

선형모형의 효율적 활용성에 관한 연구

김태호¹⁾ 조은정²⁾ 김미연³⁾

요 약

실제 자료를 적용시킬 수 있는 대부분의 통계모형들은 정태적 성질을 가지고 있어서 현실 동향의 흐름이나 파급효과를 분석하기에는 제약이 따른다. 외생적 변동의 영향은 실상 여러 기간에 걸쳐 지속되며 분포되지만 얼마나 계속되는지, 또 시간이 흐름에 따라 어떻게 조정되어 가는지 모형 자체만으로는 알 수 없어 추정결과의 현실 설명력이 떨어진다. 본 연구에서는 모형의 활용도를 높이기 위해 일반 선형모형의 정태적 구조에서 동태적 본질을 유도한 후 현실문제에 적용시켜 보기 위해 통계청, 증권거래소, 전경련 등의 자료를 이용, 관련 시장간에 변수 변동의 파급효과를 연립방정식 모형체계를 구축하여 비교·분석하였다. 그 결과 더욱 현실적인 추정결과를 도출할 수 있음과 동시에 모형의 실질활용도 또한 크게 향상될 수 있음이 입증되고 있다.

주요용어: 연립방정식, 유사비상관 모형체계, 모형 식별, 장기균형

2. 서론

대부분의 통계모형은 정태적 구조를 가지고 있어서 실증분석시 시간이 흐름에 따라 변수 변동의 영향이 어떻게 전개되어 가는가에 대해서는 알 수 없고, 외생변수들과 모수들의 값에 따라 내생변수의 값이 결정된다. 만약 외생변수들이 변하지 않는다면 내생변수는 일정한 균형값을 취하게 되며, 외생변수들이 새로운 값을 취하면 내생변수 역시 새로운 일정한 균형값을 취하게 된다. 정태모형은 특정 외생변수들의 변화가 내생변수에 미치는 영향을 예측하기 위한 유용한 접근방법이지만 시간관계를 무시함으로써 외생변수들의 순환성 파동이나 성장 혹은 감소와 같은 현상들을 설명할 수 없다. 특히 외생변수들이 고정되어 있다면 내생변수는 거의 일정하거나 또는 매우 완만한 시간진로(time path)를 나타낸다는 의미에서 모형이 안정되어 있다고 믿기 쉽다. 따라서 정태모형을 실증분석에 적용시키면 연구대상의 현실적 속성을 검증하기에는 위험이 따른다.

일반적인 통계모형은 한 외생변수가 변화하면 내생변수에 미치는 영향이 같은 기간에 마무리되는 것으로 설정된다. 그러나 현실적으로 내생변수에 미치는 영향은 이후에도 계속되며, 시간이 흐름에 따라 점감하거나 또는 진동세를 보이며 감소해 가는 동태적 형태로 분포된다. 정태모형은 시간개념이 방정식 내로 도입되지 않아 서로 다른 기간 변수들간에

1) (361-763) 충북 청주시 흥덕구 개신동 12, 충북대학교 통계학과(기초과학연구소), 교수

E-mail : thkim@chungbuk.ac.kr

2) (361-763) 충북 청주시 흥덕구 개신동 12, 충북대학교 통계학과, 대학원생

E-mail : mirae80@hanmir.com

3) (151-742) 서울특별시 관악구 신림9동 산 56-1, 서울대학교 경영학과, 대학원생

E-mail : vicky722@hanmir.com

어떤 관계에 있는지 명확히 알 수 없으나 동태이론은 이러한 관계를 분석 가능하게 해주고 외생변수의 변화 후 내생변수의 시간진로를 방정식의 해로 산출해 준다. 즉, 한 외생변수의 변화에 대한 내생변수의 변화는 동태체계에서는 각 쌍의 내외생변수들에 대해 시간의 함수로 정의되어 기간 t 때 두 변수간의 관계, 또 $k > 0$ 이라면 기간 t 와 $t+k$ 때 두 변수간의 관계를 알 수 있다. 따라서 내생변수의 전체 함수는 미래시간 $k = 0, 1, 2, \dots$ 에 대해 $t+k$ 때 변하게 되므로 한 외생변수의 변화에 대한 많은 해가 얻어지게 된다. 본 연구에서는 일반 선형모형을 이용하여 외생변수의 변화가 내생변수에 미치는 단기적 영향 및 장기적 여파를 도출하여 봄으로써 모형의 동태적 속성을 유도하여 보고자 한다.

2. 분석 방향

현실상황을 분석하기 위해서는 단일방정식 회귀모형보다는 각 관련 현상을 설명하는 여러 개의 회귀모형을 한데 모아 모든 정보가 반영되도록 한 후 연립방정식 모형체계를 구성하여 동시에 추정하는 것이 현실을 더욱 정확히 대변한다. 특히 현실에서 존재하는 동시성으로 인해 모형체계 내의 각 방정식을 단일방정식처럼 각기 추정하면 불편추정값과 일치추정값을 얻지 못하게 된다. 단일방정식 추정과정은 일치추정값을 주기는 하지만 일반적으로 방정식체계를 설정하는데 사용가능한 모든 정보가 추정과정에서 사용되지 않는다. 또 또한 방정식들의 오차항간에 상관관계가 있을 수 있다는 사실을 고려하지 않으므로 비효율적인 추정값을 주게 된다. 이러한 비효율성은 모든 방정식의 모수들이 단일 과정을 통해 결정되는 체계방정식 추정법을 사용함으로써 회복될 수 있다.

본 연구에서는 한미간 주가동조화 현상에 의해 미국 증시의 움직임에 따른 국내 주식시장의 단기적 변동구조를 검토하고 장기적 적응과정을 유도해 본다. 현재 국내 주식시장은 거래소시장과 코스닥시장으로 양분되어 있다. 두 증시는 독립적으로 변동하기보다 장기적으로는 서로 보완, 대체관계를 유지해 왔으며, 여러 요인들이 두 증시의 변동에 공통적으로 영향을 미치므로 종합주가지수와 코스닥지수의 변동을 설명하는 두 개의 방정식을 설정하여 한 개의 연립방정식체계를 구축한다. 연립방정식을 실증분석에 이용한 연구로는 Goldstein and Kahn(1978), Stern 외(1979), Dunlevy(1980), Geraci and Prewo(1982), Haynes and Stone(1983), Thurman(1986), Viscusi(1991), Nelson, Siegfried, and Howell(1992), Chow(1993), Zegeye(1994), 그리고 이환호·윤경석(2001) 등이 있다. 그러나 주식시장을 회귀방정식으로 분석한 연구는 국내외적으로 발견하기 어려우며, 해외증시와 연계하여 국내 증시를 분석한 연구들도 변수들간의 관계를 규명할 필요가 없는 벡터자기회귀모형이나 벡터오차수정모형을 이용한 공적분 또는 인과관계 검정에 모아져 있다. 특히 1996년 7월 코스닥시장 개장 이후 연립방정식을 이용, 국내 두 주가지수와 시장변수들과의 관계를 추정하여 분석한 연구는 아직 존재하지 않는다. 회귀모형을 추정하는 경우 추정결과에 의해 주요 변수들간의 관계를 구체적으로 측정할 수 있다는 장점은 있으나 변수변동의 흐름이나 파급효과를 잡아내지 못하면 추정결과와 현실 설명력이 떨어질 가능성이 있다는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 한계점을 극복하기 위한 방법론을 개발하여 모형의 실질 활용도를 높여 보고자 한다.

3. 모형의 유도과 추정

주가지수와 이에 직접 영향을 미칠 수 있는 일부 변수들은 일간자료가 존재하는데 반해 나머지는 월간자료만이 존재한다. 따라서 모든 일간자료는 월평균값으로 통일시킨다. 주식 시장은 단기변동의 성격이 강해 월간변동을 분석하는 경우는 흔치 않으며, 또한 외생적 충격에 의한 영향은 한 달에 걸쳐 분포되므로 일일변동에서 보는 효과와는 감이 다르다는데서 의미를 찾을 수 있다. 개인 및 기관투자자들은 현재의 주가를 보고 증시에 참여하는 것이 아니라 미래의 기대값이나 또는 바람직한 어느 수준을 예측하여 투자하므로 이 값을 Y^* 라 하자. 주가에 영향을 미치는 변수들의 벡터를 x 라 하면 다음과 같은 관계가 성립된다.

$$Y_t^* = \alpha + \beta x_t + e_t \quad (3.1)$$

식 (3.1) 좌변의 변수는 관측값이 존재하지 않으므로 아래와 같은 부분 조정형태의 가설을 설정한다.

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = a(Y_t^* - Y_{t-1}) \quad 0 < a \leq 1 \quad (3.2)$$

식 (3.2)는 기간 t 때 주가의 실제 변화는 기대수준의 일정분 만큼만 변화함을 의미하며, 정리하면 기간 t 에 주가의 관측값은 기대값과 전 기간 주가와와 가중평균이 된다.

$$Y_t = aY_t^* + (1-a)Y_{t-1} \quad (3.3)$$

식 (3.1)을 (3.3)에 대입하면 아래와 같은 추정 가능한 형을 갖추게 된다.

$$\begin{aligned} Y_t &= a(\alpha + \beta x_t + e_t) + (1-a)Y_{t-1} \\ &= a\alpha + a\beta x_t + (1-a)Y_{t-1} + ae_t \end{aligned} \quad (3.4)$$

국내 두 주가지수의 변동을 설명하는 방정식에 각각 식 (3.4)형의 모형을 적용시켜 본다.

Chen, Roll and Ross(1986)는 주식가격에 영향을 미치는 주요 경제적 상황요인들을 식별하여 검증함으로써 주가와 거시경제변수들간의 체계적 관계를 정립했으며, Chopra and Lin(1996)은 거시경제변수들을 이용하여 주가에측에 활용하는 방법을 정리하였다. Mukherjee and Naka(1995)는 다양한 거시경제변수들을 이용해 일본 증시에서의 장기적 균형관계를 분석하였다. 김철교·박정욱·백용호(1990), 정기용(1991), 감형규(1991)는 다중회귀모형을 국내 증시분석에 이용한 바 있으며, 김종권(1999)은 고려하는 모든 변수들을 내생변수로 간주하는 벡터자기회귀모형을 이용하여 주식수익률을 분석하였다. 김용선·차진섭(1999)은 시차별 교차상관분석과 벡터오차수정모형을 이용해 거시경제변수 변동이 주가에 미치는 영향을 추정하였으며, 정성창(2000)은 회귀모형을 이용한 연구들은 거시경제변수들과 주가지수와의 관계는 보여줄 수 있으나 주가지수의 동태적 측면을 무시하기 쉽다는 한계점을 지적하여 역시 벡터오차수정모형으로 국내 증시와 이들 변수들간의 장기적 균형관계를 규명하였다. 한편 장병기·최종일(2000)은 경제주체들의 심리적 요소가 주가에 영향을 미칠 수 있다는 관점에서 주가와 거시경제변수 및 기업경기전망지수간의 공적분관계와 오차수정모형을 분석한 바 있으며, 지청·조담·양채열(2001)은 미국의 S&P500의 변동이 종합주가지수의 수익률에 미치는 영향을 추정하였다.

위의 연구에 사용된 변수들은 금리, 환율, 해외 주가지수, 국제 원유가격, 물가지수, 통화량, 소득 및 기업의 실적동향, 설비투자, 상품 및 경상수지, 수출·입, 도소매판매 등으로 크게 분류된다. 각 연구목적에 따라 이들 중 일부가 세분화되어 쓰이며, 대체로 증시에 영향을 미친다고 고려되는 변수들의 범주에 속해 있다. 본 연구에서는 연구의 성격에 따라 금리, 환율, 미국 주가지수, 소득 및 기업의 실적동향, 수출·입, 국제유가, 그리고 물가지수를 국내 주가의 변동에 영향을 미칠 수 있는 변수로 고려해 본다. 따라서 식 (3.4) 우변의 벡터는 해외요인과 국내요인으로 구분할 수 있다. 해외요인으로는 미국 증시변수로서 다우존스, 나스닥, S&P500지수, 또 환율변수로서 원/달러, 원/엔, 엔/달러 환율, 수출·입 변수로는 실질 수출·입액의 비율, 실질수출입액의 차, 그리고 국제유가가 추정과정에서 모두 고려된다. 국내요인으로는 소득 및 기업의 실적·계획·경기동향 변수로서 산업생산지수, 제조업 가동률, 기업경기전망지수, 제조업 재고, 또 물가지수로는 소비자물가지수, 도매물가지수, 그리고 금리변수로서 국고채, 회사채, 콜금리가 모두 포함된다. 연립방정식모형은 두 개 이상의 방정식이 한 체계로 구성되므로 체계 내의 각 방정식과 모형 전체가 통계적으로도 현실적으로 합당한 추정결과를 동시에 얻어야 하며, 연속적인 추정과정에서 시차까지 고려하여 두 방정식에 공통적으로 유의한 영향을 미치면서도 최상의 결과를 주는 변수들의 조합을 최적모형으로 선정한다. 추정기간은 국내 증시가 IMF 외환위기의 충격을 벗어나 상승세를 타기 시작한 해인 1999년 1월부터 2003년 연말까지 이다.

추정 가능성과 방법을 판단하기 위한 모형체계의 식별(identification) 결과 필요조건인 위수조건(order condition)과 필요충분조건인 계수조건(rank condition)에서 모두 과도 식별(over identification)되었다. 추정여건이 만족됨에 따라 모수의 불편, 일치 추정값을 얻기 위한 반복 추정과정에서 일반형의 방정식체계보다는 방정식 간에 오차항의 상관성을 고려, 추정값의 효율성을 증진시키기 위해 Zellner(1962)에 의해 정교하게 개발된 유사비상관 체계(seemingly unrelated system) 추정결과가 최적모형을 주는 것으로 판명되었다.

4. 추정결과

연구기간 동안 국제유가와 물가지수, 또 수출·입 관련 변수들은 통계적·현실적 관점에서 추정결과의 향상에 기여하지 않는 것으로 나타나 반복 추정과정에서 제외되었다. 최적 모형에서는 소득 및 기업 동향을 나타내는 변수로서 산업생산지수와 기업경기전망지수, 미국의 증시변수로는 다우존스와 나스닥지수, 금리로는 회사채 그리고 환율은 엔/달러 환율이 종합주가지수와 코스닥지수의 변동에 영향을 미치는 공통요인으로 최종 선택되었다. 소득은 분기별 자료만 존재하므로 대변수로서 통계청의 산업생산지수가 흔히 사용되며, 그리고 경제변수로 설명할 수 없는 경제주체들의 기대심리가 반영되는 지표로서 기업활동의 실적·계획·경기동향을 나타내는 변수로 기업경기전망지수가 사용된다. 두 방정식에서 환율 변수의 영향만이 5%, 그외는 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 추정결과는 아래와 같으며, ()안은 t 통계량의 값이다.

$$SYSTEM - R^2 = 0.9992$$

$$\begin{aligned}
 Y_1 = & 3.4033 + 0.7588Y_{1t-1} + 39.9720\Delta X_{1t} + 5.2020X_{2t-1} + 0.0499X_{3t} \\
 & (0.8870) \quad (4.1218) \quad (3.0182) \quad (3.3370) \quad (2.5490) \\
 & + 0.0425X_{4t} - 61.6120X_{5t-1} - 3.9401X_{6t-1} \\
 & (2.8923) \quad (-3.5882) \quad (-1.8578) \\
 R^2 = & 0.9469 \quad D.W. = 1.9132 \quad RMSE = 43.0910
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Y_2 = & -0.9886 + 0.8332Y_{2t-1} + 5.2962\Delta X_{1t} + 0.9469X_{2t-1} + 0.0051X_{3t} \\
 & (-0.1877) \quad (4.4503) \quad (3.0331) \quad (3.5652) \quad (3.2450) \\
 & + 0.0109X_{4t} - 8.4729X_{5t-1} - 0.5827X_{6t-1} \\
 & (2.9878) \quad (-4.2777) \quad (-1.9296) \\
 R^2 = & 0.9917 \quad D.W. = 1.7731 \quad RMSE = 5.7910
 \end{aligned}$$

여기서

- | | |
|--------------------------|-----------------------------|
| Y_1 : 종합주가지수 | Y_2 : 코스닥지수 |
| X_1 : 산업생산지수, 2000=100 | X_2 : 기업경기전망지수, 2000=100 |
| X_3 : 다우존스지수 | X_4 : 나스닥지수 |
| X_5 : 금리, 3년만기 회사채 | X_6 : 엔·달러 환율지수, 2000=100 |

각 방정식의 적합도는 매우 높으며, System- R^2 값은 두 방정식들이 한 모형체계로서 설명력이 완벽에 가깝다는 사실을 나타낸다. 각 방정식은 식 (3.4)의 결과에서 보듯이 시차내생변수를 포함하고 있어서 전 기간의 주가가 현 기간에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 시차내생변수는 방정식에 시차분포를 포함시키는 최상의 방법으로서 각 변수들의 동태적 행위를 포착할 수 있다(Pindyck and Rubinfeld, 1998). 추정결과는 통계적으로 모형의 타당성을 입증해 주고 있으며, 또 현실적으로도 국내 증시의 장기적 동향에 부합된다. 추정기간 동안 실제값과 모형을 이용한 추정값간의 오차는 종합주가지수의 경우 실제 평균값의 5.99%, 코스닥지수의 경우 실제 평균값의 5.01%에 불과해 모형 선정의 질적 판단 기준인 10-15%의 오차수준보다 훨씬 낮은 정확도를 유지하고 있다.

두 방정식에 공통적으로 포함된 변수들의 추정계수값을 비교하면 종합주가지수 방정식이 코스닥 방정식보다는 예외없이 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 종합주가지수는 코스닥지수보다 값이 훨씬 크므로 같은 변수가 한 단위 변화하면 종합주가지수에 주는 영향이 더 커야 할 것이다. 추정결과는 이러한 현실을 그대로 나타내고 있다. 예를 들어 다우존스와 나스닥지수가 10포인트씩 상승하면 같은 기간 종합주가지수는 각각 0.5, 0.4포인트, 동시에 코스닥지수는 각각 0.05, 0.11포인트씩 상승한다. 미 증시변동의 충격이 즉각 전달되는 일일변동이 아니라 한 달 동안에 걸친 월 평균값이므로 계수값은 상대적으로 작게 나타난다. 한편 미래의 경기전망을 나타내는 기업경기전망지수가 한 포인트 상승할 때마다 다음 달 종합주가지수는 5.20포인트, 동시에 코스닥지수는 0.95포인트씩 오르게 된다. 환율변수로는 원·달러 보다는 엔·달러가 모형에 더 적합한 것으로 나타났다. 국내 주가는 주요 수출 경쟁국인 일본의 엔화가치 변동에 민감한 것으로 알려져 있다. 원·달러 환율이 상승해서

수출기업에 유리하게 작용해도 엔·달러의 상승폭이 더 크면 국내 주가에는 부정적 영향을 미치기 때문이며, 추정결과는 이를 그대로 반영하고 있다. 따라서 국내의 산업동향이 호조를 보이거나 미래의 경기전망이 낙관적일수록, 또 주요 수출국인 미국의 다우존스와 나스닥지수가 상승할수록 모두 국내 주가 상승에 긍정적 영향을 미치는 반면 환율과 금리는 주가와는 반대로 움직이는 것으로 나타나 국내 증시의 현실과 일치된 결과를 보인다.

일부 연구에서는 주가지수를 대수차분하여 주식수익률로 두고 다른 변수들도 대수화한 후 모든 단위를 백분률로 통일하여 인과관계 및 공적분 검정을 한다. 본 연구에서는 어떠한 변수변환도 모형의 적합도를 떨어뜨리는 것으로 나타나 추정과정에서 제외하였으며, 대신 탄력도 계산을 통해 회귀모형을 사용하는 경우 변수들간의 관계를 백분률로 나타낼 수 있는 분석을 추가로 실시한다. 각 변수들은 단위나 규모가 다르므로 국내 주가가 어느 변수에 더 민감한 반응을 보이는가는 추정계수의 값만 가지고는 일률적으로 비교할 수 없다. 따라서 두 방정식에서 우변 변수가 1% 변화할 때 주가가 몇 % 변화하는가를 계산하면 표 4.1과 같이 요약된다. 표 4.1을 보면 종합주가지수와 코스닥지수는 다우존스지수와 금리의 변동에 가장 민감한 반응을 보였으며, 나스닥지수에 대해서도 다른 변수에 비해서는 상대적인 반응을 보이는 것으로 나타났다. 다우존스지수가 1% 상승하면 종합주가지수는 0.72%, 동시에 코스닥지수는 0.45% 상승하며, 나스닥지수가 1% 상승할 때마다 두 주가지수는 동시에 각각 0.16%, 0.25%씩 올라 다우존스지수는 거래소시장에, 나스닥지수는 코스닥시장에 더 큰 비율의 영향을 미친것으로 나타난다. 금리의 경우 IMF 직후의 급변동기간은 추정기간에 포함되어 있지 않지만 공식적인 IMF 기간이 2년 8개월이나 포함되어 있으며, 추정기간의 전반은 금리의 변동이 여전히 심할 때였다. 따라서 국내 주가는 특정 기간 동안 비정상적인 금리파동에 민감한 반응을 보였을 수 있다는 점을 고려하면 국내 두 주가가 미국 증시동향에 상대적으로 탄력적 반응을 보였다는 점은 시사하는 바가 크다. 따라서 미 증시변동이 국내 주가에 단장기적으로 어떠한 형태의 영향을 미쳤는가에 관심을 가지게 된다.

표 4.1: 내생변수의 반응도

| 외생변수 | 내생변수 | |
|--------------|---------|---------|
| | Y_1 | Y_2 |
| ΔX_1 | 0.0087 | 0.0071 |
| X_2 | 0.0563 | 0.0638 |
| X_3 | 0.7191 | 0.4512 |
| X_4 | 0.1570 | 0.2493 |
| X_5 | -0.6856 | -0.5859 |
| X_6 | -0.0005 | -0.0004 |

5. 모형의 동적 구조

미국 증시의 변동은 국내 주식시장에 영향을 미치게 되고, 이어 동태적 과급효과를 가져온다. 현실적으로 변동의 여파는 시간이 지나면서 약화되며 장기균형 상태로 조정되어 갈 것이다. 미국 증시 변동에 따라 국내 주가가 보이는 단기적 반응과 매 기간 변해가는 장기적 적응과정에 대한 분석은 이들의 변동이 주가에 얼마동안 어느 정도 영향을 미치는지에 대한 장단기적 특징이 구체적으로 파악되므로 유용한 분석결과를 얻게된다. 이러한 외생적 변동의 장기적 영향을 검토하기 위해서는 우선 모형체계의 안정성이 검토되어야 한다. 단일방정식모형에서는 모형의 안정성이 큰 문제가 되지 않을 수 있으나 연립방정식 모형체계에서는 안정성이 구조적으로 유지되지 않으면 변수 변동의 여파가 장기균형수준으로 수렴되지 않고 확산되므로 추정결과와 모의실험결과는 무의미하게 된다.

모형은 2개의 특성값(eigen value) 0.7588과 0.8332를 가지고 있으며, 이들이 모두 절대값 1보다 작으므로 추정된 모형체계는 점근적 안정성을 유지하고 있음을 알 수 있다. 모형체계의 안정성에 대한 관련 문헌으로는 Bohrnstedt and Goldberger(1969), Oberhofer and Kmenta(1973), Schmidt(1974), Luenberger(1979), Huckfeldt 외(1983), 김태호 외(1998), 그리고 Pindyck and Rubinfeld(1998) 등이 있다. 모형체계의 안정성이 검증되었으므로 미국 증시의 변동이 국내 증시에 미치는 장기적 영향을 유도하기로 한다. Kmenta and Smith(1973)는 추정된 방정식을 기본동태방정식(fundamental dynamic equation)으로 전환시킨 후, 여기서 시차내생변수들을 제거한 최종형(final form)의 계수로 내생변수들의 시간경로를 구하는 방식을 제안한 바 있다. Pindyck and Rubinfeld(1998)는 추정기간 중 특정 시점부터 관심의 대상이 되는 외생변수를 관측값보다 한 단위 증가시켜 추정모형을 이용하여 각 내생변수의 추정값을 구한 후 원모형의 내생변수의 추정값과의 차를 이용하는 방식을 제안하였다.

본 연구에서는 기존의 연구들과는 달리 연구기간 첫 기간의 내생변수들의 실제값과 이후 이어지는 월별 추정값들을 가지고 추정된 모형체계의 유도형(reduced form)을 계산하여 외생적 변화에 따른 내생변수들의 시간경로를 구해보고자 한다. x 와 y 를 각각 외생변수와 내생변수들의 벡터라 하면 모형체계는 일반적으로 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = \Pi_1 y_{t-1} + \Pi_2 x_t$$

여기서 시차내생변수들과 외생변수들의 초기 효과는 각각 행렬 Π_1 과 Π_2 이며, 위의 식은 아래와 같이 확장될 수 있다.

$$\begin{aligned} y_{t+1} &= \Pi_1^2 y_{t-1} + \Pi_1 \Pi_2 x_t + \Pi_2 x_{t+1} \\ y_{t+2} &= \Pi_1^3 y_{t-1} + \Pi_1^2 \Pi_2 x_t + \Pi_1 \Pi_2 x_{t+1} + \Pi_2 x_{t+2} \\ y_{t+3} &= \Pi_1^4 y_{t-1} + \Pi_1^3 \Pi_2 x_t + \Pi_1^2 \Pi_2 x_{t+1} + \Pi_1 \Pi_2 x_{t+2} + \Pi_2 x_{t+3} \\ &\vdots \\ y_{t+k} &= \Pi_1^{k+1} y_{t-1} + \Pi_1^k \Pi_2 x_t + \Pi_1^{k-1} \Pi_2 x_{t+1} + \dots + \Pi_1 \Pi_2 x_{t+k-1} + \Pi_2 x_{t+k} \end{aligned}$$

기간 t 때 각 외생변수의 단위당 변화가 기간 $t+j$ 에 내생변수들에 미치는 영향은 두 행렬의 곱 $\Pi_1^j \Pi_2$ 의 해당 원소에 의해 구해진다.

추가로 외생변수의 변화가 내생변수에 미치는 장기적 총효과를 계산하려는 경우 위의 행렬식을 다음과 같이 정리한다.

$$\begin{aligned} y_{t+1} &= \Pi_1 y_t + \Pi_2 x_{t+1} \\ y_{t+2} &= \Pi_1^2 y_t + \Pi_1 \Pi_2 x_{t+1} + \Pi_2 x_{t+2} \\ y_{t+3} &= \Pi_1^3 y_t + \Pi_1^2 \Pi_2 x_{t+1} + \Pi_1 \Pi_2 x_{t+2} + \Pi_2 x_{t+3} \\ &\vdots \\ y_{t+k} &= \Pi_1^k y_t + \Pi_1^{k-1} \Pi_2 x_{t+1} + \cdots + \Pi_1 \Pi_2 x_{t+k-1} + \Pi_2 x_{t+k} \end{aligned}$$

모형이 안정되어 있다면 수렴체계를 갖추므로 $\Pi_1^k \rightarrow 0$ 이고, 외생변수들은 일정 수준을 유지한다 가정되므로

$$y_{t+k} = (I + \Pi_1 + \Pi_1^2 + \Pi_1^3 + \cdots + \Pi_1^{k-1}) \Pi_2 x$$

가 된다. 여기서

$$S = (I + \Pi_1 + \Pi_1^2 + \cdots + \Pi_1^{k-1})$$

이라 하고 $(I - \Pi_1)$ 을 곱해 주면

$$\begin{aligned} S(I - \Pi_1) &= (I + \Pi_1 + \Pi_1^2 + \cdots + \Pi_1^{k-1} - \Pi_1 - \Pi_1^2 - \cdots - \Pi_1^k) \\ &= (I - \Pi_1^k) \end{aligned}$$

이 되고, $k \rightarrow \infty$ 면 $\Pi_1^k \rightarrow 0$ 이므로

$$S(I - \Pi_1) = I$$

또는

$$S = (I - \Pi_1)^{-1}$$

이 되어, 아래와 같이 귀결된다.

$$y_{t+k} = (I - \Pi_1)^{-1} \Pi_2 x$$

$(I - \Pi_1)^{-1} \Pi_2$ 의 원소들이 각 외생변수의 한 단위 변화가 장기적으로 내생변수에 미치는 총 영향을 나타내며, 따라서 각 외생변수의 시간진로가 어떻게 내생변수의 시간진로를 결정하는가를 보여준다.

추정된 모형은 유사비상관모형이므로 우변이 선결변수들로 구성된 유도형 방정식체계를 이미 갖추고 있다. 따라서 다우존스와 나스닥지수의 변화가 종합주가지수와 코스닥지수에 미치는 장기적 여파를 첫 열 기간에 대해 계산하면 표 5.1과 같다. 다우존스지수가 한 포인트 상승하면 종합주가지수는 같은 기간 0.0499포인트 상승하고, 다음 기간에는 0.0379포인트, 또 그 다음에는 0.0287포인트... 식으로 상승세가 지속된다. 동시에 코스닥지수는 첫 기간에 0.0051포인트 상승하고, 다음에는 0.0042포인트, 이어 0.0035포인트...의 상승세가 이어진다. 한편 나스닥지수가 매 포인트씩 변화할 때마다 종합주가지수는 첫 기간에

표 5.1: 미 증시변동 여파의 기간별 분포

| 기간 | X_3 | | X_4 | |
|----|--------|--------|--------|--------|
| | Y_1 | Y_2 | Y_1 | Y_2 |
| 0 | 0.0499 | 0.0051 | 0.0425 | 0.0109 |
| 1 | 0.0379 | 0.0042 | 0.0322 | 0.0091 |
| 2 | 0.0287 | 0.0035 | 0.0245 | 0.0076 |
| 3 | 0.0218 | 0.0029 | 0.0186 | 0.0063 |
| 4 | 0.0165 | 0.0025 | 0.0141 | 0.0053 |
| 5 | 0.0126 | 0.0020 | 0.0107 | 0.0044 |
| 6 | 0.0095 | 0.0017 | 0.0081 | 0.0036 |
| 7 | 0.0072 | 0.0014 | 0.0062 | 0.0030 |
| 8 | 0.0055 | 0.0012 | 0.0047 | 0.0025 |
| 9 | 0.0042 | 0.0010 | 0.0035 | 0.0021 |

0.0425, 다음 기간 0.0322, 이어 0.0245포인트... 식으로, 또 동시에 코스닥지수도 0.0109, 0.0091, 0.0076포인트... 등으로 변동의 여파가 같은 방향으로 이어진다.

현실적으로 외생적변동의 여파는 여러 기간에 걸쳐 지속성이 있으며, 표 5.1은 이러한 사실을 뒷받침해 준다. 미국의 증시변동이 국내 주가에 미치는 영향은 초기에는 유도형으로 추정된 미 증시 변수들의 계수와 동일하나 이후 상승세의 점감효과가 지속되며 시간이 지나면서 서서히 장기균형 상태로 수렴해 가는 것을 알 수 있다. 그 결과 종합주가지수와 코스닥지수는 다우존스지수가 한 포인트씩 상승할수록 첫 열 기간 동안에만 각각 0.1938, 0.0255포인트씩, 그리고 나스닥지수가 한 포인트씩 오를수록 같은 기간동안 각각 0.1651, 0.0548포인트씩 장기적으로 상승효과가 누적된다. 따라서 외생적 변동의 영향을 단순히 모형의 추정계수만으로 해석하면 실제의 상황을 과소평가하게 된다. 한편 다우존스와 나스닥지수의 변동에 따른 종합주가지수와 코스닥지수의 시간진로를 비교하면 연구기간 동안 두 주가지수가 서로 비슷한 장기적 변동구조를 가진 것으로 판명되고 있다. 미국 증시의 변동이 종합주가지수에 미치는 영향은 대체로 다섯 기간이 지나면 33%, 또 열 기간이 지나면 8% 정도 잔존하는 반면 코스닥지수에 미친 영향은 각각 49%, 19% 정도로만 감소하여 코스닥시장의 적응과정이 상대적으로 긴 것으로 나타났다.

3. 결론

현실적으로 외생적 충격의 영향은 그 기간 뿐만 아니라 여러 기간에 걸쳐 지속되면서 동태적 파급효과를 가져오게 된다. 그러나 실제 자료를 적용시킬 수 있는 대부분의 통계모형들은 정태적 성질을 가지고 있어서 현실 상황의 변동이나 전개과정을 분석하기에 제약이 따른다. 따라서 시간이 흐름에 따라 충격의 여파가 조정되어 가는 과정을 묘사하기 어려

을 뿐 아니라 변화의 영향이 얼마나 계속되는가 역시 분석할 수가 없어 추정결과의 신뢰성이 떨어진다. 현실적으로 외생적 변화의 영향은 시간이 지나면서 약화될 것이고, 이는 분석 대상의 성질과 현실에서의 중요도에 따라 회복세에 차이가 날 것이다. 본 연구에서는 일반 선형모형의 정태적 구조에서 동태적 본질을 유도하여 모형의 현실적 활용도를 극대화시키고자 하였다. 따라서 모형의 동적구조를 도출하기 위한 응용으로 미국 증시의 변동에 따른 국내 주식시장의 장기적 변동구조와 동태적 적응과정의 특징을 연립방정식 모형체계를 이용하여 분석해 보았다. 그 결과 미국 증시변동이 국내의 두 주가에 미치는 영향은 지속성을 가지며 서서히 장기균형 수준으로 수렴해 가지만 코스닥시장보다는 거래소시장의 수렴속도가 상대적으로 빠른 것으로 나타났다.

참고문헌

- 김형규 (1991). 주식의 가격결정요인에 관한 실증적 연구, <재무관리연구>, 8, 131-164
- 김용선·차진섭 (1999). 주가와 거시경제변수간의 관계분석, <조사연구자료>, 99-12, 한국은행조사국
- 김종권 (1999). 주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석, <재무관리연구>, 16, 155-170
- 김철교·박정욱·백용호 (1990). 제경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구, <증권학회지>, 12, 347-375
- 김태호·김영권·한정혜 (1998). 모형체계의 안정성 진단, <응용통계연구>, 11, 65-81
- 이환호·윤경석 (2001). 외환위기 이후 외환시장 개입형태 및 효과의 구조적 변화, <경제학연구>, 49, 35-58
- 장병기·최종일 (2000). 주가·기대심리·거시경제변수의 장기균형 관계 : Cointegration을 중심으로, <재무관리연구>, 18, 125-144
- 정기웅 (1991). 거시경제변수와 주가 - 한국 주식시장에서의 실증분석, <재무관리연구>, 8, 111-129
- 정성창 (2000). 우리나라 증권시장과 거시경제변수 : VECM을 중심으로, <재무관리연구>, 17, 137-159
- 지청·조담·양채열 (2001). 우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향, <증권학회지>, 28, 1-19
- Bohrnstedt, G.W. and Goldberger, A.S. (1969). On the exact covariance of products of random variables, *Journal of the American Statistical Association*, 64, 1439-1442
- Chen, N., Roll, R. and Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market, *Journal of Business*, 59, 383-403
- Chopra, Vijay Kumar and Lin, Patricia (1996). Improving financial forecasting : combining data with intuition, *Journal of Portfolio Management*, 22, 97-105
- Chow, Gregory C. (1993). A two-step procedure for estimating linear simultaneous equations with unit roots, *Review of Economics and Statistics*, 75, 107-111
- Dunlevy, James A. (1980). A test of the capacity pressure hypothesis within a simultaneous equation model of export performance, *Review of Economics and Statistics*, 62, 131-135
- Geraci, Vincent J. and Prewo, Wilfried (1982). An empirical demand and supply model of multilateral trade, *Review of Economics and Statistics*, 64, 432-441

- Goldstein, Morris and Kahn, Moshin S. (1978). The supply and demand for exports : a simultaneous approach, *Review of Economics and Statistics*, **60**, 275-286
- Haynes, Stephen E. and Stone, Joe A. (1983). Specification of supply behavior in international trade, *Review of Economics and Statistics*, **65**, 626-632
- Huckfeldt, R. Robert, Kohfeld, C.W. and Likens, Thomas W. (1983). *Dynamic Modeling*, SAGE University Paper 27
- Kmenta, J. and Smith, P.E. (1973). Autonomous expenditures versus money supply : an application of dynamic multipliers, *Review of Economics and Statistics*, **55**, 299-307
- Luenberger, David G. (1979). *Introduction to Dynamic Systems*, John Wiley and Sons
- Mukherjee, Tarun K. and Naka, Atsuyuki (1995). Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market : an application of a vector error correction model, *Journal of Financial Research*, **18**, 223-237
- Nelson, Philip, Siegfried, John and Howell, John (1992). A simultaneous equations model of coffee brand pricing and advertising, *Review of Economics and Statistics*, **74**, 54-63
- Oberhofer, W. and Kmenta, J. (1973). Estimation of standard errors of the characteristic roots of a dynamic econometric model, *Econometrica*, **41**, 171-177
- Pindyck, Robert S. and Rubinfeld, Daniel L. (1998). *Econometric Models and Economic Forecasts*, 4th edition, McGraw-Hill Book co.
- Schmidt, Peter (1974). The algebraic equivalence of the Oberhofer-Kmenta and Theil-Boot formulae for the asymptotic variance of a characteristic root of a dynamic econometric model, *Econometrica*, **42**, 591-592
- Stern, Robert M., Baum, Christopher F. and Greene, Mark N. (1979). Evidence on structural change in the demand for aggregate U.S. imports and exports, *Journal of Political Economy*, **87**, 179-192
- Thurman, Walter N. (1986). Endogeneity testing in a supply and demand framework, *Review of Economics and Statistics*, **68**, 638-646
- Viscusi, W. Kip (1991). Age variations in risk perceptions and smoking decisions, *Review of Economics and Statistics*, **73**, 577-588
- Zegeye, Aklilu A. (1994). Estimating savings and growth functions in developing economies : a simultaneous equations approach, *International Economic Journal*, **8**, 89-105
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias, *Journal of the American Statistical Association*, **57**, 348-368

[2004년 2월 접수, 2004년 11월 채택]

A Study for an Efficient Utilization of the Linear Model

Tae-Ho Kim ¹⁾ Eun Jung Cho ²⁾ Mi Yun Kim ³⁾

ABSTRACT

Most of the statistical models that real data can be applicable are static in nature, and thus it is not possible to analyze the effect of variations in the real world over time. Usual specification of the models does not produce the length and the time path of the effect even if the effect of an exogenous variation continues for periods of time. In this study, deriving the dynamic inherence from the static structure of the linear model for better utilization, we attempt to apply actual data to compare and analyze the long-run effect of variations in the market variables between the related markets by formulating a simultaneous equation system. Accordingly, it is proved to be possible to obtain efficient analytical results and to derive various useful implications.

Keywords: Simultaneous equation, Seemingly unrelated system, Identification, Long-run equilibrium

1) Professor, Dept. of Statistics, Institute for Basic Sciences, Chungbuk National University, 12 Gaesin-dong, Cheongjoo, Chungbuk, 361-763, Korea

E-mail : thkim@chungbuk.ac.kr

2) Graduate Student, Dept. of Statistics, Chungbuk National University, 12 Gaesin-dong, Cheongjoo, Chungbuk, 361-763, Korea

E-mail : mirae80@hanmir.com

3) Graduate Student, Dept. of Business Administration, Seoul National University, San 56-1 Sillim-dong, Seoul, 151-742, Korea

E-mail : vicky722@hanmir.com