

국내 증시 변동의 구조적 특징

심현철

성신여자대학교 경영학과 교수
(simhc@cc.sungshin.ac.kr)

이철림

에블러스리서치그룹 연구원
(cllee@netian.com)

김태호

충북대학교 통계학과 교수
(thkim@trut.chungbuk.ac.kr)

.....

국내의 주식시장의 변화가 국내 주가에 미치는 영향은 그 시점 뿐 아니라 이후 시간이 지나면서 여파가 지속된다. 국내 주가의 일일변동 상황과 적응과정을 정확히 추적하기 위해 국내 주식시장의 변동을 설명하는 통계모형에 이와 같은 현실을 반영하는 시차관계를 도입하여 주가 변동과정의 구조적 특징을 거래소시장과 코스닥시장으로 나누어 분석하였다. 또한 국내 각 증시가 국내와 해외의 시장요인 중 어느 쪽의 변화에 더 큰 반응을 보이는가를 제시하였다. 그 결과 거래소시장은 다우존스지수와 같은 해외요인의 변동에 장단기적으로 더 예민한 반응을 보이며, 코스닥시장은 단기적으로는 나스닥과 같은 해외시장, 그러나 장기적으로는 국내 시장요인의 변동에 더 많은 영향을 받는 것으로 밝혀졌다.

.....

1. 서 론

1.1 연구의 배경

2000년 한 해 동안 종합주가지수는 1999년 말 대비 50.9%, 또 코스닥지수는 무려 79.5%가 하락해 모두 지수산정 이후 최대의 낙폭을 기록했다. 전세계적으로 첨단 기술주의 거품이 빠지면서 미국의 나스닥지수가 연초보다 38.2%, 일본 닛케이 225지수가 29.1% 내린 것을 비롯해 거의 모든 시장의 주가가 동반 하락했다.

2000년 1년 동안 미국의 나스닥지수는 사상 최악의 하락률을 기록했으며, 다우공업평균과 S&P 500지수의 하락률도 각각 1981년과 1977년 이래 최악의 성적이었다. 미국 증시의 부진은 1999년

하반기부터 진행된 경기과열국면을 진정시키기 위해 추진된 통화긴축 정책에서 비롯됐다고 볼 수 있다. 그러나 나스닥시장을 중심으로한 기술주들의 폭락은 1999년 하반기에 가속화된 닷컴기업의 열기에 편승해 고평가된 주가의 거품이 붕괴되면서 나타났으며 한국시장을 비롯해 세계 각국의 금융시장에 타격을 주었다.

한국의 경우 세계 공통의 주가 하락요인에다 한국 경제만이 가지고 있는 문제점들이 겹쳐 증권거래소가 주가를 모니터링하는 세계 41개국 48개 지수 중 최하를 기록했다. 반도체 가격과 국제 유가 등 외생변수에 따라 경제 전체가 영향을 받는 구조적 취약성에다 기업 구조조정과 기업 지배구조 모두 뚜렷하게 개선된 것이 없었기 때문이다.

전세계적으로 정보기술(IT) 관련주를 중심으로 주가가 폭락하면서 미국 나스닥시장의 시가총액은

최고치 대비 3조달러, 한국 코스닥시장의 시가총액은 69조원이나 감소한 것으로 알려졌다. 코스닥시장의 경우 1999년과 2000년 폐장일의 시가총액을 비교해보면 1년 사이에 거의 70조 가까이 감소했다. 2000년 한 해 동안 개인투자자들의 손실분은 거래소시장에서 57조원, 코스닥시장에서 20조원으로 양 시장을 합하면 개인투자의 손실은 77조원에 달하는 것으로 추산되었다. 이는 2001년 우리나라 예산안의 77%에 달하는 액수이다.

한편 같은 기간 동안 외국인의 국내 주식 순매수는 11조원을 상회해 증시개방 이후 최대 규모였으며, 외국인 보유주식의 시가총액도 시장전체의 30%를 초과하게 되어 한미간 주가동조화 현상은 더욱 심해졌다. 반면 기관투자자들은 9조원에 가까운 주식을 순매도하여 오히려 주가하락에 기여하면서 주식시장에서 제 역할을 하지 못했는데 이는 펀드수익률 저조로 간접투자 시장이 위기에 빠졌기 때문이다.

1999년 말 이후 설정규모 50억원 이상인 성장형펀드(주식투자비율최고 90%) 465개 중 39%인 183개 펀드의 수익률이 벤치마크(종합주가지수)보다 낮았으며, 종합주가지수의 연초대비 하락률인 52%보다 더 낮은 손실률을 기록한 펀드도 45개에 이르는 것으로 밝혀졌다. 2000년 경제성장률 8%와 비교할 때 경제의 미래를 반영한다는 주가는 50% 이상 폭락해 경제여건에 비해 지나치게 하락했으며, 그 결과 투자 주체 모두가 큰 손실을 입게 되었다. 따라서 국내 주식시장의 구조와 변동요인을 파악하고 해외시장과의 연계관계를 파악해 볼 필요성이 대두된다.

1.2 연구의 동기

증권예탁원의 조사결과에 의하면 2000년 말 기준으로 주식투자자는 429만 5,754명이며 이중 기관을 제외한 순수 개인투자자는 428만 2,459명인 것으로 나타났다. 투자자들은 1인당 평균 3.1종목, 3,631주의 주식을 보유하고 있었다. 1999년 연말 각 증권사는 2000년 종합주가지수가 1,300-1,600 까지 상승할 것으로 전망했었다. 동원증권이 1,250으로 비교적 낮은 예상치를 제시했고, 당시 '바이코리아' 선풍을 일으켰던 현대증권은 가장 높은 전망치인 1600까지도 가능하리라고 보았다. 그러나 이러한 예상과는 달리 거래소시장의 2000년 개장지수와 폐장지수는 각각 1,059.04와 504.62로 1년만에 절반으로 감소했다. 1999년이 연초에 비해 연말에 배 가까이 지수가 오른 상승장이었던 점을 감안하면 투자자들의 체감지수는 실제 수치 이상으로 훨씬 더 떨어졌다 볼 수 있다.

주가가 지나치게 하락한 것은 정부의 경제정책에 대한 불안감, 구조조정의 불확실성, 자금시장의 경색 가능성, 미국 경기의 급격한 둔화 가능성, 벤처기업들의 불투명한 수익성 등과 같은 경제 전반의 불안요인을 모두 반영한 결과이다. 주식시장이 침체에서 벗어나고 투자가 활성화되기 위해서는 적어도 통제가 가능한 미래의 불확실성을 해소하는 방안이 시급히 마련되어야 할 것이다. 한편 주식시장에 사이버트레이딩이 빠른 속도로 보급되면서 2000년에는 전체 주식거래의 약 55%가 사이버로 처리되기에 이르렀다. 거래소 일평균 거래량의 46%를 데이트레이딩이 차지할 정도로 투자자들의 투기성·단기 매매성향이 심해 주가는 예측하기가 더욱 어려워졌다.

부동산시장이나 예술품시장과 같은 장기 투자시

장과는 달리 주식시장은 대표적인 단기 투자시장으로 분류되며, 이에 따라 주가의 단기적 변동상황이 투자자와 분석가들에게 더 중요한 관심사이다. 주가의 단기 변동패턴과 해외시장으로부터의 가격전이가 효과가 구체적으로 파악된다면 미래의 불확실성이 최소화되어 가격의 변동폭이 축소되므로 주식시장이 안정되고 또 활성화될 것으로 기대된다.

II. 연구의 방향

2.1 모형의 구조

현실적으로 시장을 구성하는 여러 요인 중 일부 요인에 변동이 발생함에 따라 다른 요인이 반응을 보이기까지는 시차(time lag)가 존재한다. 즉 기간 t 에 지출한 자본 X_t 에 대한 보상은 $t+1, t+2, \dots$ 에 걸쳐 유발되며, 이는 시점 t 에 투자한 자본 X_t 는 같은 기간뿐 아니라 기간 $t+1, t+2, \dots$ 까지 영향을 주게 된다는 뜻이다. 우리의 일상생활과 연관시키면 소비행위는 습관을 바꾸기 어렵거나 시계적 지연으로 인해 현재의 소비 Y_t 는 현재와 과거의 소득 $(X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots)$ 의 함수로 설정해야 현실적이다. 통계모형을 사용하여 시장을 설명하는 경우 이는 한 설명변수가 변화하면 종속변수에 끼친 영향은 그 기간 내에 끝나는 것이 아니라 시간이 흐르는 가운데 계속된다는 것으로 설명변수들의 시차시리즈를 모형에 표기하여 시간에 따른 적응과정이 명시되어야 모형이 현실을 더욱 정확히 반영하게 된다.

그러나 시차관계가 명확히 표기되지 않은 일반적인 통계모형을 사용하는 경우 각 변수 사이의 관계

는 같은 기간 내에 결정된다는 제약이 가해진다. 그 결과 서로 다른 시점 변수들간의 관계를 알 수 없게 되고, 시간이 흐름에 따른 변수들간의 관계가 변화하는 과정에 대해서도 설명할 수 없을 뿐만 아니라 한 변수의 변동이 다른 변수에 미치는 단기적, 장기적 영향 또한 추정이 불가능하게 된다.

본 논문에서는 이러한 시차관계를 국내 주식시장의 변동을 설명하는 통계모형에 도입시켜 주식시장의 장단기 변동상황을 분석하고자 한다. 주가지수의 변동을 분기자료, 연간자료와 같이 측정단위가 긴 장기적 경제여건의 변화보다는 일일자료와 같이 단위기간을 짧게 잡은 변수들에 의해 설명될 때 더욱 의미가 있을 것이다. 자료가 매일 발표되는 변수는 제한되어 있으므로 모형설정에 사용할 수 있는 변수의 수가 극히 제약을 받게되어 모형의 설계가 어렵게 된다. 이때 사용 가능한 변수들의 시차구조를 모형에 포함시키면 설명변수의 수가 증가하게 되므로 모형의 설명력을 높이는데 기여하게 된다.

국내 주식시장과 미국 증시간에는, 또 국내의 거래소와 코스닥 시장간에는 각각 장단기적으로 주가의 동조화현상이 존재하는 것으로 알려져 있다. 이러한 상호인과관계는 변동이 발생하면 그 영향이 단위기간 내에 마무리되는 것이 아니라 시차를 두고 여러 기간에 걸쳐 여파가 지속되면서 적응과정이 일정한 패턴을 보이게 된다. 그러나 이와 같은 국내 주식시장의 동태적 변동에 대한 연구는 아직 이루어지지 않고 있다. 따라서 국내 주식시장을 거래소시장과 코스닥시장으로 나누어 각 시장에 대해 주가의 실제 일일변동 상황을 정확히 묘사하는 시차분포구조를 찾아낸다. 그리고 주요 변수들의 일일변동에 따른 시장의 장단기 반응도를 추정, 국내 주식시장 구조의 동태적 특성을 파악하는데 본 연구의 목적이 있다.

2.2 선행연구의 고찰

본 연구와 관련지어 국내 주식시장에 대한 문헌들을 검토해 보면 허창수(1988), 정재엽·홍관수(1995)는 주식시장의 효율성에 대해, 강종만(1994), 박재환(2000B)은 외국인 투자와 증시와의 관계에 대해, 이정도·김정호(1996), 최성근(2000)은 포트폴리오전략에 대해 연구하였다. 안태백(1988)은 시장조정모형을 사용하여 신주발행과 주식수익률, 오영수·신중철(1991)은 이자율의 변동과 주식수익률, 박재환(2000A)은 금리와 주식수익률간의 관계를 각각 분석하였다.

1990년대 후반기로 올수록 주가의 변동과 다양한 경제변수들간의 관계에 대한 연구가 많이 행해졌다. 예를 들면 주가의 변동과 i. 자기자본비용(강효석, 1988), ii. 기대수익률(고광수, 1997), iii. 금리(조재범·김호일, 1998), iv. 요일효과와 월중효과(정현용, 1999), v. 환율과의 동적 연관관계(박진우, 2000), vi. 시간의 가역성과의 관계(이일균, 2001) 등에 대한 분석이다.

특히 모형을 사용한 연구로 박상용·연강흠(1994)은 자본시장 개방 전후 외환·증권·금융시장에서의 가격메카니즘간의 상호관계를 파악하기 위해 벡터자기상관(VAR)모형을, 또 고광수는 미국, 영국, 일본, 한국의 4개국 자료를 이용하여 기대수익률과 주가변동성간의 관계를 분석하기 위해 회귀진단모형과 GARCH-M 모형을 사용하였다.

조재범·김호일은 종합주가지수와 금리의 추이를 분석하는데 마르코프 국면전환모형을 사용하였고, 그리고 같은 해 박재환(1998)은 주식수익률 시계열의 자기상관구조를 규명하기 위해 전체 표본기간을 주가 상승기와 하락기로 나누어 최적 ARIMA 모형을 구하였다.

한편 일별자료를 사용한 연구로는 홍갑수(1990), 김석용·이하일(1998), 이일균(1998) 등이 있으며, 김종오(2000)는 증시에서의 정보효과, 김서경·고광수(2001)는 주가지수와 주가지수 선물 관계를 분석하기 위해 일증자료를 사용하였다.

박재환(2000A, 2000B)은 금리변동이 주식수익률에 미치는 영향을 분석하면서 3년 만기 회사채 수익률 변수가 주식수익률에 가장 민감한 영향을 미치며, 두 변수간에는 한 기간의 선행관계가 성립된 시차효과가 있음을 발견한 바 있다. 이어진 연구에서 그는 증시 개방 이후 외국인 투자자들이 국내 투자주체의 매매패턴에 미친 영향에 대한 월별 자료 분석을 수행하였다. 개인 투자자들은 외국인들과는 투자패턴이 독립적이지만 기관투자자들은 외국인 매매에 같은 기간에는 같은 입장을 취하고, 전 기간에는 반대 입장을 취해 일종의 차익매매를 실행하는 것으로 밝혀졌다.

최정호·나종길(2001)은 국내 주식시장에는 정보가 사전에 다른 정보원천에 의해 예측되고, 또 그 내용이 주가에 반영되어 주식시장에 정보전이효과가 존재한다고 했다. 이에 따라 정보가 시장 전체에 전이되려면 시차가 존재한다는 것이다.

선행연구에 사용된 모형들은 주식시장에 유의한 영향을 미치는 다양한 변수들간의 관계에 대해서는 구체적으로 파악하기 힘든 구조를 갖추고 있다. 또한 일별, 일증자료를 사용한 연구들도 시장을 구성하는 일부 요인간 일일관계에 대한 분석이므로, 주식시장의 일일변동에 대한 포괄적인 정보를 제공해 주지는 않는다. 시차관계도 단순히 한 기간 선행에 놓인 두 변수 사이의 관계에만 초점을 맞추기 보다는 시장의 변동에 유의한 영향을 미치는 변수들이 함께 고려되어야 보다 폭넓은 분석결과를 얻게 될 것이다.

외생적 변화가 주가의 움직임에 미치는 영향은 상승이나 하락세 중 하나로 일관할 수도 있고, 아니면 일정 기간씩 등락세가 번갈아 올 수도 있을 것이다. 예를 들어 미국의 주가가 상승하면 국내 주가는 당분간 계속 상승세를 이어갈 수도 있고, 아니면 일단 증가했다가 곧 반발세로 인해 주가가 감소할 수도 있을 것이다. 따라서 국내 주가와 시차관계가 존재하는 것으로 판명된 각 변수들에 대해서는 통계적으로 유의한 시차기간이 모두 모형 내에 고려되어야 보다 현실적인 분석이 가능함과 동시에 주식시장의 동태적 구조가 파악될 수 있다.

III. 이론 및 방법론

주식시장의 변동은 앞서 언급했듯이 일간자료와 같은 측정의 단위기간이 짧은 자료로 설명되어야 변동의 여파와 적응과정이 상세히 드러나게 되므로 시장의 특성에 대해 많은 정보를 얻게 된다. 자료의 단위기간이 길수록 시장의 단기적 변동상황이 파악되지 않으므로 시장이 움직임에 대한 분석이 어려워진다. 월간모형을 예로 들어보자. 일간자료는 물론 상대적으로 많이 발표되는 월간자료로도 주식시장의 변동을 설명하는 모형에 사용할 수 있는 변수들의 수는 제한되어 있다. 주로 분기별, 연도별로 자료가 발표되는 경제변수가 많기 때문이다. 그러나 거시경제변수들을 사용하지 않고도 통계청에서 매달 발간되는 '월간산업동향', 그리고 증권거래소의 월간자료를 모두 번갈아 사용하여 추정을 반복하면 국내 거래소시장의 월간 동향을 반영하는 모형을 구할 수 있다.

IMF 외환위기 발생 직후인 1998년 1월부터 거

래소시장과 코스닥시장이 본격적인 침체에 접어든 2000년 6월까지의 기간 동안 주가의 월간변동을 추정한 최적모형은 다음과 같이 시차관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. (이청립, 2001)

$$\begin{aligned}
 Y = & -3143.661 + 1.107X_1 + 0.050X_2 \\
 & (-5.244) \quad (2.949) \quad (2.347) \\
 & + 33.351X_3 + 3803.118X_4 \\
 & (4.401) \quad (3.316) \\
 R^2 = & 0.9524 \quad \bar{R}^2 = 0.9448 \\
 RMSE = & 55.217 \quad DW = 1.887
 \end{aligned}$$

Y : 종합주가지수(월평균)

X₁ : 코스닥지수(월평균)

X₂ : 다우존스지수(월평균)

X₃ : 경기동행지수(1995=100) 순환변동치

X₄ : 경기선행종합지수(1995=100) 등락률

()안의 숫자는 t값으로 모든 독립변수들이 5%, 심지어 1% 유의수준에서도 종합주가지수의 변동에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 미국 증시와 국내 경쟁시장의 주가 변동은 거래소시장과 같은 방향으로 움직이며, 현재의 경기가 좋을수록 또 미래의 경기전망이 희망적일수록 주가에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나 이는 국내 주식시장의 장기적 동향과 일치한다. 반면 기대와는 달리 환율, 금리, 수출액, 또 외국인 변수 등은 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타나 추정과정에서 제외하였다.

주식시장은 하루가 다르게 변화하므로 월간자료를 사용하는 경우 시장변동의 본질을 분석할 수 없게 된다. 시장요인에 변화가 발생할 때 주가에 얼마 동안 어느 정도 영향을 미치는지 파악되지 않으

므로 시장의 단기적 반응도와 매 기간 적용해 가는 과정에 대한 추적이 불가능해진다. 이에 따라 어느 요인이 장단기적으로 주가에 더 많은 영향을 미치는가 역시 판단할 수 없게 된다.

모형에 시차구조가 명시되면 설명변수의 변동에 따른 종속변수의 지연반응이 모형 내에서 포착되며, 종속변수가 변화해 가는 추세나 모형에 내재된 동태적 적응과정이 파악된다.(Pindyck & Rubinfeld, 1998). Haynes & Stone(1983)은 미국과 영국의 총체적 수출과 수입방정식으로 시차가 포함되지 않은 정태모형과 시차구조가 포함된 동태모형을 각각 설정하여 비교·분석한 결과 시차변수가 포함된 모형이 현실을 더욱 정확하게 반영함을 입증하였다.

Marsh(1983)는 시차구조를 가진 동태모형이 정태모형이나 자기회귀모형보다 더 우수함을 보여준 바 있으며, Thursby & Thursby(1983)는 어떤 종류의 모형이 불편·효율·일치 추정치를 갖는가를 결정하기 위해 수입수요모형의 추정에 흔히 사용되는 9가지 모형을 검토한 결과 다항시차분포모형을 비롯하여 시차구조가 포함된 동태모형이 가장 유용하다고 결론을 내린 바 있다.

Sargan(1980)은 일반적 시차구조를 가진 동태방정식의 제약점을 이론적으로 제시하였다. 시차구조는 시차의 형태에 대한 가정과 시차가중치에 따라 합리적 시차(Maddala & Rao, 1971 ; Rucker, Burt & LaFrance, 1984), Shiller 시차(Shiller, 1973 ; Wilson & Takacs, 1979 ; Leamer & Leonard, 1983), 파스칼시차(Kinnucan & Forker, 1986), 그리고 다항시차(Pagano & Hartley, 1981 ; Warner & Kreinin, 1982 ; Judge et al, 1985, 1988 ; Kmenta, 1986 ; Johnston, 1987 ; Chow, 1988 ; Gujarati, 1995) 등으로 구분된다.

통계모형에 사용 가능한 시차구조는 다양하지만 독립변수의 변화가 종속변수에 미치는 영향이 시간이 흐를수록 감소해 가는 경우와 증감이 교차하면서 결국은 사라져 가는 경우로 크게 구분할 수 있다. 많은 연구에서는 과거로 거슬러갈수록 현재에 미치는 영향력은 감소하는 기하적 형태를 채택하고 있다. 이러한 종류의 시차분포는 현실상황을 설명할 때 많은 경우 합리적이긴 하나 주식시장처럼 과거의 영향이 등락세를 보이는 경우는 사용하기 부적절하다.

예컨데 광고비나 연구개발비의 지출이 기업의 이익에 미치는 효과는 여러 기간에 걸쳐 지속된다 보며 지출 당시 가장 큰 영향을 미쳤다가 시간이 흐르면서 감소해 간다기 보다는 오히려 상승세를 보이다가 절정에 이른 후 결국은 감소한다고 보는 것이 더욱 타당할 것이다. 주식시장도 이와 유사한 현상을 보이고 있으며, 국내 주식시장의 자료를 검토하면 어느 날 미국의 지수가 오르면 국내 지수도 뒤따라 상승했다가 그 다음 반발 매수세로 인해 일단 하락하며 이후 다시 상승하는 등 상승과 하락세가 반복되며 사라져간다. 다항시차분포모형(polynomial distributed lag model)은 이러한 현상을 설명하는데 유용한 구조를 갖추고 있다.

본 논문에서는 이러한 형태의 시차분포를 국내 주식시장의 일일변동을 설명하는 모형에 적용시키고자 한다. 이 경우 주요 설명변수들이 변화함에 따라 종속변수가 보이는 반응이 여러 기간에 걸쳐 통계적으로 유의한 범위내에서 파악되므로 시장변동의 특성이 구체적으로 밝혀지게 된다. 다항시차분포모형을 사용한 국내 연구는 극히 드물며, 특히 주식시장에 적용시킨 예는 해외 연구조차도 아직 발견하지 못했다.

Stern, Baum, & Greene(1979)은 미국의 수

입과 수출과정에 구조적 변화가 발생했었는가를 검토하기 위해, 또 Bordo(1980)는 분기별, 연간 자료를 사용하여 상품의 가격이 조정되어 가는 패턴을 산업별로 분석하는데 각각 다항시차분포모형을 사용하였다. Dutton & Grennes(1988)는 미국의 수출에 대해 2차다항시차분포모형을 추정하여 그 유용성을 입증하였고, Koo, Petry, & Anderson(1988)은 미국 육류 공급시장의 구조를 2차와 3차다항시차분포모형으로 추정, 육류공급의 사이클을 계산하였다.

위와 같은 시차분포모형을 사용하는 때는 다음과 같은 두 가지 근본적인 문제점이 존재한다. 첫째 시차변수때문에 관측치의 정보가 손실을 입게 된다. 시차가 여러 개 포함되어 있다면 많은 자유도가 소모되고 심각한 다중공선성 문제가 야기될 가능성이 있다. 둘째 대부분의 경우 추정해야 하는 모수의 수가 너무 많게 된다. 따라서 시차변수에 의한 관측치의 손실을 줄이고, 추정하는 계수의 수를 감소시키기 위해 시차계수 β_i 가 어떤 체계적인 양상을 따른다는 제약을 가하여 이러한 문제점을 해결한다.

시차의 길이가 n 인 시차분포모형이 아래와 같다 하자.

$$\begin{aligned}
 Y_t &= \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} \\
 &+ \dots + \epsilon_t \\
 &= \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i X_{t-i} + \epsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

여기서 β_i 는 차수가 q 인 다음과 같은 다항시차의 형태를 갖는다고 가정한다.

$$\beta_i = \lambda_0 + \lambda_1 i + \lambda_2 i^2 + \dots + \lambda_q i^q, \quad q \leq n$$

다항식의 차수 q 는 보통 시차의 길이 n 보다 작게 설정된다. 이 때

$$X \equiv (X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-n})$$

: 자료의 $(1 \times (n+1))$ 행벡터

$$\beta \equiv (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_i, \dots, \beta_n)'$$

: 추정되는 시차계수의 $((n+1) \times 1)$ 열벡터

$$\lambda \equiv (\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_q)'$$

: 다항식 계수의 $((q+1) \times 1)$ 열벡터

$$\Pi_i \equiv (1, i, i^2, \dots, i^q)$$

: i 의 다항식 생성함수

로 정의하면 (1)은 절편과 오차항을 생략하면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$Y_t = X\beta \tag{2}$$

여기서 $\beta_i = \Pi_i \lambda$ 이다. $\gamma_j (j = 0, 1, 2, \dots, q)$ 를 β_i 각각의 다항식의 값이라고 하면

$$\gamma_j = \Pi_{ij} \lambda$$

가 된다. 또한 $\gamma \equiv (\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_q)'$:

$1 \times (q+1)$ 행벡터이고, $J = (\Pi_0', \Pi_1', \Pi_2', \dots, \Pi_{iq}')'$ 이라고 하면

$$\gamma = J\lambda \tag{3}$$

가 된다. 여기서 J 는 정칙행렬(nonsingular matrix)이다. (3)을 λ 에 대해 다시 쓰면

$$\lambda = J^{-1}\gamma \tag{4}$$

가 된다. (4)는 다항식의 계수 λ 가 다항식의 값 γ 로부터 유도된다는 것을 의미한다. 따라서

$$\beta_i = \Pi_i \lambda = \Pi_i J^{-1} \gamma, \quad i = 0, 1, 2, \dots, n$$

이 되고, $P \equiv (\Pi_0', \Pi_1', \dots, \Pi_n)'$ 이라고 정의하면

$$\beta = P\lambda = PJ^{-1}\gamma$$

이므로, (2)은

$$Y_i = X(PJ^{-1})\gamma$$

로 쓸 수 있다. 여기서 PJ^{-1} 을 가중행렬(weighting matrix)이라고 한다. X 벡터와 가중행렬을 결합시키고, 인공변수

$$Z_i = X(PJ^{-1})$$

을 정의하면 $n+1$ 개의 새로운 인공변수(artificial variable)가 생성된다. 이것은 X_i 에서 X_{i-n} 까지의 가중된 합을 나타내고, 가중치들은 (PJ^{-1}) 의 행이 된다. $Y_i = Z_i\gamma$ 에서 계수 γ 는 최소제곱(OLS) 추정방법으로 추정되고 계수들은 (PJ^{-1}) 이 다항식의 차수와 시차의 길이에 의해 주어졌기 때문에

$$\hat{\beta} = (PJ^{-1})\hat{\gamma}$$

로부터 계산된다.

다항시차모형의 설계에 있어서 중요한 점은 다항식의 차수와 시차의 길이를 결정하는 문제이다. 실증분석시 차수와 시차길이에 대한 사전정보가 없을 때가 대부분으로 많은 경우 연구자의 주관적 판단에 의해 결정되기도 한다. Judge et al(1985)은 다항식의 차수와 정확한 시차의 길이를 결정하기 위한 순차적 가설검정방법을 제시하고 있으나 이 역시 연구자의 재량에 따라 다른 결과를 얻을 수

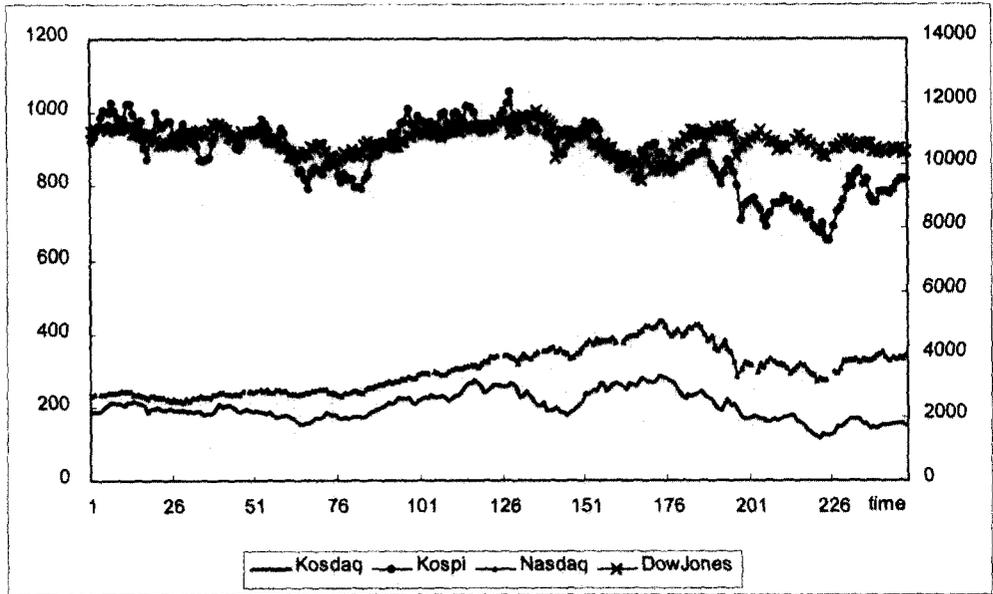
있다. 현실적으로 국내 주식시장에서 주가와 주요 변수들간 시차의 길이와 다항식의 차수에 대한 어떠한 사전정보도 없으므로 본 논문에서는 모든 가능한 쌍 (n, q) 들의 조합을 고려하여 R^2 , 계수 부호의 합리성, 통계적 유의성, 자기상관, 다중공선성, 모형의 최소표준오차 등 통계학적인 모형 선택의 절대기준에 따라 반복추정한 후 최적모형을 결정한다.

IV. 실증분석

4.1 모형의 설정

이일균(1998, 2001)은 일별 종합주가지수가 양수의 완전시계열상관을 가지고 있으며, 더욱이 3년 정도의 시차까지 의미 있는 시계열상관을 가지고 있음을 발견했다. 수익률과 가격변화의 시계열상관도 존재하고 시계열은 정상성을 갖고 있음을 밝혔다. 뒤이은 연구에서 그는 한 시계열에 시간 가역성의 성질이 구비되어 있으면 이 시계열은 정상적 과정인데 일별 종합주가지수 시계열이 시간 가역성의 성질을 구비하고 있고 따라서 이 시계열이 정상적 과정을 밝힌 바 있다.

분석에는 1999년 7월 1일부터 2000년 6월 30일까지의 일간자료를 사용하였다. 일간 해외 주가지수를 사용하는 경우 공휴일로 인해 국내 증시와 개장일이 불일치하는 날이 발생하므로 결측값이 생기지 않도록 하기 위해 해외 주가지수는 3기간 이동평균(moving average)을 취하여 자료를 조정하였다. 연구기간 동안 주가지수의 시계열도는 다음 <그림 1>과 같다.



〈그림 1〉 국내와 미국 주가지수의 추이

〈그림 1〉에 나타난 바와 같이 코스닥은 나스닥, 그리고 코스피(종합주가지수)는 다우존스와 각각 장기적으로 비슷한 추이를 보인다. 그러나 이 지수들을 로그변환하면 각 주가지수의 시계열 시리지는 더욱 안정되며, 코스닥과 나스닥, 또 코스피와 다우존스 각 쌍의 지수들간의 단기적, 장기적 변동추이는 매우 흡사해진다.

1999년 하반기부터 2000년 전반기까지의 기간은 코스닥시장이 거래소시장과 경쟁체제를 구축하고, 두 시장의 경쟁관계가 질적수준으로 올라선 기간이다. 또한 1999년 하반기 종합주가지수와 코스닥지수는 긴밀한 동반관계를 유지했으나 연말부터 거래소시장과 코스닥시장에서 종목차별화현상이 심해지면서 두 시장이 점차 경쟁관계로 반전하게 되었다.

따라서 연구기간은 거래소와 코스닥의 양대 시장관계가 정립되면서 동반관계에서 경쟁관계로 전환

된 시기를 포함하고 있으며, 아울러 1999년 한국과 미국의 주가 상승기와 2000년 IT관련주를 중심으로한 주가 하락기도 함께 포함하고 있다.

이 기간을 연구대상 기간으로 선택한 또 다른 이유는 1999년의 종합주가지수 1000돌파(7.7), 대우그룹 워크아웃 발표(7.19), 대우관련 안정책(11.4), 또 2000년의 종합주가지수 IMF이후 최고치 1059.04 달성(1.4), 대우채 환매대책(2.8), 증시 균형발전 방안(2.23), 현대 유동성 위기(4.27), 현대 구조조정(5.25), 남북정상회담(6.13), 금융시장 안정책(6.15), 금융기관 부실공개(6.30) 등 증시 관련 주요 사건이 모두 망라된 시기이기 때문이다.

모형에 포함시킬 설명변수들은 현실적으로 시장에 영향을 미치는 변수들을 고려한다. 우선 1998년 하반기 이후 시중 실세금리가 급격히 낮아지면서 개인고객들이 기대수익을 쫓아 금융기관에서 주

식투자자로 선회하게 되었다. 따라서 국내 금리가 모형설명에 주요 변수로 고려된다. 미국의 금리 인상은 미국 주가의 하락, 미국 경제의 침체, 국내 기업의 대미수출 감소, 국내 주가의 하락으로 이어진다. 해외 금리가 오르면 국내로 유입되는 외국인 투자자금이 감소하므로 국내 주가를 더욱 하락시킨다. 이에 따라 미국 금리도 모형에 포함시켜 보았으나 모형의 향상에 기여하지 않아 제외시켰다.

IMF 이후 바닥권까지 하락했던 국내 주가가 상승할 수 있었던 원동력은 외국인들의 적극적인 투자세에 있었다. 따라서 외국인 투자변수로서 외국인 순매수, 증시에서의 외국인 비중을, 또한 환율 변수로서 엔화환율, 달러환율, 엔-달러환율을 차례로 모형 설정시 고려해 보았으나 모두 통계적으로 유의하지 않을 뿐 아니라 모형의 설명력 향상에 기여하지 않은 것으로 나타나 추정과정에서 제외하였다.

거래소시장과 코스닥시장은 동반관계 또는 경쟁 관계가 되면서 서로 밀접하게 관련되어 있으며, 각각 미국 증시와 동조화현상이 두드러졌다가도 급격히 약해지기도 한다. 또한 기간에 따라 다우존스지수와 나스닥지수의 변화에 변갈아가며 민감한 반응을 보여왔다. 외국인들은 국내의 경제와 증시변수보다는 미국 증시의 움직임에 더 민감한 반응을 보이는 것으로 알려져 있다. 해외요인들 즉 외국인 변수, 환율, 해외금리 등이 거듭된 추정과정에서 통계적으로 유의하게 나오지 않는 이유는 이들의 영향이 이미 다우존스와 나스닥지수의 변동에 반영되었기 때문이라 볼 수 있다.

거래소시장을 분석하기 위해 최종적으로 선정된 모형은 다음과 같다.

$$\ln KP_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^8 \beta_i \ln KD_{t-i} + \sum_{j=0}^5 \gamma_j \ln D_{t-j} + \alpha_1 \ln C_t + \alpha_2 \ln KP_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

여기에서

KP_t : 시점 t 때의 종합주가지수(KOSPI)

KD_{t-i} : 시점 $t-i$ 의 코스닥지수(KOSDAQ)

D_{t-j} : 시점 $t-j$ 에서 다우존스지수

(DOWJONES)의 3기간 이동평균

C_t : 시점 t 때의 콜금리(%)

KP_{t-1} : 전 기간의 종합주가지수

를 의미한다. (5)에서 코스닥지수는 시차의 길이가 8이고 차수가 4인 다항시차의 형태를 갖고, 다우존스지수는 시차의 길이가 5이고 차수가 2인 다항시차의 형태를 갖는 것으로 나타났다. 따라서 β_i 와 γ_j 는 각각 다음과 같이 표현된다.

$$\beta_i = \lambda_0 + \lambda_1 i + \lambda_2 i^2 + \lambda_3 i^3 + \lambda_4 i^4 \quad (6)$$

$$\gamma_j = \delta_0 + \delta_1 j + \delta_2 j^2 \quad (7)$$

(6)과 (7)을 (5)에 대입하면

$$\begin{aligned} \ln KP_t = & \alpha_0 + \lambda_0 \sum_{i=0}^8 \ln KD_{t-i} \\ & + \lambda_1 \sum_{i=0}^8 i \cdot \ln KD_{t-i} + \lambda_2 \sum_{i=0}^8 i^2 \cdot \ln KD_{t-i} \\ & + \lambda_3 \sum_{i=0}^8 i^3 \cdot \ln KD_{t-i} + \lambda_4 \sum_{i=0}^8 i^4 \cdot \ln KD_{t-i} \\ & + \delta_0 \sum_{j=0}^5 \ln D_{t-j} + \delta_1 \sum_{j=0}^5 j \cdot \ln D_{t-j} \\ & + \delta_2 \sum_{j=0}^5 j^2 \cdot \ln D_{t-j} + \alpha_1 \ln C_t \\ & + \alpha_2 \ln KP_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

가 되고, 식(8)은 다음과 같이 변환된 형태로 다시 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln KP_t = & \alpha_0 + \lambda_0 Z_{0t} + \lambda_1 Z_{1t} + \lambda_2 Z_{2t} \\ & + \lambda_3 Z_{3t} + \lambda_4 Z_{4t} + \delta_0 W_{0t} + \delta_1 W_{1t} \\ & + \delta_2 W_{2t} + \alpha_1 \ln C_t + \alpha_2 \ln KP_{t-1} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

여기에서 새로 생성된 인공변수 Z 와 W 는 각각 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Z_{0t} &= \sum_{i=0}^8 \ln KD_{t-i} \\ &= \ln KD_t + \ln KD_{t-1} + \ln KD_{t-2} \\ &\quad + \dots + \ln KD_{t-8} \\ Z_{1t} &= \sum_{i=0}^8 i \cdot \ln KD_{t-i} \\ &= \ln KD_{t-1} + (2) \ln KD_{t-2} \\ &\quad + \dots + (8) \ln KD_{t-8} \\ Z_{2t} &= \sum_{i=0}^8 i^2 \cdot \ln KD_{t-i} \\ &= \ln KD_{t-1} + (2^2) \ln KD_{t-2} \\ &\quad + \dots + (8^2) \ln KD_{t-8} \\ Z_{3t} &= \sum_{i=0}^8 i^3 \cdot \ln KD_{t-i} \\ &= \ln KD_{t-1} + (2^3) \ln KD_{t-2} \\ &\quad + \dots + (8^3) \ln KD_{t-8} \\ Z_{4t} &= \sum_{i=0}^8 i^4 \cdot \ln KD_{t-i} \\ &= \ln KD_{t-1} + (2^4) \ln KD_{t-2} \\ &\quad + \dots + (8^4) \ln KD_{t-8} \\ W_{0t} &= \sum_{j=0}^5 \ln D_{t-j} \\ &= \ln D_t + \ln D_{t-1} + \ln D_{t-2} \\ &\quad + \dots + \ln D_{t-5} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} W_{1t} &= \sum_{j=0}^5 j \cdot \ln D_{t-j} \\ &= \ln D_t + (2) \ln D_{t-1} \\ &\quad + \dots + (5) \ln D_{t-5} \\ W_{2t} &= \sum_{j=0}^5 j^2 \cdot \ln D_{t-j} \\ &= \ln D_t + (2^2) \ln D_{t-1} \\ &\quad + \dots + (5^2) \ln D_{t-5} \end{aligned}$$

각 인공변수 Z 와 W 는 시차구조만 다소 다른 뿐 사실상 같은 설명변수들로 형성된 변수들이므로 다중공선성의 가능성이 존재한다. 다중공선성의 존재여부는 보통 분산팽창계수(variance inflation factor), 또는 고유값과 상태지수, 분산비율 등으로 검토하나 Gujarati는 다항시차분포모형에서 다중공선성이 존재하는 경우 인공변수의 계수들은 통계적으로 유의하지 않게 판별된다고 하였다. 모형(9)에서 추정된 λ 또는 δ 의 추정계수들 중 일부가 계수값에 비해 큰 표준오차를 갖는다면 이들이 통계적으로 유의하지 않게 된다. 그렇다고 반드시 원모형(5)의 β 와 γ 중 일부가 통계적으로 유의하지 않는다는 것을 의미하는 것은 아니며, 따라서 다중공선성 문제는 생각보다는 심각하지 않다는 것이다.

코스닥시장을 설명하는 모형은 최종적으로 다음과 같이 설정되었다.

$$\begin{aligned} \ln KD_t = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^5 \beta_i \ln KP_{t-i} \\ & + \sum_{j=0}^4 \gamma_j \ln N_{t-j} + \alpha_1 \ln R_t \\ & + \alpha_2 \ln KD_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

여기에서

KD_t : 시점 t 때의 코스닥지수

KP_{t-i} : 시점 $t-i$ 의 종합주가지수
 N_{t-j} : 시점 $t-j$ 에서 나스닥지수
 (NASDAQ)의 3기간 이동평균
 R_t : 시점 t 때 회사채 수익률(%)
 KD_{t-1} : 전 기간의 코스닥지수

(10)에서 종합주가지수는 시차의 길이가 5이고 차수가 2인 다항시차의 형태를 갖고, 나스닥지수는 시차의 길이가 4이고 차수가 2인 다항시차의 형태를 갖는 것으로 나타나 β_i 와 γ_j 는 각각 다음과 같이 표현된다.

$$\beta_i = \lambda_0 + \lambda_1 i + \lambda_2 i^2$$

$$\gamma_j = \delta_0 + \delta_1 j + \delta_2 j^2$$

앞에서와 같은 방법으로 변환하면 아래와 같은 형태가 된다.

$$\ln KD_t = \alpha_0 + \lambda_0 Z_{0t} + \lambda_1 Z_{1t} + \lambda_2 Z_{2t} + \delta_0 W_{0t} + \delta_1 W_{1t} + \delta_2 W_{2t} + \alpha_1 \ln R_t + \alpha_2 \ln KD_{t-1} + \epsilon_t$$

4.2 추정결과

모형을 추정한 결과 Durbin-h 통계량의 값에 의해 1차 자기상관은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 1차 자기상관이 존재하지 않더라도 시계열자료를 분석하는 경우 오차항이 자기상관관계를 갖는 경우가 발생할 수 있기 때문에 오차항에 충분한 수의 시차를 분석에 고려하였다. 오차항의 자기상관구조를 분석하는 경우 보통 Yule-Walker

추정방법을 많이 사용하나 시차종속변수가 포함된 모형에는 이 추정법을 적용할 수 없기 때문에 본 연구에서는 최대우도(maximum likelihood : ML) 추정법을 적용시켜 분석하였다. ML 추정결과 거래소시장모형의 경우 오차항이 어떠한 자기상관구조도 갖고 있지 않은 것으로 밝혀져 OLS로 다시 추정하였다. 한편 코스닥시장모형에서는 고차의 자기상관구조가 발견되었으므로 ML추정결과를 제시하였다.

먼저 거래소시장의 경우 다항식의 차수와 시차의 길이에 대해 여러 조합을 적용한 결과 앞서 언급한 바와 같이 코스닥지수가 종합주가지수에 미치는 영향은 차수가 4이고 시차의 길이가 8인 다항시차의 형태를 갖고, 다우존스지수는 차수가 2이고 시차의 길이가 5인 다항시차의 구조가 통계적으로 가장 적합한 것으로 나타났다. 거래소시장의 추정 결과는 아래와 같고 ()의 값은 t-값을 나타낸다.

$$\begin{aligned} \ln KP_t = & -0.134 + 0.252 Z_0 - 0.616 Z_1 \\ & (-0.263) \quad (7.756) \quad (-6.495) \\ & + 0.311 Z_2 - 0.055 Z_3 + 0.003 Z_4 \\ & (5.727) \quad (-5.201) \quad (4.809) \\ & + 0.393 W_0 - 0.408 W_1 + 0.071 W_2 \\ & (3.927) \quad (-3.043) \quad (2.690) \\ & - 0.263 \ln C_t + 0.820 \ln KP_{t-1} \\ & (-3.954) \quad (23.493) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Reg R^2 = & 0.9524 \quad Total R^2 = 0.9524 \\ Durbin-h = & 0.9426 \quad prob > h = 0.1729 \\ RMSE = & 0.0230 \end{aligned}$$

분석결과 Durbin-h 통계량의 p값은 0.1729로 유의수준 5%에서 유의하지 않으므로 오차항이 시차종속변수에 의한 1차 자기상관구조를 갖고 있지

않으며, 고차 자기상관구조에 대해서 판별한 결과 역시 어떠한 자기상관구조도 갖고 있지 않은 것으로 나타났다. 또한 인공변수의 계수들이 모두 통계적으로 유의하므로 다중공선성 문제는 존재하지 않는다. Total R^2 는 설명변수에 의한 구조식과 자기상관오차를 포함한 전체모형의 설명력을 나타내는 R^2 로서 구조식을 구성하는 설명변수와 현재 및 과거의 오차들이 얼마나 예측력을 갖는가를 나타내는 척도로 사용된다. Reg R^2 는 오차가 자기상관을 갖는다는 성질을 이용하여 오차가 자기상관을 갖지 않는 형태로 변환된 모형의 R^2 로 자기상관이 존재하지 않을 경우 이 두 R^2 값은 같아진다.

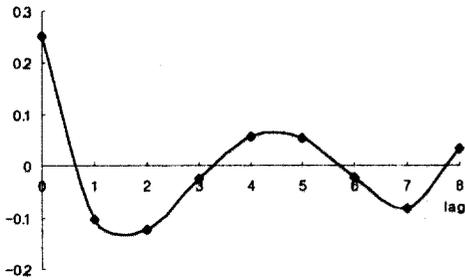
앞의 추정결과를 원모형 (5)로 변환시키면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln KP_t &= -0.134 + 0.252 \ln KD_t \\ &\quad (-0.263) \quad (7.76) \\ &\quad -0.105 \ln KD_{t-1} - 0.125 \ln KD_{t-2} \\ &\quad \quad (-4.18) \quad \quad (-5.77) \\ &\quad -0.024 \ln KD_{t-3} + 0.057 \ln KD_{t-4} \\ &\quad \quad (-1.50) \quad \quad (2.89) \\ &\quad +0.054 \ln KD_{t-5} - 0.022 \ln KD_{t-6} \\ &\quad \quad (3.40) \quad \quad (-1.03) \\ &\quad -0.083 \ln KD_{t-7} + 0.034 \ln KD_{t-8} \\ &\quad \quad (-3.39) \quad \quad (1.06) \\ &\quad + 0.393 \ln D_t + 0.057 \ln D_{t-1} \\ &\quad \quad (3.93) \quad \quad (1.84) \\ &\quad - 0.137 \ln D_{t-2} - 0.188 \ln D_{t-3} \\ &\quad \quad (-1.95) \quad \quad (-2.66) \\ &\quad -0.096 \ln D_{t-4} + 0.140 \ln D_{t-5} \\ &\quad \quad (-3.03) \quad \quad (1.40) \\ &\quad - 0.263 \ln C_t + 0.820 \ln KP_{t-1} \\ &\quad \quad (-3.954) \quad \quad (23.493) \end{aligned}$$

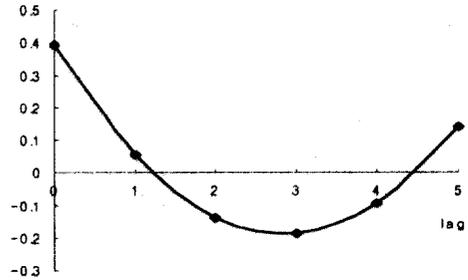
모형이 양변 로그형으로 설정되었으므로 계수들은 %로 해석되며, 각 변수들의 계수가 그대로 탄력도가 된다. 코스닥지수와 다우존스지수의 계수들을 보면 두 변수 모두 시간이 흐름에 따라 종합주가지수에 긍정적, 부정적 영향을 번갈아 가며 미치는 것으로 나타났다. 코스닥과 다우존스지수의 변화는 각각 같은 기간 종합주가지수에 가장 큰 영향을 미치며, 두 지수가 종합주가지수에 미치는 영향은 시간이 흐를수록 영향력이 감소해 가는 기하사차형태를 띄는 것이 아니라 상승세와 하락세가 교차하는 다항사차형태를 보이고 있다. 등락세도 매 기간 바뀌는 것이 아니라 예컨대 두 기간의 상승세에 대한 반발로 인해 세 기간의 하락세가 뒤따르게 되는 식이다. 일일모형은 거시경제변수를 거의 사용할 수 없는데다 사용할 수 있는 변수의 수가 크게 제약되어 있음에도 불구하고 앞에서 제시한 월간모형에 비해 국내 증시변동의 구조적 특징을 더욱 잘 드러내고 있다.

모형의 각 설명변수가 변화할 때 종속변수가 보이는 즉각적인 반응만 본다면 코스닥, 다우존스지수가 각각 1% 상승할 때 종합주가지수는 각각 0.252%, 0.393% 상승한다. 반면 이자율이 1% 상승하면 종합주가지수는 0.263% 감소하는 것으로 나타났는데 이자율이 상승하면 시중의 자금이 증시에서 금융기관으로 집중되는 현실을 그대로 반영한 결과이다.

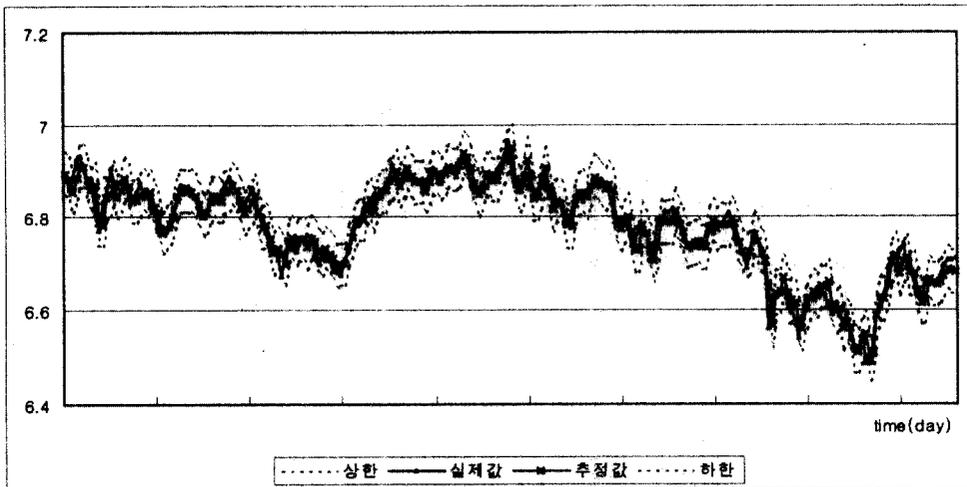
시차계수들의 효과를 그래프로 나타내면 다음의 <그림 2>, <그림 3>과 같다. 코스닥지수의 경우 전환점이 3개인 4차다항식의 형태를 나타내고 있으며, 다우존스지수의 경우 전환점이 1개인 2차다항식의 형태를 나타내고 있다. 따라서 거래소 시장을 설명하기 위한 최종모형에서 다항식 차수의 선택이 적절했음을 알 수 있다.



〈그림 2〉 코스닥지수의 시차효과



〈그림 3〉 다우존스지수의 시차효과



〈그림 4〉 거래소시장의 모의실험 결과

설명변수들의 관측값과 추정된 모형을 사용하여 종합주가지수의 추정값을 계산, 연구기간 동안 실제값을 얼마나 정확히 재생해내는지 모의실험을 수행한다. 종합주가지수의 추정값과 실제값, 또 95% 신뢰구간의 상·하한을 계산하여 그래프로 나타내면 〈그림 4〉와 같다. 추정값이 신뢰구간 안에 모두 포함되면서 연구기간 내내 실제값과도 거의 일치하므로 모형이 거래소시장의 장단기적 변동상황을 잘 반영하는 것으로 나타났다.

한편 코스닥시장을 추정한 결과 종합주가지수는 시차의 길이가 5이고, 차수가 2, 또 나스닥지수는 시차의 길이가 4이고, 차수가 2인 다항시차구조가 통계적으로 가장 적합한 것으로 나타났다. 코스닥시장의 추정결과는 아래와 같고, ()의 값은 t-값이다.

$$\ln KD_t = -0.454 + 0.378 Z_0$$

$$(-1.688) (7.189)$$

$$-0.398 Z_1 + 0.069 Z_2 + 0.388 W_0$$

(-6.389) (5.788) (4.396)

$$-0.542 W_1 + 0.117 W_2 - 0.107 \ln R_t$$

(-3.222) (2.756) (-2.274)

$$+ 0.939 \ln KD_{t-1} + e_t$$

(40.578)

$$e_t = \varepsilon_t + 0.136 e_{t-7}$$

$$-0.165 e_{t-11} + 0.173 e_{t-24}$$

$Reg R^2 = 0.9781$	$Total R^2 = 0.9755$
$Durbin-h = 1.0405$	$prob > h = 0.1490$
$RMSE = 0.031$	$DW = 1.8916$

코스닥시장모형은 오차항이 1차 자기상관구조는 갖지 않으나 시계열자료 사용에 따른 고차의 자기상관구조는 갖고 있는 것으로 나타났다. 추정된 모든 계수가 통계적으로 유의하므로 다중공선성 문제는 없으며 모형의 설명력도 아주 높음을 알 수 있다. 이 모형을 원모형 (10)의 형태로 나타내면 다음과 같다.

$$\ln KD_t = -0.454 + 0.378 \ln KP_t$$

(-1.688) (7.19)

$$+ 0.049 \ln KP_{t-1} - 0.141 \ln KP_{t-2}$$

(2.70) (-4.48)

$$- 0.194 \ln KP_{t-3} - 0.108 \ln KP_{t-4}$$

(-5.88) (-5.68)

$$+ 0.116 \ln KP_{t-5} + 0.388 \ln N_t$$

(2.60) (4.40)

$$- 0.036 \ln N_{t-1} - 0.226 \ln N_{t-2}$$

(-0.73) (-2.66)

$$- 0.182 \ln N_{t-3} + 0.097 \ln N_{t-4}$$

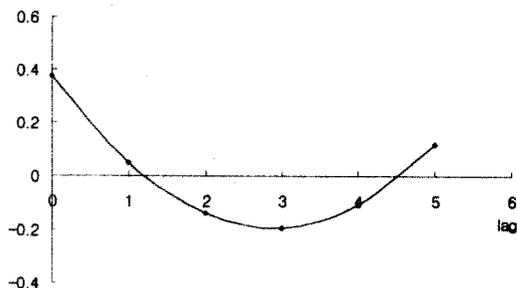
(-4.12) (0.97)

$$- 0.107 \ln R_t + 0.939 \ln KD_{t-1}$$

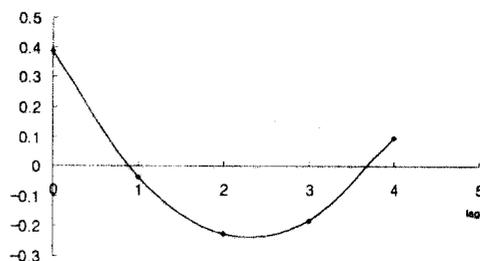
(-2.274) (40.578)

코스닥시장은 거래소시장과 나스닥시장의 변화에 당일 가장 큰 반응을 보이며, 각 시장의 변화가 코스닥시장에 미치는 영향은 한 방향으로만 계속되는 것이 아니라 상승세와 하락세가 번갈아 가며 지속되는 것으로 나타났다. 그러나 각 시장이 코스닥시장에 미치는 순효과는 긍정적이며, 종합주가지수와 나스닥이 1% 상승할 때 코스닥지수는 당일에만 각각 0.378%, 0.388% 상승한다. 또한 이자율이 1% 상승하면 코스닥지수는 0.107% 감소하는 것으로 나타났는데, 이는 앞의 거래소시장의 경우와 마찬가지로 이자율이 상승하면 시중의 자금이 금융기관으로 유입되는 현실을 그대로 반영하고 있다.

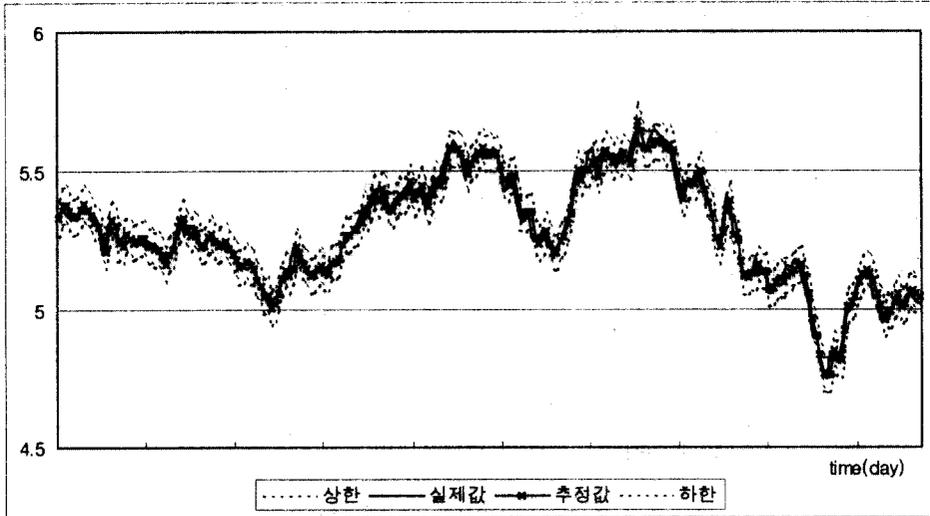
코스닥시장모형에서 종합주가지수와 나스닥지수의 시차효과는 (그림 5), (그림 6)과 같이 모두 2차다항시차의 형태를 갖고 있으므로 이 모형 역시 다항시차의 차수 선택이 적절했음을 입증하고 있다.



(그림 5) 종합주가지수의 시차효과



(그림 6) 나스닥지수의 시차효과



〈그림 7〉 코스닥시장의 모의실험 결과

〈표 1〉 장단기 시장 반응도

구분	거래소시장			코스닥시장		
	코스닥지수	다우존스지수	콜금리	종합주가지수	나스닥지수	회사채
단기	0.252	0.393	-0.263	0.378	0.388	-0.107
장기	0.038	0.169		0.100	0.041	

거래소시장의 경우와 마찬가지로 코스닥시장도 모의실험 결과를 보면 〈그림 7〉에서 알 수 있듯이 코스닥지수의 추정값이 신뢰구간안에 모두 포함되고 연구기간 내내 실제값과 거의 일치하므로 모형이 코스닥시장의 장단기적인 반응을 정확히 반영하고 있다고 하겠다.

거래소시장과 코스닥시장의 변동을 종합할 때 코스닥지수의 변화가 거래소시장에 미치는 영향은 다른 모든 시장관계와는 판이한 것으로 밝혀졌다. 초기 영향은 가장 작으나 그 여파는 가장 오래 지속되면서 영향력이 통계적으로 유의하게 지속되는 동안 등락의 방향이 서로 바뀌는 전환점이 4번이나 존재하는 것으로 나타났다. 그 외 다른 모든 시장

관계는 시차의 길이가 절반에 불과하고 또한 등락의 전환점이 두 번씩에 불과할 뿐이다.

4.3 시장의 장단기 반응도

국내의 두 증시가 국내외 시장요인의 변화에 따라 장단기적으로 얼마나 민감하게 반응을 보이는지는 모형의 추정결과에 의해 〈표 1〉과 같이 계산된다. 따라서 국내변수와 해외변수 중 어느 쪽이 국내의 각 증시에 더 많은 영향을 미치는지 판별이 가능하게 된다.

먼저 거래소시장의 경우 코스닥지수가 1% 상승하면 종합주가지수는 단기적으로는 0.252%, 장기적으

로는 0.038% 상승하게 된다. 다우존스지수가 1% 상승할 때 종합주가지수는 단기적으로는 0.393%, 장기적으로는 0.169% 오른다. 코스닥지수나 다우존스지수의 변화가 거래소시장에 장기적으로 유의하게 미치는 순영향력은 초기에 비해 각각 15%, 43%로 감소하게 되며 그중 다우존스의 영향력이 오래 유지됨을 알 수 있다. 장기적 총영향이 초기 영향보다 감소한 이유는 초기 영향에 대한 반발세가 일정 기간 작용했기 때문이나 초기의 동반관계는 약

화된 가운데도 여전히 유지되고 있다. 거래소시장은 다우존스지수의 변동에 더 민감한 반응을 보이는 것으로 드러나 국내 경쟁시장보다는 해외 증시의 변동에 장단기적으로 더 많은 영향을 받았다는 사실이 파악된다.

반면 코스닥시장의 경우 종합주가지수의 변동에 따른 코스닥시장의 변동비율은 단기적으로는 0.378, 장기적으로는 0.100이며, 나스닥지수에 의한 변동률은 단기적으로는 0.388이나 장기적으로는 0.041에

(표 2) 모형의 예측력 평가

기간	코스피		코스닥		기간	코스피		코스닥		
	실제값	예측값	실제값	예측값		실제값	예측값	실제값	예측값	
1	+	+	-	-	22	+	+	+	+	
2	-	-	-	+	23	-	+	-	-	
3	+	-	-	+	24	-	+	-	-	
4	+	-	+	+	25	-	-	-	-	
5	+	+	+	+	26	-	-	+	+	
6	+	+	-	+	27	+	+	-	-	
7	-	-	+	+	28	+	+	-	+	
8	+	-	-	+	29	-	+	-	-	
9	+	-	-	+	30	+	-	+	+	
10	-	-	-	-	31	+	+	-	-	
11	-	-	-	-	32	-	+	-	+	
12	-	-	+	-	33	-	+	-	-	
13	-	-	-	+	34	-	-	+	+	
14	+	+	-	-	35	+	+	-	-	
15	-	-	+	-	36	-	-	-	+	
16	+	-	+	-	37	-	-	+	-	
17	+	-	+	-	38	+	-	+	+	
18	-	+	-	-	39	+	+	-	-	
19	-	-	+	-	40	-	+	-	+	
20	+	-	+	+	41	-	-	-	-	
21	+	+	+	+	42	-	-	-	-	
정확도	거래소시장 : 1-15/42 ≒ 0.64				코스닥시장 : 1-16/42 ≒ 0.62					

불과하다. 따라서 코스닥시장에 미치는 거래소시장의 장기적 영향은 초기 영향의 26%, 나스닥시장의 장기적 영향은 11%로 귀결되어 나스닥시장의 영향력은 장기적으로는 미약해진다. 코스닥시장은 단기적으로는 거래소시장이나 나스닥시장의 변화에 비슷한 정도의 반응을 보이지만 장기적으로는 거래소시장의 영향을 더 크게 받는 것으로 나타났다. 코스닥시장과 거래소시장, 또 나스닥시장과의 동반관계는 장기적으로도 지속되는 것으로 판별된다.

요약하면 국내의 각 증시가 국내의 경쟁시장이나 해외 증시의 변동에 따라 보이는 반응은 장단기적으로 비탄력적이며, 장기로 갈수록 더욱 비탄력적으로 나타난다. 거래소시장은 장단기적으로 해외 시장요인에 더 큰 영향을 받으나, 코스닥시장은 단기적으로는 해외요인 그리고 장기적으로는 국내 시장요인에 더 큰 영향을 받는 것으로 파악되었다. 한편 이자율의 변동은 주식시장에 부정적 영향을 미치며, 금융시장과 주식시장이 서로 대체관계에 있음을 입증하고 있다. 이자율이 변화할 때 코스닥 시장보다는 거래소시장이 더 민감한 반응을 보이는 것으로 나타난다.

4.4 예측력의 질적 평가

추정된 모형을 사용하여 하루가 다르게 급변하는 증시 상황을 예측하는데는 지수값 자체보다 주가지수의 등락을 얼마나 정확히 예측하느냐 하는 질적인 평가기준이 더욱 중요하다고 하겠다. 즉 실제의 주가를 얼마나 정확히 예측하느냐도 중요하지만 미래의 어느 기간에 주가가 상승할 것인가 하락할 것인가를 제대로 예측하는 것도 그 이상으로 중요하다는 뜻이다. 따라서 모형의 질적평가를 위한 방법으로서 종합주가지수와 코스닥지수의 등락방향을

얼마나 정확히 예측하는가를 검토하기 위해 추정기간 이후 2000년 7월~8월까지의 두 달 기간동안 추정된 모형으로 주가를 예측하는 모의실험을 수행하였다. 위의 <표 2>는 전 기간보다 주가가 상승한 경우는 +로, 감소한 경우는 -로 실제값과 예측값에 대해 구분하였다.

추정기간과는 달리 예측기간 동안 주가는 장기적 하락추세에 있었으므로 주가의 매 기간 변동방향을 예측하기가 수월하지 않았지만 적중률이 거래소시장의 경우 64%, 코스닥시장은 62%에 이르고 있다. 따라서 모형은 추정기간을 벗어난 미래의 주가 등락 방향도 효과적으로 예측할 수 있음을 보여준다.

V. 결 론

실증분석에서 흔히 사용되는 일반적인 통계모형은 특정 설명변수들이 종속변수에 미치는 영향을 예측하기 위한 우선적 접근방법이긴 하지만 시간관계를 무시함으로써 현실상황을 연구하는데 많은 결함을 갖는다. 시간을 나타내는 t 가 각 변수에 함께 표기되어 있을지라도 시차관계가 설정되지 않는 한 시간 개념이 모형 내에 명확히 도입되지 않아 현실의 경제 및 경영여건의 변동이나 전개과정에 대한 연구에 사용되기에는 많은 제약이 뒤따른다. 특히 외생적 변동 후 시간이 흐름에 따라 종속변수가 적용해 가는 과정을 알기 어려울 뿐만 아니라 그 영향이 얼마나 지속되는가 또한 파악할 수 없게 된다.

본 논문에서는 외생적 변화가 국내 주식시장에 미치는 영향과 이후의 시장 적응과정을 분석하기 위해 시장이 변화해 가는 현실에 부합하는 동태적 통계모형을 개발하였다. 국내 주식시장의 변동은

설명하는 통계모형에 주가변동의 여파를 잘 반영할 수 있는 시차구조를 도입하여 시장변동의 구조적 특징을 거래소시장과 코스닥시장으로 구분하여 분석하였다. 선정된 각 시장의 최적모형은 사용 가능한 변수들의 수가 크게 제약되어 있음에도 불구하고 국내 증시의 일일변동상황을 정확히 반영하고 있다.

추정된 모형에 의해 거래소시장은 장단기적으로 국내 증시보다 해외 증시의 변동에 더 민감한 반응을 보이며, 코스닥시장은 장기적으로 해외 증시보다는 국내 증시에 더 많은 영향을 받은 것으로 파악되었다. 그간의 현실을 볼 때 국내 경쟁시장과는 상호보완관계, 또 해외 시장과는 상호동반관계에 의해 이들 두 시장변수의 현재와 시차계수들의 합은 장기적으로 양의 값을 갖게 된다. 추정결과가 이를 입증하고 있음과 동시에 국내 경쟁시장과 해외 시장에 의해 동태적 영향을 받는다는 모형의 표기가 정당하다는 사실을 뒷받침해준다.

시장요인의 변동에 의한 영향은 같은 기간 내에 마무리되는 것이 아니라 파급되는 과정, 또 전달되어 시장이 조정되는데 지연되는 과정이 모두 모형 내에 구체적으로 설계되어야 시장간 정보전달의 파급효과가 반영되어 모형이 현실을 정확히 대변하게 된다.

참고 문헌

- 강종만(1994), "외국인투자 영향분석", 증권연구원 연구보고서
- 강효석(1988), "유상증자시 주식의 발행가격이 사주의 부에 미치는 영향", *경영학연구* 18권 1호, p99-127.
- 고광수(1997), "기대수익률과 주가변동성의 관계 연구", *한국경영과학회지* 22권 2호, p153-167.
- 김서경·고광수(2001), "주가지수와 주가지수선물 관계의 일증거래 자료분석", *증권학회지* 27집 4호, p.101-137
- 김석용·이하일(1998), "KOSPI 200 선물을 이용한 동적헤징전략에 관한 실증적 연구", *증권학회 제2차 학술발표회*
- 김중호(2000), "한국 증권시장에서 공매의 정보효과에 관한 연구", *증권학회지* 26집 12호, p.343-397
- 박상용·연강홍(1994), "자본시장개방이 환율·주가·금리간의 상호연관성에 미치는 영향", *경영학연구* 23권 4호, p47-79.
- 박재환(1998), "주식수익률 시계열의 ARIMA모형 설정 및 분석", *증권학회지* 23집 6호, p.187-210
- _____(2000A), "금리변수가 주식수익률에 미치는 영향", *증권학회지* 26집 8호, p.199-236
- _____(2000B), "외국인 주식투자자와 주식수익률", *증권학회 제3차 학술발표회*.
- 박진우(2000), "국내 현물환 및 NDF시장과 주식시장간의 가격 및 변동성 전이효과에 관한 실증연구", *증권학회지* 26집 10호, p.273-293
- 안태백(1988), "신주발행이 주식수익률에 미치는 영향에 관한 연구", *경영학연구* 18권 1호, p61-97
- 오영수·신중철(1991), "이자율 변동이 투자금융사의 보통주 수익률에 미치는 영향", *경영학연구* 20권 2호, p109-125
- 이일균(1998), "주가지계열에 대한 확률미분방정식의 모수 추정과 자본시장의 운동법칙", *증권학회 제2차 학술발표회*
- _____(2001), "시간의 가역성과 주가", *증권학회지* 27집 3호, p.71-99
- 이정도·김중호(1996), "확률적 지배에 의한 포트폴리오보험전략의 비교 우위 분석", *생산성 논집* 11권 1호, p7-38
- 이청림(2001), "경제·경영변수간 장단기 동태적 시차관계의 설정", *충북대학교 통계학과 석사학위논문*
- 정재엽·홍관수(1995), "주식시장의 과민반응과 시장효율성", *경영학연구* 24권 2호, p235-256.
- 정현용(1999), "오일효과와 월중효과는 일반적인 현상인

- 가?”, *증권학회지* 26집 5호, p.135-159
- 조재범 · 김호일(1998), “마르코프 국면전화모형을 이용한 KOSPI와 금리의 추이 분석”, *한국통계학회논문집* 5권 1호, p.177-191
- 최성근(2000), “코스닥시장과 증권거래소간의 정보비대칭구조와 최적 포트폴리오 전략”, *증권학회 제3차 학술 발표회*
- 최정호 · 나종길(2001), “부실기업 공시의 산업내 정보전이 효과”, *증권학회지* 27집 9호, p.261-299
- 허창수(1988), “한국주식시장과 미국주식시장의 분산한계점 중에 관한 비교연구”, *경영학연구* 18권 1호, p.9-39
- 홍갑수(1990), “시장평균환율제하의 환율과 원화 콜금리 관계 분석 ; GARCH 모형을 이용한 일별관계분석”, *금융경제연구*, 1990 15호
- Bordo, Michael David(1980), The Effects of Monetary Change on Relative Commodity Prices and the Role of Long-run Contracts, *Journal of Political Economy*, vol.88, p1088-1109.
- Chow, Gregory C.(1988), *Econometrics*, McGraw-Hill.
- Dutton, John and Thomas Greenes(1988), *The Role of Exchange Rate in Trade Models in Elasticities in International Agricultural Trade*, edited by Colin A. Carter and Walter H. Gardiner, Westview Press.
- Gujarati, Damodar N.(1988), *Basic Econometrics(2nd ed.)*, McGraw hill.
- Haynes, Stephen E. and Joe A. Stone(1983), Specification of Supply Behavior in International Trade, *Review of Economics and Statistics*, p.626-632.
- Johnston, J.(1987), *Econometric Methods(3rd ed.)*, McGraw-Hill.
- Judge, George G., R. Willam E. Griffiths, Carter Hill, Helmut Lütkephol, Tsoung-Chao Lee(1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, John wiley & sons.
- Judge, George G., R. Carter Hill, Willam E. Griffiths, Helmut Lütkephol, Tsoung-Chao Lee(1988), *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics(2nd ed.)*, John wiley & sons.
- Kinnucan, Henry, and Olan D. Forker(1986), Seasonality in the Consumer Response to Milk Advertising with Implications for Milk Promotion Policy, *American Journal of Agricultural Economics*, vol.68, p562-571.
- Kmenta, Jan(1986), *Elements of Econometrics(2nd ed.)*, Macmillan Publishing Company, p527-546.
- Koo, Won W. and Timothy A. Petry and Craig Anderson(1988), An Econometric Analysis of Supply Response for Cattle and Hogs, *Agricultural Economics Report*, no. 233, North Dakota State University.
- Leamer, Edward and Herman Leonard(1983), Reporting the Fragility of Regression Estimates, *Review of Economics and Statistics*, vol. 65, p306-317.
- Maddala, G. S. and A. S. Rao(1971), Maximum Likelihood Estimation of Solow's and Jorgenson's Distributed Lag Models, *Review of Economics and Statistics*, vol 53, p80-88.
- Marsh, John M.(1983), A Rational Distributed Lag Models of Quartely Live Cattle Prices, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 65, p539-547.
- Pagano, Marcello and Michael J. Hartley(1981), On Fitting Distributed Lag Models subject to Polynomial Restrictions, *Journal of Econometrics*, vol.16, p171-198.
- Pindyck, Robert S. and Daniel L. Rubinfeld(1998), *Econometric Models and Economic Forecasts 4th ed.*, McGraw hill.
- Rucker, Randal R., Oscar R. Burt, and Jeffrey T. LaFrance(1984), An Econometric Model of Cattle Inventories, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 66, no. 2, p131-144.
- Sargan, J. D. (1980), Some Tests of Dynamic Specification for a Single Equation, *Econometrica*, vol.

48, no. 4 p879-897.

Shiller, R.J.(1973), A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Priors, *Econometrica*, vol. 41, p775-788.

Stern, Robert M. and Christopher F. Baum and Mark N. Greene(1979), Evidence on Structural Change in the Demand for Aggregate U.S. Imports and Exports, *Journal of Political Economy*, vol.87, p179-192.

Thursby, Jerry and Marie Thursby(1983), How Reliable

are Simple, Single Equation Specification of Import Demand?, *Review of Economics and Statistics*, p120-128.

Warner, Dennis and Mordechai E. Kreinin(1982), Determinants of International Trade Flows, *Review of Economics and Statistics*, p96-104.

Wilson, John F., and Wendy Takacs(1979), Differential Responses to Price and Exchange Rate Influences in the Foreign Trade of Selected Industrial Countries, *Review of Economics and Statistics*, vol. 61, p267-279.

Structural Characteristics of the Variations in the Domestic Stock Market

Hyun Chul Shim*, Cheong Lim Lee**, Tae Ho Kim***

Abstract

In many real situations there is an obvious time lag between variations of some variables and response of the other. A more general hypothesis is that the effect of a change in a variable is not felt all at once at a single point in time, but the impact is distributed over a number of future point in time. If time lag series of independent variables are incorporated in the model specification, it is possible to explain the relationship between the variables in different points of time and to estimate the long-run impacts of a change in a variable on another.

In this study, dynamic time lags are specified in the statistical models to analyze the variations and long-run adjustments of the domestic stock market. Since the market has been irregularly influenced by unexpected economic conditions, polynomial distributed lag is selected, after carefully examining the data, to investigate the structural feature of the stock market behavior over time.

In addition, KOSPI market appears to be more responsive to changes in the foreign variables, such as DOWJONES index, in both of the short and the long run. On the other hand, it is found that KOSDAQ market tends to be affected more by the foreign variables like NASDAQ in the short run but by the variations of the domestic market factors in the long run.

Key words : KOSPI, KOSDAQ, time lag, dynamic variation, artificial variable, polynomial distributed lag, market elasticity

* Professor, Department of Business Administration, Sungshin Women's University

** Researcher, Atlas Research Group

*** Professor, Department of Statistics, Chungbuk National University