

## 株式市場의 景氣先行性에 관한 研究\*

池 豪 峻\*\*

### 〈요 약〉

本 研究는 株式市場의 變化가 景氣變動에 對하여 갖는 先行性의 有無와 先行期間 및 先行패턴을 檢證하였다. 기존의 景氣 정점(peak)과 저점(trough)에 따른 先行時差分析이나 株式市場과 景氣變動간의 단순회귀모형에 의한  $\beta$ 계수 測定방법과는 달리, 交叉相關關係에 의한 先行결합여부를 檢證하고 Granger 정의에 입각한 因果關係檢定을 시도하였다. 1975년 부터 1991년까지의 월별자료를 이용하여 交叉相關係數에 의한 Ljung-Box Q-통계량 檢證을 실시한 결과 株式수익률과 景氣동행지수 순환변동치는 先行結合하고 있음을 알 수 있었으며,  $t-7$ 기의 株式수익률과  $t$ 기의 景氣동행지수 순환변동치간의 계수가 가장 크게 나타났다. 또한 株式수익률의 lead 1에서 3기까지 보다는 lead 4기 이후에 크게 나타났으며 業種別로는 製造業 관련분야에서 유의적으로 나타났다. Granger 정의에 의한 因果關係 檢定을 실시한 결과, 12개월 내지 9개월 전부터 1개월 전까지의 株式수익률을 이용하는 것이 景氣동행지수 순환변동치의 과거정보만을 이용하는 것보다 예측오차를 줄일 수 있는 것으로 나타나 株式수익률이 景氣동행지수 순환변동치의 원인변수라 할 수 있을 것이다. 業種別 Granger 檢證결과는 交叉相關係數에 의한 Ljung-Box Q-통계량 檢證결과와 유사하게 나타났는데 이는 檢證결과에 신뢰성을 높여주었다.

### I. 序 論

일반적으로 株式市場은 景氣變動의 先行指標의 역할을 하고 있다고 알려져 있다. 즉 국민경제의 전체적인 활동수준을 나타내는 景氣가 정점에 도달하기 수 개월 전부터 株價는 상승기조에서 하락세로 전환하고 景氣가 저점에 이르기 수 개월 전부터 株價는 하락국면에서 상승세로 전환한다는 것이다. 이러한 理論的 根據는 현재의 株價란 예상되는 현금흐름을 적절한 할인율로 할인된 기업의 현재가치로 결정된다는 株式 평가모형에서 찾을 수 있을 것이다. 景氣가 위축국면(contraction phase)에 접어들게

\* 필자는 이 논문을 읽고 조언해 주신 韓國財務管理學會 편집 및 심사위원에게 감사를 드립니다.

\*\* 大宇經濟研究所

되어 기업의 주당 예상이익이 감소할 것으로 전망되면 주가는 실제 경기에 앞서서 하락하게 된다는 것이다. 이러한 관계는 주가가 소비지출이나 투자지출에 미치는 영향을 통해서도 설명할 수 있을 것이다. 예를 들어 주가가 하락하게 될 경우 가계가 보유하는 금융자산의 가치가 감소하고 이것이 가계의 소비지출을 감소시키게 된다. 주식을 보유하지 않는 가계도 미래의 경기에 대한 불확실성의 증대로 인한 신뢰감의 상실로 소비지출을 줄이게 된다. 주가하락은 기업의 경우 그 자체가 신규설비를 취득하기 위한 주식자금의 조달비용을 상승시키므로 투자지출은 감소하게 된다. 결국 주가하락으로 인하여 소비지출과 투자지출이 감소한다면 경기는 위축되고 성장률은 둔화될 것이라는 점에서 주식시장의 경기선행성을 설명할 수 있을 것이다. 한편 Bulmash & Trivoli(1990)는 3국면 경기순환모형을 통해 주식시장의 선행성을 설명하였다. 즉, 제 1국면에서 외생적인 통화량 증가는 소비지출을 증가시키고 이는 주가 및 금융자산 가격을 상승시키게 되며, 제 2국면에서 생산능력 상승 및 부의 증가로 경기가 팽창국면(expansion phase)을 이루고 이는 나아가 물가를 상승시키게 된다. 다음으로 제 3국면에 접어들게 되면 물가상승으로 인해 이자율이 상승하고 긴축정책이 시행된다는 것이다. 따라서 제 1국면의 주가상승은 제 2국면에서의 경기팽창국면을 초래하게 되어 주식시장의 선행성을 주장한 것이다.

이러한 주식시장의 경기선행성에 대한 이론적 근거를 기초로 한다면, 현재의 경기가 후퇴기인가 아니면 침체기인가 등의 경기논쟁에 앞서서 주식시장을 먼저 분석함으로써 경기를 파악 내지는 예측하는데 도움을 얻을 수 있을 것이다. 그러나 최근 統計廳에서는 綜合株價指數가 '85년까지는 매우 양호한 景氣先行構成指標였으나 '86년초부터의 급격한 상승세 이후 지속적인 하락세를 나타내는 등 최근의 경기상황을 제대로 반영치 못하므로 構成指標에서 제외한다고 발표하였다.<sup>1)</sup> 이 발표에 따른다면 효율적인 선진국의 주식시장과는 달리 우리나라 株式市場은 景氣에 先行하지 않으며 實物經濟의 움직임과는 아무 관계도 없이 움직임으로써 자원의 효율적인 배분에는 전혀 기여하지 못한다고 볼 수 있을 것이다.<sup>2)</sup> 따라서 本 研究에서는 지금까지 우리나라 시장을 대상으로 연구가 미미한 주식시장 변화가 경기변동에 대하여 갖는 先行性的의

1) 統計廳이 작성하는 경기선행지수 구성지표에는 종합주가지수, 통화(M1), 총유동성(M3), L/C 내도액, 수출액, 제조업 입직율, 제조업 평균근로시간, 제조업 재고율지수, 건축허가면적, 기계수주액이었으나 '91년 8월 개편으로 종합주가지수, 통화(M1), L/C 내도액, 제조업 평균근로시간이 제외되고 회사채 수익률, I/L 발급액, 건설용제품 원재료 생산지수, 원재료 출하지수가 추가되었다.

2) 美國의 景氣先行指數는 株價指數, 총통화, 소비자 기대지수 등을 포함한 22개의 指標로 구성되어 있다.

有無와 先行期間 및 同期間의 패턴을 여러방식으로 접근하여 실증적으로 규명하고자 한다. 또한 이를 통해 투자자의 의사결정에 보다 합리적으로 원용할 수 있는 방도를 모색함으로써 우리나라 주식시장의 효율성 제고에도 도움이 되고자 한다. 本研究는 통계청에서 경기변동을 제대로 반영하지 못한다고 발표한 '86년 이후도 포함하고, 우리나라 경제지표 및 주식시장의 편제 개편, 시계열 자료의 신뢰도 및 분석결과의 유용성 등을 고려하여 1975년부터 1991년까지를 대상기간으로 하여 景氣變動에 대한 株式市場 變化의 先行性を 규명하고자 한다. 아울러 業種別로는 어떠한 양태가 나타나는가도 포함하여 연구함으로써 시장전체와의 차이를 비교해 보고자 한다. 또한 研究方法上에서는 기존의 연구방법들과는 달리 交叉相關關係에 의한 先行結合檢定과 Granger 정의에 입각한 因果關係檢定 등을 이용하여 선행성여부를 파악해 보고자 한다.

## II. 既存의 研究

株式市場의 變化가 景氣보다 先行하는가에 대한 접근방법은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 하나는 현재의 株價變化로써 景氣豫測을 할 수 있는가 하는 研究이고, 다른 하나는 과거의 株價가 현재의 景氣에 영향을 미치고 있는가 하는 研究인데 어느 경우나 대부분의 연구에서 株價가 景氣循環의 중요한 先行指標중의 하나임을 부정하지는 않고 있다.

Moore(1983)은 1973년부터 1975년까지 정부에서 발표한 23개의 景氣頂点(peak) 가운데 18개를 주가가 정확히 예측하였으며 또한 23개의 景氣低點(trough) 가운데 17개를 株價가 예측하여 株價의 景氣先行性を 주장하였다. Siegel(1990)은 1902년부터 1990년까지의 景氣沈滯(recession) 41개 가운데 38개를 月別 株價指數收益率 8% 이상의 하락이라는 신호로써 예측할 수 있었다고 주장하였다. 특히 그의 연구에 의하면 이러한 관계를 활용하여 2차대전 이후의 9개 頂點에 대해서는 평균 2.3개월, 9개의 低點에 대해서는 평균 5.2개월 先行性を 갖는 것으로 나타났다. Fama(1990)는 1953년부터 1987년까지의 산업생산과 주식수익률의 관계 연구에서는 産業生産增加率は 과거 9-10개월 까지의 月別 株式收益率로써 설명될 수 있다고 하였으며, Schwert(1990a)는 Fama(1990)의 연구기간을 연장해서 미래의 산업생산 증가율은 현재의 주식수익률과 강한 陽(positive)의 관계를 갖고 있음을 입증하였다. 그는 1802년부터 1987년까지의 연간자료를 이용하여 株價의 變動程度(volatility)가 경기침체 및 자금경색 기간중에

증가함을 입증하여 株價가 景氣循環의 중요한 先行指標가 된다고 주장하였으며, Cohen, Zinbarg & Zeikel(1987)은 S&P 500지수로 표시되는 株價變動이 産業生産으로 量化된 景氣變動보다 1952년부터 1982년까지 30년 사이 7개의 경기순환 변동에서 정점은 약 8개월, 저점은 약 3개월의 선행성을 갖는 것으로 결론지었다. 또한 Fisher & Merton(1984)는 1952년부터 1980년까지  $t-1$ 기의 실질주가 1% 상승은 GNP를 0.11% 상승시킨다고 하였으며, Barro(1989)는 1921년부터 1987년까지의 자료들을 대상으로 분석한 결과  $t-1$ 기의 실질주가 1% 상승이 GNP를 0.15% 상승시킨다고 Fisher & Merton(1984)와 유사한 결론을 도출하였다. 이때  $t$ 기의 주가는  $t$ 기의 GNP 변화에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타남으로써 주가변화가 경기에 선행한다고 주장하였다. Pearce(1983)는 1956년부터 1983년까지 미국이외의 국가를 대상으로 株價와 景氣의 관계를 조사하였다. 英國에서는 株價의 先行성이 나타났으나 캐나다에서는 株價와 景氣가 동시에 움직이는 것으로, 그리고 주식시장의 비중이 낮은 서독과 프랑스에서는 株價와 景氣의 變化間에 의미있는 관계가 없다고 하고 있다.

한편 국내에서도 이와 유사한 研究로써 소재환(1989)과 신동영(1991)의 연구를 들 수 있다. 소재환(1989)의 研究에서는 1974년부터 1988년 사이에 통계청에서 발표한 7번의 경기정점·경기저점 기준순환일에 대해 株價指數 變轉의 轉換點이 산술평균 8-9개월 先行하는 것으로 나타났다.<sup>3)</sup> 신동영(1990)의 研究에서는 주가지수 증감율을 설명변수로 산업생산지수 증감율을 종속변수로 하는 단순회귀모형을 추정하여 짧게는 2-3개월, 길게는 10-11개월 전부터 예상되는 경기변동을 반영하여 주가가 움직이고 있다고 주장하였다.

이상의 研究에서 보면 Moore(1983), Siegel(1990), 소재환(1989) 등의 研究는 기준순환일을 기준으로 한 경기정점과 저점에 대하여 주식수익률의 선행시차를 측정하는 방법이라 할 수 있고, Fama(1990), Schwert(1990a), Fisher & Merton (1984), Barro (1989), 신동영(1991)의 研究는 주식수익률과 경기를 나타내는 대용변수(예를들면 GNP, 경기동행지수, 산업생산지수)와의 회귀분석을 통해 계수 크기측정 등을 시도한 것이라 할 수 있다. 다만 기존의 研究에서 한계라 할 수 있는 점은 研究 방법상에서 분석의 틀이 크게 다르지 않다는 측면이외에도, 研究 결과의 無意味性 때문일 것으로 보이나 주식시장의 변화가 경기에 선행하지 않다는 주장을 찾아 보기 힘들다는 사실이다.

3) 보람증권(1992)의 경기전환점 국면에서의 주가지수 고점, 정점의 비교 연구결과에 의하면 주가지수는 '72년부터 '87년까지는 4-11개월 선행하는 것으로 나타났으나 '88년 이후에는 오히려 후행한 것으로 나타났다.

### III. 方法論的 考察

대부분의 既存研究에서는 경기정점·저점에 대해 株價指數變轉의 轉換点이 얼마나 앞서서 나타나는가에 대한 先行時差分析 내지는 회귀분석을 통해 과거의 주가지수 변화율 내지는 주식수익률이 현재의 경기변동을 얼마나 설명하고 있는가 하는 방식을 사용하여 株式市場이 景氣에 先行하는가에 대하여 분석하였다. 이러한 경기전환점을 전후한 월별 주가지수의 단순한 시차비교와 경기동행지수와와의 회귀분석을 통한 계수 크기 측정방법을 이용한 기존의 연구방법과는 달리 Rogalski & Vinso(1977)는 t기의  $X_1$ 값과 t-k기의  $X_2$ 값 사이의 결합도(the degree of association)를 나타내는 교차상관계수(cross-correlation coefficient)로써 先行結合하는가 아니면 共存하는가를 알 수 있으므로 이 방법을 통해 先行性を 검정할 것을 주장하였다. 또한 Neftci(1982)는 전체적인 先行指數의 설명력 평가에 중점을 두는 因果關係 檢定(causality test)을 통해 先行性 검정을 할 것을 주장하였다. 즉, 두 시계열 간의 예측오차 분산을 비교함으로써 예측력을 평가(confirmatory criterion)하여 先行性を 알아보는 방법을 제시한 것이다. 따라서 株式市場이 景氣에 先行하는가에 대한 研究도 경기전환점에서의 단순한 시차비교나 단순회귀분석에 의한  $\beta$ 크기 측정방법보다는 Rogalski & Vinso(1977)가 주장한 交叉相關關係 檢定이나 Neftci(1982)가 주장한 因果關係 檢定을 통해서 보다 분명한 先行性を 평가할 수 있을 것이다.

이에 따라 우선 교차상관관계에 의한 검정을 위해 교차상관계수를 도출해보고 이의 의미를 통해 先行性を 평가해 보도록 한다. 두변수  $X_1$ 과  $X_2$ 의 lead k시차 交叉共分散(cross covariance)  $C_{X_1X_2}(k)$ 와  $C_{X_2X_1}(k)$ 를 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$C_{X_1X_2}(k) = E\{(X_{1t} - \mu_{X_1})(X_{2(t-k)} - \mu_{X_2})\} \tag{1}$$

$$C_{X_2X_1}(k) = E\{(X_{2t} - \mu_{X_2})(X_{1(t-k)} - \mu_{X_1})\} \tag{2}$$

여기서  $k=0, 1, 2, 3, \dots$

위의  $C_{X_1X_2}(k)$ 에서  $X_1$ 는 k기에  $X_2$ 를 도출하고  $C_{X_2X_1}(k)$ 에서  $X_2$ 는 k기에  $X_1$ 를 도출한다고 볼때 실제로 추정된 교차 공분산은 다음의 공식에 따라 계산할 수 있다.

$$C_{X_1X_2}(k) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (X_{1t} - \bar{X}_1) (X_{2(t-k)} - \bar{X}_2) \tag{3}$$

$$C_{X_2 \times X_1}(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-k} (X_{2i} - \bar{X}_2) (X_{1(i-k)} - \bar{X}_1) \quad (4)$$

여기서  $k=0, 1, 2, 3, \dots$

위의 교차공분산은 다음과 같이 그 표준편차를 나누어 交叉相關係數로 변환할 수 있을 것이다.

$$\gamma_{X_1 X_2}(k) = \hat{\rho}_{X_1 X_2}(k) = \frac{C_{X_1 X_2}(k)}{\sqrt{C_{X_1 X_2}(0) C_{X_2 X_1}(0)}} = \frac{C_{X_1 X_2}(k)}{S_{X_1} S_{X_2}} \quad (5)$$

여기서  $k=0, \pm 1, \pm 2, \pm 3, \dots$

이렇게 산출된  $X_1$ 과 lead  $k$ 의 시차를 가지는  $X_2$ 의 交叉相關關係는  $t$ 기의  $X_1$ 값과  $t-k$ 기의  $X_2$ 값 사이의 결합도를 의미하는데, 만일 경기순환을 나타내는  $X_1$ 변수가 주식수익률이라는  $X_2$ 와의 교차상관계수상에서 시차 0에서의 값이 다른 시차에서의 값보다 크면 주식수익률은 경기순환과 同行, (-)시차에서의 값이 크면 先行, (+)시차에서의 값이 크면 後行하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 통계적으로는 이러한 관계에 대해서 Ljung-Box Q-통계량<sup>4)</sup>으로써 先行性에 대한 檢定을 실시할 수 있을 것이다.

한편 Neftci(1982)가 주장한 因果性 關係는 Granger 檢定을 통해서 확인할 수 있을 것이다. Granger 定義에 의하면 平均이 0인 線形 定常確率過程(jointly linearly regular stationary stochastic process)의 경우에  $\lim_{k \rightarrow \infty} \{ \inf E | e^*_{kt} |^2 \} < \lim_{k \rightarrow \infty} \{ \inf E | e_{kt} |^2 \}$ 이면  $X_{2t}$ 는  $X_{1t}$ 를 예측하는데 유용하다고 하였다.

여기서  $e^*_{kt}$ 는  $X_{1t}$ 와  $X_{2t}$ 를 사용했을때의 오차항(error term)이고  $e_{kt}$ 는  $X_{1t}$ 만을 사용했을 때의 오차항이다. 이러한 定義를 AR(autoregressive)표현으로 나타내면 다음과 같다.

$$a_{11}(0) X_1(t) = \sum_{k=1}^{\infty} a_{11}(k) X_1(t-k) + \sum_{k=1}^{\infty} a_{12}(k) X_2(t-k) + e_1(t) \quad (6)$$

4) Ljung-Box Q-통계량 =  $T(T+2) \left[ \sum_{j=1}^M \frac{\Gamma_j^2}{T-j} \right]$

T는 표본의 크기,  $M = \min(T/2, 3\sqrt{T})$ ,  $\Gamma_j$ 는 잔차의  $j$ 번째 lag autocorrelation

$$a_{22}(0) X_2(t) = \sum_{k=1}^{\infty} a_{21}(k) X_1(t-k) + \sum_{k=1}^{\infty} a_{22}(k) X_2(t-k) + e_2(t) \quad (7)$$

여기서  $e_1(t)$ 와  $e_2(t)$ 는 시차상관이 없는 white noise이고  $a_{11}(0)=1, a_{22}(0)=1$ 이다.

위의 AR표현에서 모든 시차  $k$ 에 대하여  $a_{12}(k)=0$ 이면  $X_2(t)$ 는  $X_1(t)$ 을 예측하는데 유용하다(Granger causally prior)고 해석하는 것이다. 이러한 예측력 평가내용을 本研究의 目的에 따라 설명하면 景氣循環을 나타내는  $X_1(t)$ 와 주식수익률의  $X_2(t)$ 가 있다고 할때  $X_1(t)$ 의 미래치가  $X_2(t)$  계열이 포함된 정보집합을 이용하여 더 잘 예측될 경우에  $X_2(t)$ 가  $X_1(t)$ 에 대해 因果性을 갖는다(causal priority)고 할 것이다. 이를 Rogalski & Vinso(1977)는 先行性의 內容으로 해석하였으므로  $X_2(t)$ 가  $X_1(t)$ 에 대해 因果性을 갖는다고 한다면 이는  $X_2(t)$ 가  $X_1(t)$ 에 대해서 先行한다고 할 수 있을 것이다.

#### IV. 假說의 設定

대부분의 국가에서 株價는 景氣의 중요한 先行指標의 하나로 채택되고 있는데 이는 현재의 주가란 예상되는 현금흐름(예상이익)을 적절한 할인율로 할인된 현재가치로 결정된다는 株式評價模型에서 논리적 근거를 찾을 수 있을 것이다. 이때 景氣를 측정하는 데에는 산업생산지수를 이용하는 것보다는 국민경제의 총체적인 활동을 나타내는 實質國民總生産이나 현재의 景氣狀態를 반영하는 景氣同行指數를 이용하는 편이 설득력이 있을 것이다. 그러나 實質國民總生産은 季節(seasonal), 不規則(irregular), 趨勢(secular)要因을, 景氣同行指數는 趨勢要因을 내포하고 있으므로 成長속에 循環을 하는 현재 경기를 정확히 반영하지 못한다고 볼 수 있다. 따라서 非景氣的 要因인 季節, 不規則, 趨勢要因 등을 제거한 景氣循環要因만을 고려하여야 할 것이므로 이를 위해서는 景氣同行指數 循環變動值 내지는 Hodrick-Prescott filtering 등에 의해서 만들어질 수 있는 實質國民總生産 循環變動을 사용할 수 있을 것이다.<sup>5)</sup> 하지만 實質國民總生産 循環變動은 測定方法上的 차이로 인한 자료의 信賴性(reliability)에 의문이 있으므로 本研究에서는 景氣同行指數 循環變動值<sup>6)</sup>를 사용하도록 한다. 따라서 綜合株價指數의 로그 변환후 1개월 差分(log difference)로서 표현될 수 있는 株式

5) 이외에는 통계청 基準循環日이 사용될 수 있으나 이는 頂点(Peak) 과 低点(trough)만을 발표하기 때문에 先行時差分析 이외에 時系列分析 등에는 활용할 수 없다.

收益率과 景氣同行指數 循環變動值를 통해 株式市場의 景氣先行性を 검정해 보도록 한다.

우선 교차상관관계에 의한 檢定을 위해서는 식(5)에 대해 다음과 같은 가설을 세울 수 있을 것이다.

$$\text{가설 1 } \{H_0 : \gamma_{1 \times 2}(1 \text{ to } 12) = 0\}$$

즉 景氣同行指數 循環變動值  $X_1$ 이 株式收益率  $X_2$ 와의 교차상관관계상에서  $t$ 기의  $X_1$ 과  $t-1$ 에서  $t-12$ 까지  $X_2$ 와의 교차상관계수 값이 모두 零(0)이 될 것에 대해 Ljung-Box Q-통계량으로서 檢定을 시도하도록 하는 것이다. 만일 가설 1의  $H_0$ 가 기각되면  $t$ 기의 경기동행지수 순환변동치와  $k$ 만큼의 lead시차를 가진  $t-k$ 기의 주식수익률 간에 유의적으로 교차상관관계가 있다고 할 수 있으므로 이들 간에는 先行結合한다고 볼 수 있을 것이다. 한편 Granger 因果檢定을 위해서는 식(6)에 대해서 다음과 같은 가설을 세울 수 있을 것이다.<sup>7)</sup>

$$\text{가설 2 } \{H_0 : a_{12}(k) = 0, k = 1, 2, \dots, i\}$$

식(6)에서  $X_1$ 은 경기동행지수 순환변동치,  $X_2$ 는 주식수익률이고  $e_t$ 는 오차항이라고 할 때  $X_2$ 이  $X_1$ 의 원인변수(causation)인지의 여부는 귀무가설 2를 검정하므로써 판단될 수 있을 것이다. 만일 귀무가설이 기각된다면 주식수익률이 경기동행지수 순환변동치에 대하여 원인변수라고 판단되며 이로써  $X_1$ 을 예측하는데  $X_2$ 의 정보가 유용하다고 볼 수 있으므로 先行性이 존재한다고 해석할 수 있을 것이다.

이상과 같이 연구방법상에서 경기전환점에서의 정점, 저점 선행시차분석을 하는 既存의 研究와는 달리 本 研究에서는 가설 1에 대해서는 교차상관계수에 대한 Ljung-Box Q-통계량 검정을 실시하고, 가설 2에 대해서는 Granger 인과관계 검정을 통하여 株式市場이 景氣循環에 先行하는가를 파악해 보도록 한다.

6) 경기동행지수는 매월 통계청에서 수출액, 수입승인액 등 10개 구성지표를 가지고 X-11 ARIMA에 의해 계절변동조정을 하고 1, 3개월 이동평균으로 불규칙을 조정함으로써 산출되어 발표되는데, 이러한 경기동행지수를 3국면 평균법을 통해 추세를 제거하여 순환변동만을 나타낸 것이 경기동행지수 순환변동치이다.

7) 因果檢定을 이용하여 先行性を 알아보는 방법으로는 自己回歸模型(autoregression)을 이용한 Granger 검정 이외에도 時差模型(distributed lag)을 이용한 Sims 검정이 있으나 Geweke-Meese-Dent(1982)는 Sims 검정이 시계열 상관성이 있는 잔차에 적합하지 못함을 지적하고 변형된 검정방법을 제안한 바 있다.



### V. 實證分析

#### 1. 交叉相關關係에 의한 檢定

주식시장의 경기선행성에 대한 첫번째 검정은 주식수익률과 경기동행지수 순환변동치간의 교차상관관계를 통한 것이다. 일반적으로 시차 0에서 交叉相關係數가 다른 시차에서의 交叉相關係數보다 월등하게 크게 나타나면 동행이라 할 수 있으나, (-) 또는 (+) 시차 값이 시차 0에서의 값에 비해 크게 나타나면 이는 Ljung-Box Q-통계량으로서 선행 내지 후행 여부를 검정해 볼 수 있을 것이다. 이 때 交叉相關係數가 1에 접근할수록 景氣順應的(procyclical), -1에 접근할수록 景氣逆行的(countercyclical)이라 할 것이며 零(0)에 접근하면 景氣循環과 관계 없음을 뜻한다고 볼 수 있다. <표 1>은 1975년 1월부터 1991년 12월까지 t-k기의 주식수익률과 t기의 경기동행지수 순환변동치간의 交叉相關係數를 나타낸 것이다.

<표 1> 株式收益率과 景氣同行指數 循環變動値의 交叉相關關係

(기간 : 1975.2.~1991.12.)

leads	0	1	2	3	4	5	6
$\gamma_{Y1X2}$	-0.027	-0.008	0.111	0.058	0.092	0.104	0.105
leads	7	8	9	10	11	12	
$\gamma_{Y1X2}$	0.121	0.117	0.083	0.084	0.110	0.120	
Ljung-Box Q(1 to 12)=20.9517    significance level=0.0510							

주 : t기의 경기동행지수 순환변동치과 k만큼의 lead 시차를 가진 t-k기의 주식수익률간의 교차상관계수임.

이에 따르면 가장 큰 交叉相關係數 값은 t-7기의 주식수익률과 t기의 경기동행지수 순환변동치간으로 나타났으며 시차 0에서 부터 lead 3기까지 보다는 lead 4기 이후에 크게 나타났다. 주식수익률의 lead(1 to 12) 값이 경기변동에 대해 관계를 갖고 있지 않다는 가설 1은 Ljung-Box Q-통계량 20.95로서 10% 유의수준에서 棄却되었다. 따라서 현재의 주식수익률과 미래의 경기동행지수 순환변동치간에는 有意的으로 교차상관 관계가 있다고 할 수 있으므로 주식수익률이 경기에 先行結合한다고 볼 수 있을 것이다.

아울러 시장수익률이라 할 수 있는 종합주가지수 수익률 이외에도 業種別 株式收

益率과 경기와의 선행성 여부를 交叉相關係數를 통해 살펴보면 <표 2>와 같다. 유의적인 Ljung-Box Q-통계량을 갖는 업종은 나무, 고무, 비금속광물, 철강, 비철금속, 기계, 전기기계, 운수장비, 건설, 육상운수 등으로 주로 製造業 관련분야이며 어업, 광업 등의 제 1차 산업이나 도매, 금융, 보험 등의 서비스산업은 대부분 유의적이지 않았다. 이러한 결과를 보면 제조업의 경우는 경기변동과 선행결합한다고 할 수 있으나 제 1차 산업이나 서비스산업 등은 경기변동과 관련이 없다고 할 수 있을 것이다.

<표 2> 業種別 株式收益率과 景氣同行指數 循環變動値에 대한 交叉相關係檢定  
(기간 1976.2.~1991.12.)

구	분	Ljung-Box Q (1 to 12) <sup>a)</sup>	significance level	구	분	Ljung-Box Q (1 to 12)	significance level
어	업	11.10	0.51	비	철 금 속	19.57	0.07
광	업	1.49	0.99	조	립 금 속	11.53	0.48
식	음 료	10.67	0.55	기	계	48.13	0.00
섬	유	11.38	0.49	전	기 기 계	66.55	0.00
의	복	6.12	0.90	운	수 장 비	106.19	0.00
나	무	37.09	0.00	기	타제 조 업	4.52	0.97
종	이	3.60	0.98	건	설	65.48	0.00
화	학	13.64	0.32	도	매	6.51	0.88
고	무	72.01	0.00	육	상 운 수	36.73	0.00
의	약	2.36	0.99	해	상 운 수	5.70	0.93
비	금속광물	31.37	0.00	금	융	6.93	0.86
철	강	20.19	0.06	보	험	9.88	0.62

a) 업종별 주식수익률의 lead(1 to 12) 값과 경기동행지수 순환변동치의 Ljung-Box Q-통계량

## 2. Granger 因果關係에 의한 檢定

경기변동에 대한 주식시장의 선행성 여부에 대한 두번째 검정은 Granger 정의에 의한 因果關係檢定을 통해 실시하도록 한다. 이는 가설 2에 대한 검정으로서 식(6)에서  $X_1$ 을 대신하여 경기동행지수 순환변동치(CCI)을 사용하고  $X_2$ 를 대신하여 종합주가 지수변동률(SPI)의 과거값에 대해 GLS 검정을 할때 주식수익률의 과거값이 경기동

행지수 순환변동치의 예측에 도움을 주는가를 알아보는 것이다. 즉 주식수익률이 경기변동의 원인변수가 될 수 있는가 하는 것으로 시계열은 역시 1975년 1월부터 1991년 12월까지의 월별자료를 이용하였다. 시차선정에 있어 Akaike information criterion 등을 적용할 수 있을 것이나 交叉相關係數에 의한 검정에서 7개월 전후의 선행성이 파악되었으므로 본 연구의 목적상 예측기간을 중시하여 12개월, 9개월, 6개월 등으로 나누어 살펴보기로 한다. <표 3>은 (t-k)기의 월별 주식수익률로서 t기의 경기동행지수 순환변동치를 설명하는데 도움을 주는가를 나타낸 결과이다.

<표 3> 株式收益率(SPI)과 景氣同行指數 循環變動值(CCI)간의 因果關係 檢定

(기간 : 1975.2.~1991.12.)

피설명변수	설명변수(leads)	F-value	significance level
CCI	SPI(1 to 12)	F(12,167)=2.21	0.012
CCI	SPI(1 to 9)	F( 9,176)=1.93	0.050
CCI	SPI(1 to 6)	F( 6,185)=0.79	0.580

이의 결과를 보면 12개월, 9개월의 시차에서는 유의수준이 0.012, 0.050으로서 10% 내에서는 가설 2가 棄却되었으므로 12개월 내지 9개월 전부터 1개월 전까지의 주식수익률을 이용하는 것이 경기동행지수 순환변동치의 과거정보만을 이용하는 것보다 예측오차를 더 줄일 수 있으므로, 주식수익률이 경기동행지수 순환변동치의 원인변수라고 할 수 있을 것이다. 따라서 1-9개월 내지는 1-12개월 이전의 추가움직임은 경기를 예측하는데 도움을 주는 것이 밝혀졌으므로 주가는 경기에 대해 Granger 인과관계가 있다고 할 것이다. 한편 1-6개월 까지의 정보만으로는 경기를 예측하는데 도움을 주지 못하는 것으로 나타나 주식시장은 경기변동에 대하여 단기적 선행관계라고 볼 수 없으며 9개월 내지 12개월 정도까지의 중기적 선행관계라고 보아야 할 것이다.

이러한 분석을 시장수익률 이외에 業種別 주식수익률을 대상으로 실시해 본 결과 <표 4>와 같이 나타났다. 유의적인 F값을 가진 업종으로는 의약, 비금속광물, 기계, 운수장비, 육상운수 등으로 나타났다. 이들 업종은 12개월, 9개월, 6개월 시차의 경우에도 모두 유의적으로 나타나 경기선행성이 뚜렷한 업종으로 분류될 수 있을 것이다. 특히 비금속광물, 기계, 운수장비, 육상운수업은 交叉相關關係에 의한 Ljung-Box Q-통계량 검정에서도 유의적으로 나타나 선행성 검정결과의 유사성을 알 수 있을 것이다. 반면 어업, 광업 등의 제 1차 산업이나 건설, 도매, 금융 등 서비스산업은 유의적인 관계를 발견할 수 없었다. 따라서 의약, 비금속광물, 기계 등의 유의적인

제조업 주가 움직임은 경기변동에 Granger 인과관계가 있으므로 이들은 경기를 예측하는데 도움을 줄 수 있으나 제 1차 산업이나 금융, 서비스업종의 주가는 경기변동을 예측하는데 도움을 주지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 業種別 株式收益率과 景氣同行指數 循環變動値의 因果關係 檢定

(기간 : 1976.2.~1991.12.)

구 분	F-value			구 분	F-value		
	(1 to 12)	(1 to 9)	(1 to 6)		(1 to 12)	(1 to 9)	(1 to 6)
어업	1.59*	0.93	0.68	비철금속	1.43	0.36	0.31
광업	1.03	1.26	1.70	조립금속	0.99	1.00	1.25
식음료	0.80	0.51	0.69	기계	1.82*	1.75*	2.91**
섬유	0.90	0.43	0.39	전기기계	1.38	0.97	1.67
의복	0.84	0.91	0.70	운수장비	2.28*	2.10*	1.97*
나무	0.73	0.67	0.41	기타제조업	0.56	0.25	0.23
종이	0.82	0.36	0.22	건설	0.96	1.04	1.14
화학	1.71*	0.95	1.56	도매	1.24	0.79	0.81
고무	1.33	1.03	1.14	육상운수	1.79*	2.14*	2.91**
의약	1.92*	2.04*	3.84**	해상운수	0.97	0.94	0.92
비금속광물	2.03*	1.90*	1.81*	금융	1.30	1.31	0.48
철강	1.16	0.79	0.94	보험	0.73	0.55	0.07

주 : 1) ( )은 업종별 주식수익률 lead 시차를 의미함

2) \* : 10% 유의적, \*\* : 5% 유의적

## VI. 結 論

本 研究에서는 주식시장의 변화가 경기변동에 대하여 갖는 先行性의 有無와 先行期間 및 同期間의 패턴을 검정하고자 시도되었다. 이를 위해서 기존의 경기 정점(peak)과 저점(trough)에 따른 先行時差分析이나 주식시장과 경기변동간의 단순회귀 모형에 의한  $\beta$ 계수 측정방법과는 다른 방법을 사용하였다. 즉 交叉相關關係에 의한 선행결합여부를 검정하고 Granger 정의에 입각한 因果關係檢定을 시도한 것이다. 1975년부터 1991년까지의 월별자료를 이용하여 주식시장 변화의 변수로는 주식수

익률로 삼고 경기변동의 변수로는 경기동행지수 순환변동치를 대응으로 하여 분석된 내용을 정리해 보면 다음과 같다.

첫째로 交叉相關係數에 의한 Ljung-Box Q-통계량 검정결과, 주식수익률과 경기동행지수 순환변동치는 先行結合하고 있음을 알 수 있었으며 t-7기의 주식수익률과 t기의 경기동행지수 순환변동치간의 계수가 가장 크게 나타났으며 lead 1에서 3기까지 보다는 lead 4기 이후에 크게 나타났다.

둘째로 업종별 주식수익률과 경기와의 선행성여부를 交叉相關係數 검정을 통해 살펴보면 나무, 고무, 비금속광물, 철강, 비철금속, 기계, 전기기계, 운수장비, 건설, 육상운수 등 주로 製造業 관련분야에서 유의적으로 나타나 경기변동에 선행한다고 할 수 있으나, 어업, 광업 등 제 1차 산업과 도매, 금융, 보험 등 서비스 산업은 대부분 유의적이지 않은 것으로 나타나 경기변동과는 관련이 없다고 할 수 있다.

세째로 Granger 정의에 의한 因果關係檢定을 실시한 결과, 12개월 내지 9개월 전부터 1개월 전까지의 주식수익률을 이용하는 것이 경기동행지수 순환변동치의 과거정보만을 이용하는 것보다 예측오차를 줄일 수 있는 것으로 나타나 주식수익률이 경기동행지수 순환변동치의 원인변수라 할 수 있을 것이다. 이는 12개월 내지 9개월전의 주식수익률로 현재의 경기를 예측하는데 도움이 된다고 볼 수 있으므로 선행성이 있다고 해석할 수 있을 것이다. 한편 6개월전부터 1개월전까지의 주가 과거 정보는 경기를 예측하는데 도움을 주지 못하는 것으로 나타나 주식시장은 경기변동에 대하여 단기적 선행관계에 있다기 보다는 9개월 내지 12개월 정도의 주기적 선행 관계라 할 수 있다.

네째로 Granger 검정을 업종별 주식수익률에 대해 실시한 결과, 의약, 비금속광물, 기계, 운수장비, 육상운수 등은 12개월, 9개월, 6개월 시차의 경우 모두 유의적으로 나타나 경기선행성이 뚜렷한 업종으로 분류될 수 있을 것이다. 이러한 업종별 검정 결과는 交叉相關係數에 의한 Ljung-Box Q-통계량 검정결과와도 유사하게 나타났는데 이는 검정결과의 신뢰성을 높여주고 있다고 볼 수 있다.

이상과 같은 실증분석으로 주식수익률은 경기에 선행한다고 할 수 있으며 이러한 내용은 주식시장의 규모가 커지고 개방화되면서 정보의 효율성이 높아질 것이므로 더욱 분명하게 나타날 것으로 보인다. 따라서 경기선행지수의 구성지표에서 종합주가지수를 포함시킬 것인가의 결정은 보다 신중하게 결정되어야 할 것이다.

그러나 本 研究가 주식시장의 경기선행성에 대한 確定的 研究가 될 수는 없을 것이다. 첫째로 종합주가지수 및 업종별 주가지수 수익률에 의한 검정은 단일지수 포트폴리오를 사용함에 있어서 나타날 수 있는 average effect를 고려하지 못하는 단점이 있으므로 이의 보완이 필요할 것이다. 둘째로 경기국면별 또는 인플레이션

국면별로는 주식시장의 선행성 여부가 차이를 보일 수 있으므로 이러한 시기별 검정과 아울러 검정방법에 있어서도 Granger 검정이외에 Sims 검정, Geweke-Meese-Dent 검정 등의 추가적인 검정이 이루어 진다면 보다 분명한 선행성 여부를 파악할 수 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

- 소재환, “우리나라 경기변동에 대한 종합주가지수의 선행성에 관한 실증적 고찰,”  
경영연구 1989, 제 6호, 1-32.
- 신동영, “주가변화와 경기 및 실물경제간의 관계,” 금융연구, 1991, 제 5권 1호, 83-115.
- Abel, A., “Stock Prices under Time Varying Divident Risk—An Exact Solution of  
an Infinite Horigon General Equilibrium Model,” *Journal of Monetary Eco-  
nomics*, 1988, 375-393.
- Akaike, H., “Seasonal Adjustment by a Bayesian Modeling,” *Journal of Time Series  
Analysis*, 1980, 1-13.
- Bulmash, S. B. and G. W. Trivoli, “Time-lagged Interaction between Stock Prices  
and Selected Economic Variables,” *Journal of Portfolio Management*, Sum-  
mer 1991, 61-67.
- Chen, N., R. Roll and S. A. Ross, “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal  
of Business*, 1986, 383-403.
- Chow, G. C., *Econometrics*, (New York : McGraw-Hill), 1983.
- Christiano, L. J. and L. Ljungqvist, “Money Does Granger Cause Output in the Biva-  
riate Money—Output Relation,” *Journal of Monetary Economics*, 1988, 217-  
235.
- Culter, D. M., J. M. Poterba and L. H. Summers, “What Moves Stock Prices?,”  
*Journal of Portfolio Management*, Spring 1989, 4-12.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch, “Scoring the Leading Indicators,” *Journal of  
Business*, 1989, 369-391.
- Fama, E. F., “Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity,” *Journal of Finance*,  
1990, 1089-1108.
- \_\_\_\_\_ and K. R. French, “Business Conditions and Expected Returns on Stocks  
and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, 1989, 23-49.
- Geske, R. and R. Roll, “The Monetary and Fiscal Linkage between Stock Returns  
and Inflation,” *Journal of Finance*, 1983, 1-33.
- Geweke, J., R. Meese and W. Ment, “Comparing Alternative Tests of Causality in  
Temporal System,” *Journal of Econometrics*, 1982, 161-194.

- Kling, J., "Predicting the Turning Points of Business and Economic Time series," *Journal of Business*, 1987, 201–238.
- Kydland, F. E. and E. C. Prescott, "Business Cycle : Real Facts and Monetary Moth," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Spring 1990, 3–18.
- Ljung, G. M. and G. E. P. Box, "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 1978, 297–303.
- Milles, L., "Can Stock Prices Reliably Predict Recessions ?," *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Sep–Oct 1988, 3–14.
- Neftci, S. N., "Optimal Prediction of Cyclical Downturns," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1982, 225–241.
- \_\_\_\_\_, "Lead–Lag Relations, Exogeneity and Prediction of Economic Time Series," *Econometrica*, 1979, 101–113.
- Pearce, D. K., "Stock Prices and the Economy," *Economic Review*, Federal Bank of Kansas City, November 1983, 7–22.
- Piccini, R., "Stock Market Behavior around Business Cycle Peaks," *Financial Analysts Journal*, Jul–Aug 1980, 55–57.
- Rogalski, R. J. and J. P. Vinso, "Stock Returns, Money Supply and the Direction of Causality," *Journal of Finance*, September 1977, 1017–1029.
- Schwert, G. W., "Indexes of United States Stock Prices from 1802 to 1987," *Journal of Business*, 1990a, 399–426.
- \_\_\_\_\_, "Stock Returns and Real Activity : A Century of Evidence," *Journal of Finance*, September 1990b, 1237–1257.
- Shapiro, M. D., "The Stabilization of the United States Economy : Evidence from the Stock Market," *American Economic Review*, December 1988, 1067–1079.
- Siegel, J. J., "Does It Pay Stock Investors to Forecast the Business Cycle ?," *The Journal of Portfolio Management*, 1991, 27–34
- White, H., "A Heteroskedasticity–Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 1980, 817–838.