 사용하고, 척도모수 $e=1.5\sigma$ 하였음.

3) * 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함

4) 유의수준은 Baek(1993)에서 Monte Carlo 시뮬레이션에 의거하여 도출한 비선형인과 통계량의 분위수 표를 기준으로 하였다.

V. 결론

본 연구에서는 한국 주식시장에 있어서 거래량과 주가지수의 예측변수로 활용될 수 있는가의 여부를 규명하기 위하여 일별자료를 이용하여 거래량과 주가지수의 인과관계를 실증분석하였다. 검증방법으로는 선형Granger인과관계의 검증과 Baek and Brock(1992a)의 비선형Granger인과관계 검증법이 이용되었다. 또한 본 연구에서는 주식시장 장세별로 인과성의 차이가 있는가를 살펴보기 위하여 표본기간을 상승기, 침체기, 회복기로 구분하였다.

본 연구에서 발견된 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 선형인과관계 검증의 결과, 전체기간에서 거래량변화율과 주식수익률간의 양방향의 인과성이 통계적으로 유의한 것으로 검증되었다. 그리고 주식시장 장세별 분석에 있어서는 대체로 주식수익률이 거래량변화율에 인과성이 보다 크게 나타나는 것을 발견하였다. 특히 침체기에 주식수익률이 거래량변화율에 인과성이 있는 것으로 나타났다.

둘째, 비선형인과관계 검증의 결과는 선형인과관계 검증의 결과와 다르게 나타나는 것을 발견하였다. 즉, 선형인과관계 검증에서 기각되었던 것을 비선형인과관계 검증에서는 기각하지 못하였다. 이는 시계열이 비선형인 경우에 선형인과관계 검증을 실시하면 기각력을 높이는 오류를 범할 수 있다는 것을 보여주고 있다.

셋째, 비선형인과관계 검증에서는 전체기간에서 양방향의 인과성이 있는 것으로 나타났다. 선형인과관계 검증에서와 같이 주식수익률에서 거래량변화율로의 인과성이 강력하게 나타났다.

넷째, 장세별 비선형인과관계 검증에서는 침체기에만 주식수익률이 거래량변화율로의 인과성이 매우 유의적으로 나타나는 것을 발견하였다.

결론적으로 “한국 주식시장에서 거래량이 주가에 선행하는가?”에 대한 대답은 부정적인 것으로 해석될 수 있을 것이다. 오히려 주가가 거래량에 선행하는 것으로 해석될 수 있을 것이다. 다만 회복기에는 약한 유의수준이지만 비선형모형에서 거래량이 주가에 선행하는 것으로 나타났다.

본 연구의 한계점으로는 주식시장의 이례현상으로 알려진 정월효과, 주말효과 등을 통제하지 못하였고, 주식수익률의 변동성을 통제한 비선형인과관계 검증을 실시하지 못하였다는 점이다. 이러한 한계점은 미래의 연구과제로 남겨두고자 한다.

참 고 문 헌

- 한국증권거래소, 주식, 1987년 9월 호 - 1996년 1월 호.
- 김영규 · 배재봉, “한국 주식수익률의 시계열적 종속성에 관한 연구,” 재무연구 8, (1994), 1-29.
- 백응기, “통화·생산·물가의 비선형인과관계 검정,” 한국개발연구 13, (1991), 117-140.
- 장하성, “고객예탁금과 주가의 인과관계,” 재무연구 8, (1994), 125-162.
- 남상구 · 박종호, “신용잔고가 주가지수의 예측치인가?” 한국증권연구발표논문집, (1996), 1-25.
- Baek, E. G., “A Nonparametric Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model,” 계량경제학보 4, (1993), 89-105.
- Akaike, H., “A New Look at the Statistical Model Identification,” *IEEE Transaction on Automatic Control* 19, (1973), 716-723.
- Antoniewicz, R., “A Causal Relationship between Stock Returns and Volume,” Working Paper, *Federal Reserve Board*, 1992.
- Baek, E. and W. Brock, “A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model,” Working Paper, *Iowa State University and University of Wisconsin, Madison*, (1992a).
- Brock, W., “Causality, Chaos, Explanation and Prediction in Economics and Finance, in J. Casti and A. Karlqvist, Eds.: *Beyond Belief: Randomness, Prediction and Explanation in Science*(CRC Press, Boca Raton, Fla.), (1991).
- Davidson, R. and J. MacKinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press, (1993).
- Dickey, D. and W. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association* 74,

- (1979), 427-431.
- Granger, C. W.**, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica* 37, (1969), 24-36.
- Granger, C. W. and P. Newbold**, *Forecasting Economic Time Series*, 2nd ed. Orlando, FL: Academic Press, (1986).
- Hiemstra, C. and J. Jones**, Detection and Description of Linear and Nonlinear Dependence in Daily Dow Jones Stock Returns and NYSE Trading Volume, Working Paper, *University of Strathclyde and Securities and Exchange Commission*. (1992),
- Hiemstra, C. and J. Jones**, Monte Carlo Results for a Modified Version of the Baek and Brock Nonlinear Granger Causality test, Working Paper, *University of Strathclyde and Securities and Exchange Commission*, (1993).
- Hiemstra, C. and J. Jones**, "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation," *Journal of Finance*, (1994), 1639-1664.
- Hiemstra, C. and C. Kramer**, Nonlinearity and Endogeneity in Macro-asset Pricing, Working Paper, *University of Strathclyde and International Monetary Fund*, (1993).
- Hinich, M. and D. Patterson**, "Evidence of Nonlinearity in Stock Returns," *Journal of Business and Economic Statistics* 3. (1985), 69-77.
- Hsieh, D.**, "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets," *Journal of Finance* 46, (1991), 1839-1877.
- Jakitz, T. and J. Jones**, "Granger Causality between the Consumer and Wholesale Price Indices," Working Paper, *Bureau of Labor Statistics and Securities and Exchange Commission*, (1993),
- Jain, P. and G. Joh**, "The Dependence between Hourly Prices and Trading Volume," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23, (1988), 269-283.

- Phillips, P. C. B. and P. Perron**, "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions," *Biometrika* 65, (1988), 335-346.
- Rogalski, R.**, "The Dependence of Prices and Volume," *Review of Economics and Statistics* 36, (1978), 268-274.
- Scheinkman, J. and B. LeBaron**, "Nonlinear Dynamics and Stock Returns," *Journal of Business* 62, (1989), 311-337.
- Smirlock, M. and L. Starks**, "An Empirical Analysis of the Stock Price-volume Relationship," *Journal of Banking and Finance* 12, (1988), 31-41.
- Schwarz, G.**, "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics* 6, (1978), 461-464.