

Statistical Tests for the Lead-Lag Relationship between the Stock Price and the Business Indicator¹⁾

Tae Ho Kim²⁾ · Sung Duck Lee³⁾ · Joong Jae Cho⁴⁾

Abstract

This study attempts to test the lead-lag relationship between the stock price and the business indicator in the multivariate context. It additionally investigates the short and long-run dynamic relationships among the four market variables. The hypothesis that the stock price leads the business indicator is found to be rejected for the whole study period. When structural change is considered, the statistical result appears to reflect the reality. The causal relationships among the variables in the former period are simpler than those in the latter period, and the stock price significantly appears to lead the business indicator. On the other hand, the relationship between the stock price and the business indicator in the latter period appears to prove the recent hypothesis of their coincidence.

Keywords : 경기지수, 공통추세, 인과관계

1. 서론

일반적으로 주가는 경기에 선행하는 것으로 알려져 왔으며, 이에 따라 주식시장은 경기변동의 선행지표 역할을 해왔다. 즉 경기가 정점에 도달하기 수개월 전부터 주가는 상승기조에서 하락세로 전환하고, 또 경기가 저점에 이르기 수개월 전부터 주가는 하락국면에서 상승세로 전환한다. 따라서 주식시장을 먼저 분석하면 경기를 파악 또는 예측하는데 도움이 된다. 그러나 주가가 경기에 앞서는 시차는 점점 짧아져 근래에 와서는 거의 동행하는 추세인 것으로 알려져 있다. 과거에는 주가가 경기의 전환점을 예고하는 성향이 뚜렷했으나 최근에는 점차 약화되고 있다.

-
- 1) 이 논문은 2005년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음
 - 2) 충북 청주시 개신동 12번지 충북대학교 정보통계학과 교수
E-mail : thkim@chungbuk.ac.kr
 - 3) 충북 청주시 개신동 12번지 충북대학교 정보통계학과 교수
E-mail : sdlee@chungbuk.ac.kr
 - 4) 충북 청주시 개신동 12번지 충북대학교 정보통계학과 교수
E-mail : jjcho@chungbuk.ac.kr

통계청에서는 종합주가지수가 1985년까지는 매우 양호한 경기선행구성지표였으나 1986년 초부터 당시의 경기상황을 제대로 반영하지 못하므로 1991년 8월 개편으로 구성지표에서 한동안 제외한 바 있다. 통계청이 작성하는 경기선행지수는 현재 기업경기실사지수, 설비투자추계지수, 종합주가지수, 자본재수입액, 건축허가면적, 총유동성, 제조업 입·이직자 비율, 제조업 재고순환지표, 그리고 순상품 교역조건 등 9개 지표로 구성되어 있다.

1990년대를 지나면서 개방화·자유화에 따른 국내 금융, 증권, 외환시장의 환경 변화로 인해 독자적으로 가격이 형성되던 각 시장에 연계가 이루어지고, 이에 따라 환율, 주가, 금리 간의 상호연관성이 심화되었다. 또 국내외 시장 간에 정보의 이동이 신속해지면서 이들의 변동폭도 커지고 그 결과 예측은 더욱 어렵게 되었다. 정부가 주도하는 동북아 금융허브 추진전략 중 금융시장 선진화 프로그램에서도 주식시장과 외환시장의 중요성이 특히 강조되고 있다. 금융시장에서 결정되는 금리는 기업의 생산활동과 수익에 영향을 미치며, 환율의 변동도 수입물가와 국내물가에 영향을 미쳐 국내금리를 변동시키는 요인으로 작용한다. 실물경기동향은 기업의 수익에도 크게 영향을 미치며, 실물경기가 호전되면 상품수요와 생산활동이 증가한다. 따라서 주식시장과 경기변동 간의 관계를 분석하는데 있어서 금융시장과 외환시장을 동시에 고려하지 않으면 현실동향을 도외시한 부분분석이 되기 쉽다. 본 연구에서는 증권, 금융, 외환시장이 모두 연계된 현실적 구도 내에서 주가의 경기선행성에 대한 가설을 통계적으로 검증해 보고자 한다.

2. 분석방향

경기순환은 다양한 경제활동의 순환적 변동을 집약화한 것이기 때문에 특정 통계자료에 의존해 경기의 흐름을 판단하면 오류를 범할 가능성이 크다. 우리나라의 대표적 종합경기지표라 할 수 있는 경기종합지수는 각종 대표적인 지표들을 가공, 종합하여 작성하며 통계청에서 1981년 3월부터 매월 편제하고 있다. 경기종합지수는 경기전환점에 대한 시차 정도에 따라 선행, 동행 및 후행종합지수의 3개 군으로 구분되며, 현재의 경기동향을 파악하기 위해서는 동행종합지수를 분석해야 한다.

대부분의 지표들은 시계열이므로 경기요인에 의한 변동 뿐만 아니라 계절변동과 불규칙변동을 포함하고 있으므로 이들을 제거하지 않은 원계열의 변동만으로는 경기의 흐름을 제대로 이해하기 어렵다. 보다 정확히 분석하기 위해서는 계절변동 및 불규칙변동을 제거한 추세·순환 변동치를 사용해야 할 것이다. 우리나라에서는 대부분의 경제지표들은 높은 증가추세를 보이므로 주요 선진국과는 달리 추세·순환변동치가 경제의 순환적인 흐름을 제대로 반영하지 못한다. 따라서 추세변동요인을 제거한 순환변동치를 사용할 필요가 있다. 경기동행지수 순환변동치는 우리나라의 공식 경기 지표로 노동력 투입량·산업생산·제조업 공장 가동률·수출입액 등 생산·소비·투자·수출입활동을 대표하는 지표들을 종합해 지수화 한 것이다.

일반적으로 현재의 경기상황을 판단하거나 향후 경기흐름을 예측하는데에는 종합경기지표에 의한 방법, 설문조사에 의한 방법, 통계모형에 의한 방법 등이 주로 사용된다. 모형을 사용하면 변수들 간에 인과관계나 상관관계를 방정식체계로 모형화하여 경기의 흐름이나 경기변동의 효과를 체계적으로 분석할 수 있다. 따라서 주요 변수들

의 움직임을 구체적으로 측정할 수 있는 장점이 있으나 큰 변동이 발생하면 변수들 간의 관계가 변하게 되고, 추정결과의 현실 설명력이 크게 떨어질 가능성이 크므로 유의해야 한다.

벡터자기회귀모형은 사전적으로 특정 이론에 입각함이 없이 자체 시차변수와 필요한 다른 변수들을 모형 내에서 모두 설명변수로 사용함으로써 복잡한 현실구조를 방정식 체계로 표기할 수 있다. 그러나 시계열 자료의 정상성을 회복하기 위한 변수들의 차분과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실할 수 있다는 문제점으로 인해 단기동태적관계는 규명할 수 있으나 장기적 균형관계는 식별하지 못하는 한계점을 갖고 있다. 본 연구에서는 정상성이 유지되지 않는 시계열 간에 공적분이 존재하는 경우에는 수준변수와 차분변수를 한 모형 내에 포함시켜 변수들 간의 장기적 관계를 모형 내에 도입하기로 한다. 수준치가 주는 장기적 정보도 고려하면서 시계열변수들 간의 장기균형관계와 단기동태구조를 파악하기 위해 벡터오차수정모형을 추정한다. 그리고 위의 네 변수들 간의 상호연계관계, 장기균형관계 및 단기동태인과관계를 규명하고, 시간이 흐름에 따라 이들이 변화해 가는 역학구조를 통계적으로 분석한다.

3. 실증분석

통계분석에 사용될 변수로 환율(X_1)은 원/달러 환율(월평균), 주가(X_2)는 종합주가 지수(월평균), 실물경기동향(X_3)은 경기동행지수 순환변동치(1995=100), 금리(X_4)는 3년만기 회사채수익률(월평균)이며, 금리자유화조치가 막 시작되고 주식시장이 본격적으로 개방된 해인 1992년부터 12년간 한국은행, 증권거래소, 통계청의 월간자료를 인용한다.

실제의 거시시계열자료들은 대부분 시간이 지남에 따라 평균과 분산이 변화하는 비정상성 시계열로 알려져 있으며, Nelson and Plosser(1982), Stock and Watson(1986, 1988)등의 연구들은 공통적으로 이들이 차분안정적임을 보이고 있다. 따라서 자료의 사용을 위해서는 단위근검정이 선행되어야 하며, 자료의 성격에 따라 상수항과 추세항이 모두 포함되는 경우, 상수항만 포함하는 경우, 또 상수항과 추세항이 모두 없는 경우의 세 가지 모형으로 구분하며 분석한다. DF(Dickey-Fuller)단위근검정법이 일변량 시계열의 단위근 존재유무를 검정하는데 있어서 모수적 방식을 사용하는데 반해 Perron(1988)은 비모수적 방식을 제안하였다. DF검정은 오차항이 정규분포를 따른다고 가정하지만 일반적으로 거시시계열자료의 오차항은 자기상관이나 이분산을 갖는다. Phillips and Perron(1988)은 이러한 경우 사용할 수 있는 비모수적 단위근검정법을 제안하였다.

DF검정은 시계열이 AR(1)과정을 따르고 모형의 오차항이 백색잡음이라 가정하였으나 후에 오차항의 자기상관문제를 해결하기 위해 AR(1)가정을 완화하여 AR(P)과정을 따른다고 가정한 Augmented DF검정으로 보완되었다. Augmented DF검정이 오차항의 자기상관문제를 시계열의 차분항을 추가시켜 해결하는데 반해 Phillips-Perron검정법은 오차항 자체를 이동평균 형태로 변환하여 해결한다. 검정회귀식에 포함된 변수들의 적정 시차길이를 결정하기 위해서는 Augmented DF검정식에 최대길이의 시차부터 시작해 F 검정통계량의 값이 유의하지 않으면 감소시켜 나가면서 Lagrange multiplier χ^2 통계량에 의해 자기상관이 검색될 때까지 계속하는 방법이 있다. Said

and Dickey(1984)에 의하면 유의하지 않은 시차를 제외시키면 추정값의 효율성을 증진시키며 따라서 더 정확한 추론을 이끈다는 것이다. 또는 Augmented DF검정통계량의 유의성을 Cheung and Lai(1995)의 유한표본임계값에 의해 평가하기도 한다. 본 연구에서는 AIC(Akaike Information Criteria)와 SC(Schwarz Criteria)값이 최소가 되는 시차를 적정시차로 결정하였다. 전체 연구기간에 대해 Augmented DF검정법을 적용한 결과는 <표 1>과 같다.

<표 1> Augmented DF검정

변수	시차	상수와 추세 포함		상수 포함		상수와 추세 없음	
		수준	차분	수준	차분	수준	차분
X_1	2	-2.188	-6.523***	-1.278	-6.549***	0.447	-6.525***
X_2	1	-2.026	-6.493***	-2.035	-6.519***	-0.169	-6.544***
X_3	2	-2.135	-3.951**	-2.235	-3.934***	0.187	-3.941***
X_4	0	-2.565	-9.453***	-1.707	-9.482***	-0.863	-9.504***

<표 1>의 값은 Augmented DF통계량의 값이고, 본 논문에서 *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 검정결과 모든 모형에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 성립된다. 그러나 1차 차분변수에 대해서는 모든 변수의 검정 모형에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되므로 정상성이 회복되는 것으로 나타난다. 추가로 실시한 <표 2>의 Phillips-Perron검정은 이러한 결과를 뒷받침해 주며, 표 안의 값은 Phillips-Perron통계량의 값이다.

<표 2> Phillips-Perron검정

변수	상수와 추세 포함		상수 포함		상수와 추세 없음	
	수준	차분	수준	차분	수준	차분
X_1	-2.383	-6.390***	-1.428	-6.423***	0.372	-6.434***
X_2	-2.026	-8.906***	-2.037	-8.940***	-0.697	-8.973***
X_3	-1.446	-5.793***	-1.485	-5.794***	0.315	-5.801***
X_4	-2.848	-9.359***	-1.915	-9.392***	-0.866	-9.417***

위의 두 검정은 모든 변수들이 I(1)과정을 따르는 비정상성 시계열임을 보인다. I(1) 시계열들은 장기적 요인인 확률적 추세와 단기적 요인인 안정적 순환으로 구분될 수 있으며, I(1)시계열 사이에 선형결합이 존재하여 안정적인 시계열이 된다면, 곧 공통의 확률적 추세가 존재하여 공적분 결합에 의해 I(1)시계열들의 확률적 추세가 제거됨을 의미한다(Stock and Watson, 1988). 따라서 변수들 간 공통확률추세의 존재는 이들 사이의 장기적 균형을 나타내어 개별적으로는 불안정한 움직임을 보인다 해도 장기적으로는 일정한 균형관계를 유지하며 함께 움직임을 뜻한다. Johansen(1988, 1991)과 Johansen and Juselius(1990)의 다변량공적분검정은 위수검정 및 정규상관계수를 사용하여 최우추정법을 적용하므로 Engle and Granger(1987)의 잔차준거공적분검정보다 복잡하지만 검정력이나 1종오진의 크기면에서 우월하다(Boswijk and Frances, 1992 ; Kremers, Ericsson and Dolado, 1992 ; Inder, 1993). 특히 Engle and Granger가 제안

한 ADF방법은 어느 변수로 표준화 하는가 즉 어느 변수를 종속변수로 사용하는가에 따라 결과가 일치하지 않을 수도 있다는 점이 문제로 작용한다.

Johansen검정은 자기회귀시차나 특이관측값 등에 의한 모형의 선택에 비교적 예민하게 반응하는 것으로 알려져 있으나 변수가 셋 이상인 경우 공적분벡터의 수를 알려주며 이들을 추정할 수 있다는 장점으로 인해 최근에는 더욱 널리 사용된다. 위의 I(1)변수들 사이에 공적분관계의 존재를 검정한 결과는 <표 3>과 같다. 수준변수를 사용한 벡터자기회귀모형에서 AIC와 SC값이 최소인 시차는 2이므로 적정시차는 1로 결정한다. 공적분회귀식에 포함되는 상수항과 추세항의 형태 또한 AIC와 SC를 고려하여 선택한 결과 원계열과 공적분회귀식이 선형추세를 갖는 경우를 상징하여 검정한다.

<표 3> 공적분검정

귀무가설	특성근	LR통계량	1% 임계값
$H_0: r = 0$	0.411	116.982 ***	70.05
$H_0: r \leq 1$	0.212	50.303 ***	48.45
$H_0: r \leq 2$	0.086	20.331	30.45

<표 3>에 의하면 공적분위수가 존재하지 않는다는 귀무가설과 1개 이하의 공적분위수가 존재한다는 귀무가설이 모두 1% 유의수준에서 기각된다. 따라서 공적분위수는 2이고, 공적분관계의 존재에 따른 벡터오차수정모형의 추정결과는 아래와 같다. 벡터오차수정모형은 차분변수로 구성되며, 괄호안의 값은 t통계량의 값이다. 각 오차수정모형은 2개씩의 오차수정항을 포함하여 장기균형에서 이탈시 조정되어 가는 과정을 보여준다.

$$\begin{aligned}
 X_{1,t} &= 0.360 - 0.001z_1 + 0.612z_2 + 0.390X_{1,t-1} \\
 &\quad (0.730) \quad (-0.096) \quad (3.135^{***}) \quad (2.889^{***}) \\
 &\quad - 0.027X_{2,t-1} - 1.303X_{3,t-1} + 1.234X_{4,t-1} \\
 &\quad \quad (-2.435^{**}) \quad (-1.094) \quad (1.652) \\
 X_{2,t} &= -4.486 - 0.014z_1 + 1.984z_2 + 4.599X_{1,t-1} \\
 &\quad (-1.101) \quad (-0.504) \quad (1.229) \quad (4.119^{***}) \\
 &\quad + 0.192X_{2,t-1} + 23.877X_{3,t-1} - 16.413X_{4,t-1} \\
 &\quad \quad (2.056^{**}) \quad (3.061^{***}) \quad (-2.657^{**}) \\
 X_{3,t} &= 0.008 + 0.013z_1 - 0.011z_2 + 0.0175X_{1,t-1} \\
 &\quad (0.201) \quad (4.516^{***}) \quad (-0.613) \quad (1.546) \\
 &\quad + 0.001X_{2,t-1} + 0.311X_{3,t-1} - 0.185X_{4,t-1} \\
 &\quad \quad (0.826) \quad (3.925^{***}) \quad (-2.942^{***})
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 X_{4,t} = & -0.022 + 0.001z_1 - 0.013z_2 - 0.027X_{1,t-1} \\
 & (-0.223) (1.750^*) (-0.334) (-0.974) \\
 & -0.004X_{2,t-1} - 0.173X_{3,t-1} + 0.286X_{4,t-1} \\
 & (-1.632) (-0.903) (1.887^*)
 \end{aligned}$$

추정결과에 의하면 연구기간 동안 금리는 주가와 경기에 모두 부정적 영향을 미쳐, 금리의 상승은 주가와 경기의 하락요인임을 보이고 있다. 환율과 경기의 상승은 주가의 상승요인인 반면 주가와 환율은 반대방향으로 움직이는 것으로 추정되어 환율과 주가는 서로 양방향 인과관계를 가지는 것을 알 수 있다. 통계적으로 매우 유의한 환율과 경기동향의 오차수정항을 보면 현재의 지수가 장기균형값보다 낮아 오차항의 상향 조정과정을 통해 장기균형으로 접근해 가는 과정을 반영하고 있다. 환율의 경우, 조정속도로 보아 단기적 불균형이 두 기간 이내에 해소되는 반면 경기동향은 상당히 오래 걸리는 것으로 추정되어 장기균형으로 접근해 가는데 환율이 상대적으로 빠른 것으로 나타났다.

추정결과에서 경기동향이 1% 유의수준에서 주가의 변화에 선행한다는 점은 알려진 바와는 일치되지 않는다. 주가는 경기에 선행하는 것으로 알려져 있으며, 따라서 경기 선행지수를 구성하는 주요 요인이다. 주가의 경기선행성에 의문이 제기되어 한동안 통계청에서 발표하는 경기선행지수의 계산에서 빠지기도 했으나 이 기간은 연구기간의 일부에 해당될 뿐이다. 경기가 주가에 선행하는 것으로 추정된 결과는 IMF 사태의 발생으로 인해 우리의 경제·경영환경이 급변했던 기간의 영향이 크게 작용했을 가능성이 있다. 주가가 경기에 앞서는 시차는 점점 짧아져 최근에는 거의 동행하는 추세로 가고 있고, 또한 과거에는 주가가 경기의 전환점을 예고하는 성향이 뚜렷했으나 갈수록 점차 약화되고 있는 것으로 알려져 있다. 이러한 설이 과연 옳은가 통계적으로 검정해 보고자 전체 연구기간을 IMF 전과 후로 나누어 심층분석을 실시한다.

이에 따라 전체 연구기간을 IMF 전과 후로 구분하여 분석을 실시한다. 앞의 단위근검정에서 Augmented DF검정과 Phillips-Perron검정의 결과는 거의 같았으므로 이번에는 Augmented DF검정만 IMF 전과 후의 자료에 대해 실시하며, IMF 전의 자료에 대해서는 <표 4>의 단위근검정 A와 같다.

<표 4> 단위근검정 A

변수	시차	상수와 추세 포함		상수 포함		상수와 추세 없음	
		수준	추세 차분	수준	추세 차분	수준	추세 차분
X_1	1	-0.714	-3.526***	-0.683	-3.488**	1.390	-3.364***
X_2	0	0.295	-6.250***	1.123	-5.960***	-0.045	-6.014***
X_3	1	-2.953	-4.039**	-0.144	-3.889***	0.960	-3.808***
X_4	2	-2.852	-3.364*	-3.243**	-3.046**	-1.140	-2.980***

<표 4>에 의하면 상수항을 포함하는 단위근 검정모형에서의 X_4 시계열을 제외하면 모든 수준변수들은 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각시키지 못한다. 반면 1차 차

분변수에 대해서는 한결같이 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되므로 모든 변수들이 I(1)과정을 따르는 것으로 간주한다. 이에 따른 공적분검정의 결과는 <표 5>와 같으며, 원 시계열 내에는 추세나 계절이 없고 공적분회귀식이 상수항을 갖지 않는 경우를 상정하여 검정하였다. 수준 벡터자기회귀모형에서 AIC와 SC가 최소가 되는 적정시차는 2이므로 공적분검정의 적정시차 IMF 전과 후에서 모두 1로 결정한다.

<표 5> 공적분검정 A

귀무가설	특성근	LR통계량	1% 임계값
$H_0: r = 0$	0.436	54.769 ***	45.58
$H_0: r \leq 1$	0.211	21.503	29.75

<표 5>를 보면 변수들 간에 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되고, 공적분관계가 1개 이하 존재한다는 귀무가설이 성립된다. 따라서 공적분위수는 1이고, 변수들 간 장기적 균형관계를 나타내는 공적분방정식이 한 개 존재한다. 벡터오차수정모형의 추정결과는 아래와 같다.

$$X_{1,t} = -0.001z + 0.231X_{1,t-1} + 0.001X_{2,t-1} - 0.202X_{3,t-1} - 0.075X_{4,t-1}$$

(-1.003) (1.691*) (0.362) (-0.896) (-0.367)

$$X_{2,t} = 0.025z + 2.732X_{1,t-1} + 0.149X_{2,t-1} + 11.207X_{3,t-1} - 22.020X_{4,t-1}$$

(0.542) (0.376) (1.015) (0.935) (-2.017**)

$$X_{3,t} = 0.003z - 0.028X_{1,t-1} - 0.004X_{2,t-1} - 0.068X_{3,t-1} - 0.359X_{4,t-1}$$

(5.469***) (-0.382) (-2.402**) (-0.563) (-3.275***)

$$X_{4,t} = 0.001z + 0.043X_{1,t-1} - 0.001X_{2,t-1} + 0.005X_{3,t-1} + 0.199X_{4,t-1}$$

(2.117**) (0.461) (-0.576) (0.032) (1.425)

금리는 경기동향과 주가에 공히 부정적 영향을 미치는 것으로 추정된 바 이는 전체 기간을 대상으로 분석했을 때와 같다. 따라서 금리는 1990년대 후반에 이르기까지 주가와 경기의 상승에 장애요인이었음이 입증되고 있으며, 이는 당시의 현실과 일치한다. 주가는 5% 유의수준에서 경기에 선행하는 것으로 나타나 IMF요인이 발생하기 이전에는 주가가 통계청의 경기선행지수 구축에 주요 구성원으로서의 여건을 갖추었다는 것을 알 수 있다. 변수들 간의 인과관계는 앞에서와는 달리 전반적으로 단순하다. 오차수정항의 계수는 경기와 금리의 변동을 설명하는 모형에서 통계적으로 유의하며, 오차항의 상향조정을 통해 장기균형으로 접근해 가는 과정을 반영하지만 조정속도는 매우 느리다는 것을 알 수 있다.

전체 연구기간의 후반부 자료에 대한 단위근 검정결과는 <표 6>과 같다. 대부분의 수준변수들이 단위근을 갖지만 1차 차분 후에는 모든 변수들이 정상성을 유지하는 것으로 나타나 역시 모두 변수들을 I(1)변수들로 간주한다.

<표 6> 단위근검정 B

변수	시차	상수와 추세 포함		상수 포함		상수와 추세 없음	
		수준	차분	수준	차분	수준	차분
X_1	2	-2.530	-4.782***	-2.758*	-4.696***	0.278	-4.692***
X_2	1	-2.049	-4.460***	-1.978	-4.497***	-0.478	-4.535***
X_3	2	-2.821	-3.031***	-2.741*	-2.915**	-0.491	-2.904***
X_4	0	-2.426	-7.198***	1.442	-7.243***	-0.936	-7.279***

앞서 언급했던 바와 같이 공적분검정의 적정시차는 1로 결정하였으며, 원 시계열 내에는 추세가 없고 공적분회귀식이 상수항을 갖지 않는 경우를 상징하여 검정한 결과는 <표 7>과 같이 요약된다.

<표 7> 공적분검정 B

귀무가설	특성근	LR통계량	1% 임계값	5% 임계값
$H_0: r = 0$	0.338	44.055*	45.58	38.89
$H_0: r \leq 1$	0.151	16.807	29.75	24.31

<표 7>에 의하면 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되면서 공적분관계가 한 개 존재한다는 것이 확인된다. 공적분의 존재는 변수들 간에 인과관계가 있다는 것을 뜻하지만 검정결과는 그 방향까지 알려주지는 않으므로 벡터오차수정모형을 추정하여 인과관계의 구조를 확인하고자 한다.

$$X_{1,t} = -0.005z + 0.183X_{1,t-1} - 0.048X_{2,t-1} + 0.571X_{3,t-1} + 1.287X_{4,t-1}$$

(-0.752) (0.881) (-2.412**) (0.388) (0.986)

$$X_{2,t} = -0.074z + 3.825X_{1,t-1} + 0.307X_{2,t-1} + 31.035X_{3,t-1} - 12.785X_{4,t-1}$$

(-1.745*) (3.021***) (2.537**) (3.457***) (-1.605)

$$X_{3,t} = 0.001z + 0.008X_{1,t-1} + 0.003X_{2,t-1} + 0.486X_{3,t-1} - 0.218X_{4,t-1}$$

(1.905*) (0.540) (1.921*) (4.425***) (-2.240**)

$$X_{4,t} = 0.001z - 0.012X_{1,t-1} - 0.006X_{2,t-1} + 0.105X_{3,t-1} + 0.063X_{4,t-1}$$

(1.140) (-0.314) (-1.748*) (0.383) (0.260)

벡터오차수정모형의 추정결과를 보면 IMF 위기가 감지된 이후의 기간에는 변수들 간의 관계가 IMF 이전에 비해 복잡하게 연계되었음을 알 수 있다. 따라서 IMF 이후의 변수들 간 역학구조가 전체기간의 구도에 그대로 영향을 미쳤다고 할 수 있다. 주가와 환율 간에는 전체기간을 대상으로 분석했을 때처럼 양방향 인과관계를 가지지만 이에 더해 주가와 경기 사이에도 양방향 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 연구기간의 전반기에는 주가가 경기에 선행하는 관계가 성립되지만 후반기에는 주가와 경기 간에 선행행 관계가 사라지고 서로 유의하게 영향을 미치는 관계로 변화한다는 것을 알 수 있다. 이에 따라 분석결과는 최근으로 올수록 주가가 경기에 앞서는 시차가

점차 짧아져 거의 동행하는 추세로 가고 있다는 설을 뒷받침하고 있다.

4. 결론

본 연구에서는 주가가 경기를 선행하고, 또 선행시차는 짧아져 최근에는 거의 동행 추세로 간다는 경영·경제계의 가설을 통계적으로 검정해 보았다. 이들 두 변수는 금융 및 외환시장과 연계되어 있다는 현실을 고려하여 기존의 이변량체계 대신 다변량 구도의 통계모형을 사용하여 시간이 흐름에 따른 변수들 간의 장단기 동태적 역학관계에 대해 통계적 분석을 실시하였다.

전체 연구기간 동안 변수들 사이의 인과관계를 추정한 결과 경기가 주가에 선행하는 것으로 나타나는 바 이는 주가의 경기선행성이라는 기존의 설에 정면으로 배치된다. 이러한 결과는 IMF 외환위기의 여파로 산업개편과 구조조정이 진행되는 과정에서 경영·경제 환경이 급변함에 따라 그 이전과 이후 변수들 간의 역학관계에서 구조적 변화가 발생한 현실을 모형이 제대로 반영하지 못했기 때문으로 풀이된다. 따라서 연구기간을 IMF 이전과 이후의 기간으로 구분하여 분석하면 이전 기간에는 주가가 경기에 영향을 미치는 통계적으로 유의한 일방향 인과관계가 성립되어 주가가 경기에 선행하는 결과를 얻게 된다. 한편 이후 기간에는 주가와 경기 사이에 통계적으로 유의한 양방향 인과관계가 성립되어 동시에 서로 영향을 주고 받는 결과를 얻는다. 이러한 사실은 주가의 경기선행성을 입증함과 동시에 시간이 갈수록 주가가 경기에 앞서는 시차가 점점 짧아져 최근에는 거의 동행하는 추세로 간다는 설 또한 통계적으로 입증하고 있다.

참고문헌

1. Boswijk, Peter and Frances, Phillips Hans(1992). Dynamic specification and cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 369-381.
2. Cheung, Y.W. and Lai, K.S.(1995). Lag order and critical values of the augmented Dickey-Fuller test. *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 277-280.
3. Engle, Robert F. and Granger, C. W.J.(1987). Co-integration and error correction ; representation, estimation and testing. *Econometrica* 55, 251-276.
4. Inder, Brett(1993). Estimating long-run relationships in economics: a comparison of different approaches. *Journal of Econometrics* 57, 53-68.
5. Johansen, S.(1988). Statistical analysis of cointegrated vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-255.
6. Johansen, S.(1991). Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59, 1551-1580.

7. Johansen, Soren and Juselius, Katarina(1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
8. Kremers, Jeroen J.M. , Ericsson, Neil R. and Dolado, Juan J.(1992). The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 325-348.
9. Nelson, C.R. and Plosser, C.(1982). Trends and random walks in macroeconomic time series : Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics* 10, 139-162.
10. Perron, Pierre(1988). Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 297-332.
11. Phillips, Peter C.B. and Perron, Pierre(1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, 335-346.
12. Said, Said E. and Dickey, David A.(1984). Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. *Biometrika* 71, 599-607.
13. Stock, James H. and Watson, Mark W.(1986). Does real GNP have a unit root? *Economics Letter* 22, 147-151.
14. Stock, James H. and Watson, Mark W.(1988). Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association* 83, 1097-1107.

[2007년 1월 접수, 2007년 1월 채택]