

## 코스닥수익률과 경제변수간의 경로구조

조영경

동명정보대학교 사회과학대학  
경영정보학과 조교수  
(ykyo@trmic.tit.ac.kr)

중소 벤처기업의 자금조달창구로서 1997년에 출범된 코스닥(KOSDAQ: Korea Securities Dealers Association Automated Quotation)시장은 출발 초기 IMF상황이라는 충격과 불확실성을 나름대로 소화해 내면서, 급등과 거품해소라는 극단의 과정을 거쳐 오늘에 이르고 있다. 이렇게 길지 않은 코스닥의 7년 역사는 코스닥시장에 관한 연구들이 거래소시장에 비하여 일천할 수밖에 없는 근거를 제공한다. 특히, 거시경제변수들의 코스닥시장에 대한 영향도를 분석한 연구는 그 중요성에도 불구하고 전무한 상태이다. 따라서, 본 논문은 코스닥시장이 출범한 1997년 1월부터 2003년 9월까지를 대상으로 코스닥수익률과 주요경제변수간의 경로구조를 분석하고자 한다. 공변량구조방정식모델(SEM)의 경로구조분석(Path Analysis)을 연구방법으로 하고, 재무경제이론과 국내외 선행연구들을 근거로 하여 선택된 경제변수들(콜금리: CALL, 통화량: M2, 소비자물가지수: CPI, 3년만기회사채수익률: BDR, 원달러환율: DOLR)을 통하여 연구모형을 분석한 결과는 다음과 같았다. 즉, 코스닥시장은 DOLR로부터 직접적인 (-)영향을 받고 있고, 그러한 DOLR는 CALL로부터는 직접적으로, 그리고 BDR, CPI로부터는 M2를 거쳐 간접적인 영향을 받고 있음이 분명하며, 정책금리인 CALL은 모든 중간경제변수들인 M2, DOLR, BDR에 영향력을 행사하고 있음이 검증되었다. SEM의 경로구조분석을 이용한 본 연구의 연구모형은, 경제변수들과 주식시장간 영향경로를 함축하는 모형으로서의 유용성이 검증되었으며, 경로의 내용면에서도 재무경제이론의 관점과 일치하고 있다. 여기서, 종래 그 영향력이 상당하였던 BDR의 주식시장 영향력은 유의적이지 않은 것으로 나타났는데, 이는 아마도 신속성이 강화되고 있는 거시경제환경하에서 先政策金利인 CALL이 BDR의 역할을 대체함에 따라, BDR의 금리대표성 역할이 축소된 때문으로 이해된다. 한편, KOSDAQ(+)과 KOSPI(-)간의 차이점은 이러한 BDR에서 찾을 수 있는데, BDR은 KOSDAQ과는 (+)관계를 보인 반면, KOSPI와는 (-)관계로 나타나고 있다. 이러한 차이는, 통계적으로는 유의적이지 않아 확대해석은 경계해야하겠지만, 상관분석에서도 추가로 확인될 수 있었으며, t-검증을 통해 KOSDAQ과 KOSPI의 움직임이 연구대상기간동안 동일하지 않았다는 점을 근거로 고려할 수 있을 것이다.

### 1. 서론

고부가가치 창출을 목표로 하는 중소 벤처기업의 자금조달창구로서 1997년에 출범된 코스닥(KOSDAQ: Korea Securities Dealers Association Automated Quotation)시장은 출발 초기 IMF상황이라는 충격과 불확실성을 나름대로 소화해 내면서, 급등과 거품해소라는 양극단의 과정을 거쳐 오늘에

이르고 있으며, 21세기 초 선진국 진입이라는 국가적 명제는 고부가가치산업의 정착과 활성화에 주목할 것이며 이의 창출과 원동력은 결국 KOSDAQ 시장에서 찾아질 것으로 판단된다. 그럼에도 불구하고, 고부가가치 핵심시장으로서의 KOSDAQ에 관한 연구들은 주로 IPO초과수익률이나 효율성 문제를 포함한 제도적 연구에 머물러 있는 단계이며, 특히 거시경제변수와 주식시장간 관련성은 KOSPI에만 집중되어 왔다.

따라서, 본 논문은 KOSDAQ시장이 출범한 1997년 1월부터 2003년 9월까지를 대상으로 KOSDAQ에 대한 경제변수의 영향구조를 공변량구조방정식 모델(SEM: Structural Equation Model)의 경로구조분석(Path Analysis)방법론을 처음으로 적용하여 검증하고자 하며, KOSPI시장에 대한 분석도 비교·보완적 관점에서 추가하고자 한다.

SEM을 연구방법론으로 선택한 이유는 먼저, 경로구조모형은 주식시장과 경제변수간의 영향관계를 인과성·상관성·시차성을 종합화하여 검증가능하다는 장점이 있기 때문이다. 즉, 종래의 회귀분석에서는 하나의 회귀식에 영향변수들을 모두 몰아넣음으로써 영향변수와 결과변수간의 관계가 회귀계수에 의한 직접효과만으로 표시하게 되어 두 개 이상의 영향변수가 상관되어 있을 경우 영향변수들의 간접효과 및 제3의 변수효과 등은 배제될 수밖에 없었다. 하지만 경로구조모형은, 영향구조내에 있다고 판단되는 다수의 회귀식들을 동시에 포용하는 동시방정식모델(simultaneous equation model) 특성을 가지고 있기 때문에, 필요한 모든 경로들을 고려대상에 놓고 회귀식들을 하나로 묶음으로써 다중회귀분석과 다변량요인분석을 결합하는 종합적이고도 합리적인 방법론으로 판단되기 때문이다. 또한 SEM의 AMOS프로그램이, 경로구조모형을 행렬이 아닌 시각적 도형으로 나타낼 수 있다는 차별화된 장점도 매력적이라고 할 수 있다.

이러한 경로구조모형은 다음과 같은 가정을 근거로 실행될 수 있다(Pedhazur, 1982, 582).

- 변수들간의 구조관계는 직선적(linear)이며, **합산적(additive)**이다.
- 각각의 잔차는 경로구조 속에서 자신보다 먼저 발생하는 변수들과 상관되어있지 않으며,

이는 잔차 간에도 상관성이 없다.

- 경로구조내의 관계의 방향은 **일방적(one-way)**이다. 이는 경로구조상 반대방향의 흐름은 존재하지 않음을 가정한다. 즉, 두 변수는 동시에 상호간의 설명변수가 되지는 않는다는 것이다.
- 변수의 측정은 **완전(perfect)**하다고 본다. 즉, 이론변수를 측정함에 있어 하나의 변수만 이 사용되므로, 그 이론변수의 측정에 오차가 없음이 가정된다.
- 변수들은 일정한 **간격수준(interval level)**을 가지고 측정된다.

## II. 선행연구와 방법론

### 2.1 선행연구

경제변수와 주식시장간의 관련성에 관한 국외 연구들로는, 먼저 통화정책의 변화가 주가변동에 유의적인 영향을 미친다는 Thorbecke(1977)의 연구와 경제활동은 소비와 투자에 영향을 미치고, 이러한 변화들이 주식가치로 수렴된다는 Fama(1981)의 연구를 출발점으로 하여, 가치할인평가모형을 기초로 주가에 영향을 미치는 경제요인에 대한 식별검증을 통하여 경제변수들과 주식시장간의 체계적 관련성을 밝힌 Chen, Roll and Ross(1986)의 연구가 뒤를 이으면서 이후의 연구들에 영향을 주게 된다. 그리고 VAR모형을 방법론으로 접근한 논문들이 주를 이루는 1990년대는 Defina(1991), Bong Soo, Lee(1992), Campell and Ammer(1993), Jones and Kaul(1996), Chopra and

Lin(1996), Fama and Schwert(1997) 등의 연구가 대표적이다.

다음으로, 국내의 연구들은 1992년 자본시장 개방시점과 맞추어 적극성을 띄게 된다. 즉, 통화량과 금리의 KOSPI와의 상관성을 확인한 (김준일, 1992)의 연구를 시작으로 (이필상·강정수, 1993) 및 (최진연, 1994)으로 연구가 이어졌으며, (채용기, 1995)에서는 1985년부터 1995까지 경제변수 중 중요도가 크다고 판단되는 통화량과 금리, 환율, 물가변수들과 주가지수와의 관련성을 VAR 및 PDL회귀분석을 통하여 검증하였는데 주가수익률 측면에서는 금리와 환율이, 주가변동성 측면에서는 통화량과 환율이 유의적 영향을 미치고 있음을 발견하였으며, 아울러 1992년 자본시장 개방 이후로는 통화량과 물가보다는, 오히려 금리와 환율의 주가영향력이 높아졌음도 밝혀내었다. (김영재, 1996)는 1975년부터 1995년까지를 대장기간으로 하여 경상수지, 회사채수익률, 원달러환율, 원엔화환율과 주가지수와의 상관성, 시차성, 인과성을 VAR 모형을 통하여 규명하고자 하였는데, 1992년 이후 주식시장과 외환시장의 상관성이 높아졌으며, 엔화 환율보다는 오히려 원달러환율의 주식시장 영향력이 증대하고, 1995년 금리자유화가 거의 마무리되면서 주식시장에서 금리의 기능이 강화되고 있음을 연구결과 주장하고 있다. 또한 (김영재, 1996)는 주가수익률 변동에 대한 설명의 대부분이 원달러환율 변동에 기인함도 확인하고 있다. (유태우·박용만, 1997)의 경우는 1980년에서 1996까지의 거시 및 미시경제변수들이 주식수익률에 미치는 영향을 분석하였는데, 금리변수로 선택된 회사채수익률의 주식수익률에 대한 (-)영향력이 일관되게 나타남을 통계적으로 확인하였다. IMF상황 직후인 1998년은 이 분야에 대한 연구물이 없으며, IMF

사태의 충격에서 약간 벗어난 시점인 1999년에는 총 3편의 논문이 발표된다. 먼저 (김중권, 1999)은 Granger-casuality를 사용하여 1990년부터 1998년까지의 이태리, 독일, 프랑스, 호주, 한국 등에서의 월별 산업생산, 통화량, 물가의 3경제변수가 주식수익률에 미치는 영향력을 검증한 논문으로 한국의 경우 산업생산증가율과 통화공급증가율이 주식수익률에 유의적 인과관계를 보이고 있음을 발견하였다. 다음으로 (지호준·김영일, 1999)는 한국의 경우 외환시장변수인 환율과 주식시장변수인 KOSPI간에 유의적 인과성이 존재함을 밝혔는데, 이는 현재의 환율이 미래의 주식수익률을 예측하는데 유용한 지표임을 확인한 것이다. 그리고, VAR 모형과 PDL회귀분석을 이용하여 1992년부터 1998년까지의 거시경제변수와 KOSPI간의 관련성을 분석한 (조영경, 1999)에서는 콜금리, 통화량, 물가지수, 금 및 외환보유고의 4개 경제변수가 KOSPI 수익률에 유의적 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 다음으로 (정성창, 2000)은 VECM을 이용하여 1980년부터 1996년 6월까지의 월별자료를 토대로 KOSPI와 거시경제변수들간의 장기적 균형관계를 검증하였으며 그 결과를 회귀식( $KOSPI = 6.57CALL - 7.17CBY + 7.64CPI + 3.99IP - 0.47OIL - 4.88M2 + 0.55TB + 20.34WS - 15.41WY$ )으로 표현하고 있다. 여기서 경상수지를 제외한 모든 거시경제변수가 KOSPI에 유의적인 영향도를 미치는 것으로 나타나고 있으며, 그 부호도 대부분 재무경제이론적 관점에서 설정된 방향과 일치하고 있다. 그리고, (박재환, 2000)은 금리변수가 주식수익률에 통계적으로 유의적인 (-)영향을 미친다는 (Patelis, 1997)의 연구와 통화정책 변경이 주가 변동에 영향을 미친다는 (Thorbecke, 1997)의 연구를 토대로 우리나라 주식시장에서 금리변수의

주식수익률에 대한 영향도를 검증하고자 하였는데, 검증결과 월별자료에서 3년만기회사채수익률만이 단순회귀와 다중회귀 모두에서 종합주가지수수익률에 유의적인 영향을 미침을 발견하였다. 한편 최근의 연구인 (정성창, Timothy H. Lee, 2002)에서는 VECM과 ANN을 방법론으로 선택하여 경제변수와 주식시장간의 장기적 관계에 대한 설명력을 비교하고 있는데, ANN이 VECM보다 더 우수한 주가 예측모형이지만 입출력층간의 가중치들에 대한 경제적 해석의 곤란성이 한계점으로 지적되고 있다.

## 2.2 연구방법

이상과 같은 선행연구들의 연구방법을 요약해 보면, 주로 다중회귀분석 및 경제변수간 내생성(endogeneity)을 모형화하는데 적합한 VAR모형을 사용하였으며, 설명변수의 확대와 다중공선성(multicollinearity)문제의 해결에 적합한 PDL회귀분석도 이용되었다. 또한 시계열변수들간의 장기 균형관계와 단기동적관계를 검증할 수 있는 VECM과 ANN도 다루어지고 있어 방법론에 있어서의 다양화와 진전이 이루어지고 있다. 여기에 더하여, 본 논문은 경제변수와 주식시장간의 인과성·상관성·시차성들을 종합화하여 검증할 수 있고, 특히 경로를 시각화할 수 있는 공변량구조방정식(SEM: Structural Equation Modeling)모델인 경로구조모형을 방법론으로 선택하고자 한다.

**경로분석(path analysis)**은 주어진 예측변수들의 결과변수에 대한 다양한 효과를 분석할 수 있는 방법으로서 유용하다(Pedhazur, 1982; Wright, 1934). 즉, 종래의 회귀분석에서는 하나의 회귀식에 예측변수들을 모두 몰아넣음으로써 예측변수와 결과변수와의 관계를 회귀계수에 의한 직접효과만

으로 표시하게 되어, 두 개 이상의 예측변수가 상관되어 있을 경우 예측변수들의 간접효과 및 제3의 변수효과 등은 반영할 수 없었다. 따라서 이러한 회귀분석의 한계는 동일한 자료에 경로분석을 사용함으로써 극복될 수 있다는 것이다. 즉, 경로분석을 회귀식들의 한 묶음(system)으로 보는 것이다. 따라서 회귀분석과 다변량요인분석이 결합되어 그 자체로서 요인분석과 다중회귀분석을 동시에 수행할 수 있는 장점을 가진 SEM의 한 부분이며, 또한 이를 가장 잘 대표해주는 모형이 경로분석모형인 것이다(허준·최인규, 2000). 이러한 구조방정식모형에 대한 모수 추정 및 해를 구하기 위해서는 복잡한 수치적 연산과정을 거쳐야만 하는데, 이를 위해 개발된 프로그램들로서는 LISREL(1973), RAM(1984), CALIS(1992), RAMONA(1994), AMOS(1997) 등이 있다. 특히 AMOS는 LISREL과는 달리 경로모형을 행렬이 아닌 도형으로 나타낼 수 있는 시각적 장점을 가지고 있다. 경로분석에서는 이론적으로 필요한 모든 경로들을 고려대상에 넣고 있으며, 하나하나의 경로들은 조그만 이론적 가설들을 나타내고, 이러한 작은 가설들의 집합체인 경로구조는 경험적으로 관측된 자료에 의해 그 타당성이 검증되는 것이다. 경로구조에서 경로계수는 0이 아니라는 것과, 그 방향이 양(+ )인지, 음(-)인지가 해석의 초점이 된다. 그러나 계수의 크기에 큰 의미는 부여하지 않는다. 경로모형에서 흐름상 맨 처음에 있는 변수들은 항상 다른 변수들의 설명변수가 되고, 마지막 변수는 결과변수가 된다. 그러나 중간에 위치하는 변수는 설명변수와 중간 결과변수로서의 역할을 겸하는 것이 일반적이다. 따라서 순전히 설명변수로서의 역할만 하는, 즉 도형에서 맨 앞에 혼자, 또는 맨 앞에서 서로 상관되어 있는 변수들은 경로구조내의 어떤 변수에

의해서도 설명되지 않음을 전제로 하므로, 독립변수 혹은 외생변수가 되며, 그 이외의 변수들은 결과변수, 또는 내생변수라고 불리어진다.

경로분석에서 변수들의 모델에 대한 적합도(goodness of fit)는, '변수들간의 상관을 근사하게 재산출(reproduction) 또는 개략(approximation)하는 정도'(Pedhazur, 1982, 616)로서 측정된다. 즉, 재산출된 상관계수들과 원래의 상관계수들간의 상이함이 작을수록 그 경로모형은 주어진 상관계수자료에 잘 부합한다고 말한다. 즉, 이럴 경우의 경로모형은 '현실자료를 잘 설명한다.', '자료에 의해 잘 뒷받침된다.'라고 해석되는 것이다.

따라서 재산출된 상관계수들과 원래의 수준상관계수들이 완벽하게 일치하면 모델이 자료에 완벽하게 맞다고 볼 수 있다. 그러나 이러한 경우는 모형이 전혀 간명하지(parsimonious)못한 경우이다. 즉, 모형을 너무 자료에 맞추다보면 정보의 효율적 전달의 명제인 간명함(parsimony)을 상실하게 된다. 따라서 모형의 자료에 대한 적합도와 모형 자체의 간명도는 상호 상치관계에 있어, 적합도를 높이고자하면 간명함이 상실되고, 간명함을 높이고자하면 적합도가 떨어진다. 다시 말하면 모형이 자료에 완벽하게 적합하는 경우가 포화모형(saturated model)인데, 이는 간명함은 전혀 없다는 의미이다.

여기서 중요한 것은, 경로모형에 간명함이 있을 경우, 자료에 완벽한 적합을 하지 못한다는 것이다. 이러한 경우 미흡한 적합도의 수준이 어느 정도인지, 즉 수용할 만한 수준인지를 알아보기 위하여  $\chi^2$ 테스트를 이용하며, 수용할만한 적합도의 범주 내에 든다면, 그 상태에서 경로모형을 해석하면 무리가 없다.

따라서 경로모형의 간명도가 높음은 곧 그 모형이 자료에 비추어 기각되기 쉬워짐을 의미하지만,

그럼에도 불구하고 적합도 검증에서 살아남은 모형은 이론개발에 매우 유용한 모형이 된다(Mulaik, James, Alstine, Bennett, Lind, & Stilwell, 1985). 다시 말하면 연구자는 포화된 모형을 원하는 것이 아니라, 주어진 이론변수들을 가지고 가급적 소수의 특징변수들만으로 표시되는 간명한 모형을 통하여 현상을 설명할 수 있기를 바란다는 것이다. 그러나 사회과학연구에서는 포화된 모형들이 자주 보여지며, 어떤 경우에서건 이론모형이 포화되었을 경우에는 모형검증에 의해 이론구조가 아닌 측정구조를 검증하고 있음을 인지해야만 한다.

간명모형의 자료적합도 검증의 논리는 다음과 같다. 간명모형은 포화모형과는 달리 경험적 상관자료를 완벽하게 재산출하지는 않는다. 즉, 재산출 상관자료와 최초상관자료들 사이에는 차이가 있는데, 이 차이의 정도에 대한 크기를 검증하는 것이 모형의 적합도에 대한 유의도검증이며, 전반적 적합도(overall fit measure)를 정의하는 기초가 된다.

통계적으로 적합도를 나타내는 지수에는 여러 가지가 있다. 먼저 절대적합도지수, AFM(absolute fit measure)은,  $\chi^2$ 를 자유도(df)로 나눈  $Q(= \frac{\chi^2}{df})$  값을 주로 사용하는데, 일반적으로 적절한 최대값은 '2'로 한다(Cudeck & Browne, 1983). 또한 기초부합지수인 GFI(goodness of fit index)도 적합도에 사용되는 지수로 0과 1 사이에 존재하며, 0.9이상이면 적합정도가 좋은 것으로 간주된다. 그리고 원소 간 평균차이를 의미하는 RMR(root mean square residual)은 적합 잔차의 제공들의 평균에 제공근을 취한 것으로 0에 가까우면 양호한 것으로 본다(Joreskog & Sorbom, 1984). 다음으로 수정적합도지수인 AGFI(adjusted GFI)는 GFI를 자유도에 의하여 수정한 것으로 변수를 추가하면 계속 증가하는 성질을 가지고 있지만

GFI가 줄어드는 자유도에 비하여 상대적으로 큰 경우에는 증가하고 그 반대인 경우에는 감소한다. 따라서 변수를 추가하거나 축소하여 모형을 수정하는 경우 수정모형들을 비교할 때 유용하게 사용할 수 있다. 마지막으로 간명도부합지수인 PGFI (parsimony GFI)는 변수의 수를  $k$ 라고 할 때,  $PGFI=(2d/k(k+1))GFI$ 와 같이 계산되며, 0.5 정도이면 적합정도가 양호한 것으로 간주한다(Mulaik, James, Alstine, Bennett, Lind, & Stilwell, 1985, 430-445).

### III. 연구모형과 자료

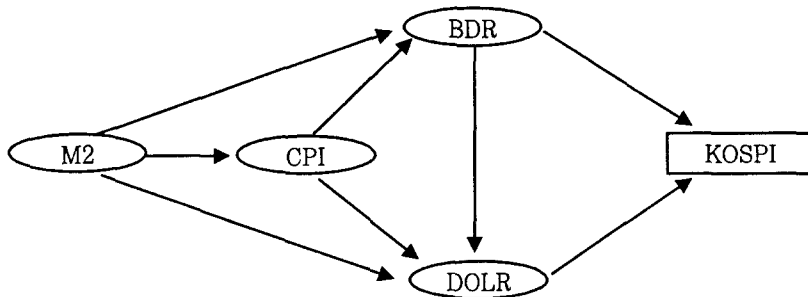
#### 3.1 연구모형

경제상황의 변화는 기업들의 기대현금흐름과 위

험조정할인율에 영향을 미쳐 주가의 변화를 가져온다는 것은 재무분야의 기본적인 가치평가모형이다 (Chen, Roll and Ross, 1986). 그러므로 선행 연구들에서, KOSPI에 대한 유의적 영향도가 반복적으로 검증된 4개의 경제변수들인 통화량(M2), 3년만기회사채수익률(BDR), 소비자물가지수(CPI), 원달러환율(DOLR)의 주식시장 영향력을 종합하면서 재무경제이론<sup>1)</sup>에 근거하여 경로구조의 틀을 만들어 보면, <그림 1>의 '경로구조 I'을 얻을 수 있다. 즉, 통화량은 물가에 직접적인 영향을 미치고, 간접적으로는 금리(3년만기회사채수익률)와 달러환율에도 영향을 준다. 그리고 통화량으로부터 직접 영향을 받는 물가는 금리와 달러환율에 영향을 주고, KOSPI는 이러한 금리와 달러환율로부터 영향을 받는다.

한편, IMF상황 이후의 최근 연구들인 조영경 (1999), 정성창(2000)의 논문에서는 콜금리<sup>2)</sup>가 KOSPI에 대한 새로운 영향변수로 부상하였음을

<그림 1> 경로구조 I



- 1) Giddy(1994)에 의하면, 국제금융시장에서 '양국 수요초과 통화공급비율(=통화량)'은 양국 인플레이션의 상대적비율(=물가)에 영향을 미치고, 그러한 물가는 '양국이자율의 상대적 차이(=금리)'와 '양국 통화가치의 상대적인 비율(=환율)'에 영향을 미친다고 정리하고 있다.
- 2) 미국의 경우 콜금리를 경기회복을 위한 先通貨政策變數로 선택하고 있으며, 2001년 들어서면서는 경기의 신속한 회복을 위해 같은 해 1월 6%이던 콜금리를 12차례나 인하시켜 현재 1.50%선에서 유지시키고 있다. 우리 나라의 경우도 신속하고도 간명한 경제정책 효과를 기대하기 위해 콜금리를 통화정책변수로 적극 활용하고 있다. 이는 통화량이라는 정책변수는 국제화와 다양화가 확대되면서 이미 그 범위가 넓어져 신속성과 간명성에서 금리변수에 뒤떨어지기 때문으로 해석된다.

확인해 주고 있는데, 이러한 콜금리를 추가 하여 경로구조를 그린다면, <그림 2>와 같은 '경로구조 II'가 될 것으로 판단된다.

'경로구조 II'의 특징은, 콜금리를 독립적 외생변수로 선택하였다는 점이다. 우리나라의 경우도 IMF 상황 이후 급변하는 경제환경에의 대응신속성을 확보하기 위하여 금융정책변수를 통화량에서 금리로 전환시켜 속도와 효율을 높이고 있는데, 금리 중에서도 시장에서의 수요·공급에 의해 점진적으로 수렴되는 3년만기회사채수익률보다는 오히려 정부의 정책의지에 의해 곧바로 실행에 옮길 수 있는 콜금리를 先政策變數로 채택하고 있다. 따라서 '경로구조 II'는 '경로구조 I'에 출발변수로서의 콜금리를 추가하면서, 3년만기회사채수익률과 환율에 대한 통화량(M2)의 영향력을 콜금리가 대체 받는 형태가 된다. 여기서 <그림 2>의 '경로구조 II'를 본 연구의 '연구모형'으로 하며, 다음과 같은 구조방정식으로 표현된다(β는 경로회귀계수임).

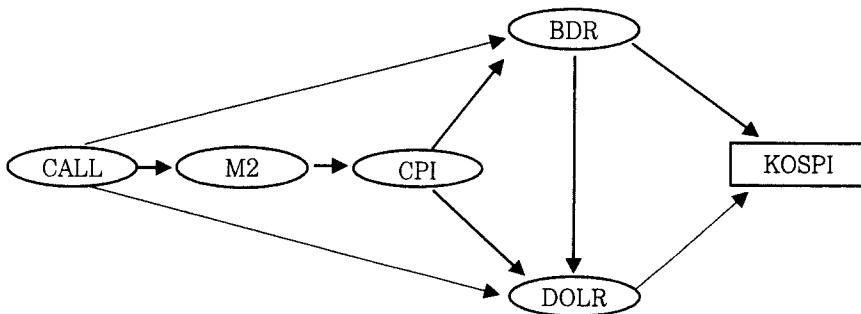
$$\begin{aligned} (\text{연구모형}) \quad KOSDAQ &= \beta_1 bdr + \beta_2 dolr \\ BDR &= \beta_3 call + \beta_4 cpi \\ DOLR &= \beta_5 bdr + \beta_6 cpi + \beta_7 call \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} CPI &= \beta_8 m2 \\ M2 &= \beta_9 call \end{aligned}$$

일반적으로 구조방정식모형의 분석에는 관찰변수와 잠재변수가 모두 사용된다. 여기서 관찰변수(observed variable)란 정의가 명확하게 내려져 측정이나 관찰이 가능한 소득, 주가, 환율, 속도, 금리 등과 같은 변수를 의미하며, 잠재변수(latent variable)는 자존심, 정체성, 보수성 등과 같이 추상성과 심리적 측면의 직접 측정이나 관찰이 불가능하여 요인분석을 통한 설명항목 압축과정이 필요한 변수를 뜻한다. 이러한 관점에서 구조방정식모형은, 잠재변수가 없는 구조방정식모형과 잠재변수가 있는 구조방정식모형으로 구분될 수 있는데, 특히 잠재변수가 없는 구조방정식모형을 '경로구조모형'이라고 한다.<sup>3)</sup> 따라서 관찰변수만을 주로 사용하는 경로구조모형은 재무부문의 검증에 효과적인 것이다.

본 논문에서는 비교를 위하여 거래소시장과 코스닥시장에 대하여, 먼저 경제변수들의 동태적인 상호관계분석에 적합한 VAR검증을 실시한 후, SEM을 통하여 경로구조를 분석함으로써 연구의 신뢰도를 높이고자 한다.

<그림 2> 경로구조 II



3) 김기영·강현철(2001), 구조방정식모형의 분석, 자유아카데미, 참조.

### 3.2 변수 자료

경제변수는 일반적으로 정보변수, 민간부문변수, 정책변수의 3가지로 분류된다. 정보변수는 환율과 같이 매수·매도자가 제시한 가격에 따라 순차적으로 거래가 체결되는 경매특성을 가진 시장 변수이며, 민간부문변수는 물가 등과 같이 재화시장에서 다른 경제변수들의 변화에 시차를 두고서 반응하는 특성을 가지는 변수이다. 그리고 정책변수는 콜금리와 같이 정책당국에 의해 독립적으로 결정되는 변수를 의미한다. 물론 정책변수는 경제상황을 감안하여 의사결정이 이루어지지만 거시경제의 바람직한 방향을 확보하기 위한 독립성이 더 강조되면서 선진국을 비롯한 각국에서 거시경제의 흐름을 가장 신속하게 변화시킬 수 있는 출발변수로 선택되는 경향이 높아져 왔다.

분석자료는 코스닥시장이 출발한 1997년 1월부터 2003년 9월까지의 월평균 시장지수(KOSDAQ과 KOSPI) 및 콜금리, 통화량, 3년만기회사채수익률, 소비자물가지수, 원달러환율의 6개 경제변수 데이터를 사용하며, 이들 경제변수와 주식시장간의 일반적인 관계를 정리하면 다음과 같다.

먼저, 통화량( $M_2$ )의 경우는, 투자자들은 일반적으로 주식, 채권, 현금, 부동산 등 각종 자산의 포트폴리오를 구성하여 이들 간의 균형을 유지한다. 그러나 통화량의 증가로 현금이 증가하면 투자자는 자산포트폴리오를 재구성하려 하는데, 이 때 자산배분균형점의 모색과정에서 주식수요의 증가로 주가가 상승하게 된다. 또한 통화량이 증가하면 시중금리가 하락하여 채권에 투자했던 사람들은 상대적으로 기대수익률이 높아진 주식시장으로 투자비중을 확대하게 되므로 주가를 상승시키게 된다. 중·장기적으로는 낮아진 금리가 기업의 투자확대로 이

어져 기업이윤이 증대되어 주가가 상승한다.

물가(소비자물가지수: CPI)의 경우는 물가가 상승하는 경우(인플레이션)에는 기업의 제품원가가 상승하여 투자가 위축되고, 정부는 물가를 안정시키기 위한 금융긴축정책을 확대하기 때문에 기업의 수익력과 투자가 모두 줄게 되어 주가는 하락하게 된다. 또한, 물가가 오를 경우 금융자산 보다는 실물자산 쪽으로 투자선호가 바뀔으로써 주가는 하락한다는 것이 일반적 견해이다.

다음으로 금리(3년만기회사채수익률: BDR)는, 전통적인 주식평가이론에 의하면 주가는 '주식소유함으로써 얻을 수 있는 미래이익을 현재의 이자율로 할인 한 값'이라고 한다면, 금리와 주가는 역의 관계로 본다. 즉, 금리가 낮을수록 주가의 현재가치는 커지기 때문에 주가는 상승한다. 한편, 금리는 기업투자에 절대적인 영향을 미친다. 금리가 낮아지면 기업의 투자는 확대될 것이고, 반대로 금리가 높아지면 투자는 축소된다. 따라서 금리의 하락은 주가를 상승시키고, 상승은 주가를 하락시킨다.

환율(원달러환율: DOLR)의 경우는, 환율상승은 장기적으로는 기업의 수출경쟁력을 향상시켜 주가를 높이지만 단기적(상승초기)으로는 무역수지의 악화로 오히려 주가가 하락할 수도 있다. 반대로 환율하락은 수출비중이 높은 기업의 수출경쟁력을 저하시켜 기업수익이 축소되어 주가하락으로 이어지는 것이 일반적이다. 그러나 환율과 무역수지간의 'J커브 효과'에 의해 장·단기간 효과가 서로 상이하게 나타나기도 한다. 그리고, 외국인투자자들은 국내 주가변화와 함께 환율변화에도 민감하다. 환율인하는 단기적으로는 환차익을 위한 해외자금 유입을 초래하여 주가를 상승시키지만, 반대로 환율이 올라가면 외국인자금의 유출로 주가는 하락한다.

## IV. 실증 분석

### 4.1 시계열변수의 안정성검증

시계열변수의 검증은, 먼저 단위근검증을 통하여 모든 시계열자료들이 안정적인가를 검토할 필요가 있다. 왜냐하면 만약 시계열자료가 불안정적일 경우 서로 상관성이 없는 변수들이 회귀분석에서 관련이 있는 것처럼 나타날 수 있기 때문이다. 따라서 단위근검증 결과 불안정시계열로 판정되는 변수들은 안정적인 시계열로 변환한 뒤(혹은 추세를 제거한다고도 함), 분석을 진행해야만 한다. 추세제거 방법으로는 수준변수를 차분하는 것이 대표적이다.

단위근검증은 ADF(Augmented Dickey-Fuller test)를 사용한다. ADF검증법은 다음과 같은 등식에서,

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \epsilon_t$$

( $y_t$  = t시점의 각 변수값,  $\mu, \rho$  = 계수값,  $\epsilon$  = 오차항)

모든 시계열자료에 단위근이 존재한다는 귀무가설인  $H_0 : \rho = 0$ 가 기각된다면, 시계열자료는 안정

적이라 할 수 있으므로 자료를 바로 적용하여 VAR모형을 분석할 수 있다. 그러나 귀무가설이 기각되지 않는다면, 단위근이 존재한다는 것이고 이러한 경우에는 차분을 통하여 시계열을 안정화 시킨 후 검증절차를 진행해야만 한다. 본 연구에서는 4개월(1분기) 시차를 이용하여 ADF검증을 실시하였으며, 그 결과는 <표 1>과 같다.

먼저, 수준변수에 대한 ADF검증에서는, 소비자물가지수(CPI)만이 10%수준에서 유의적인 것으로 나타났으며, 나머지 수준변수들은 모두 단위근을 가지는 것으로 검증되었다. 따라서 KOSPI, KOSDAQ, M2, CPI는 자연대수차분<sup>4)</sup>하고, CALL, BDR, DOLR은 1차 차분한 뒤, 다시 ADF검증을 실시한 결과 모든 변수들이 1% 유의수준으로 안정화되었음을 알 수 있다.

### 4.2 VAR분석

이렇게 차분을 통하여 시계열이 안정화된 변수를 이용하여 VAR분석을 실시한 결과는 <표 2>와 같다. VAR모형은 시차를 인식하여 경제변수와 주식시장 간 영향관계를 밝혀주는데 유용한 검증방법이다.

<표 1> ADF 단위근검증(수준변수와 차분변수)

	CALL	M2	CPI	BDR	DOLR	KOSPI	KOSDAQ
수준변수	-2.879072	-1.857364	-3.241457*	-3.108508	-2.787822	-2.486675	-2.557148
차분변수	-5.101038***	-4.960435***	-5.721147***	-7.498513***	-6.911613***	-5.888159***	-6.063478***

\*\*\* 1%, \* 10% 유의수준임

4) 이를테면, 수준변수가 CPI인 경우 자연대수차분하면 CPI인플레이션율이 되고, KOSPI인 경우에는 주가지수수익률이 된다.

〈표 2〉 VAR모형 추정결과 ( )는 표준오차 [ ]는 t-값

	CALL	M2	CPI	BDR	DOLR	KOSPI	KOSDAQ
CALL (-1)	0.345242	0.183402	0.031815	-0.121109	-12.09725	-2.786328	-0.118046
	(0.36023)	(0.18105)	(0.14509)	(0.39234)	(15.6959)	(2.17878)	(3.36656)
	[ 0.95840]	[ 1.01297]	[ 0.21928]	[-0.30869]	[-0.77073]	[-1.27885]	[-0.03506]
CALL (-2)	0.567102	-0.261066	0.001168	1.124166	40.96308	-1.980435	-1.523549
	(0.36906)	(0.18549)	(0.14864)	(0.40195)	(16.0806)	(2.23218)	(3.44907)
	[ 1.53663]	[-1.40743]	[ 0.00786]	[ 2.79675]	[ 2.54737]	[-0.88722]	[-0.44173]
CALL (-3)	0.019945	-0.138486	0.069064	0.000530	3.792223	-2.031034	-3.800548
	(0.37046)	(0.18620)	(0.14921)	(0.40348)	(16.1417)	(2.24066)	(3.46217)
	[ 0.05384]	[-0.74377]	[ 0.46287]	[ 0.00131]	[ 0.23493]	[-0.90644]	[-1.09773]
CALL (-4)	0.188177	0.238916	0.176799	0.386678	17.10054	-5.661301	-2.299031
	(0.25857)	(0.12996)	(0.10414)	(0.28162)	(11.2665)	(1.56392)	(2.41651)
	[ 0.72776]	[ 1.83838]	[ 1.69765]	[ 1.37305]	[ 1.51783]	[-3.61994]	[-0.95139]
M2 (-1)	-0.037035	0.497410	0.214091	0.050549	13.81223	-4.950144	-6.968447
	(0.29860)	(0.15008)	(0.12027)	(0.32521)	(13.0105)	(1.80602)	(2.79059)
	[-0.12403]	[ 3.31434]	[ 1.78016]	[ 0.15543]	[ 1.06162]	[-2.74091]	[-2.49712]
M2 (-2)	-0.420771	0.264436	-0.096007	-0.526138	-27.06947	0.777307	1.225151
	(0.29681)	(0.14918)	(0.11954)	(0.32327)	(12.9326)	(1.79520)	(2.77387)
	[-1.41766]	[ 1.77261]	[-0.80311]	[-1.62757]	[-2.09312]	[ 0.43299]	[ 0.44168]
M2 (-3)	0.600986	-0.037127	-0.001065	0.684932	21.89923	-0.144426	2.644997
	(0.31486)	(0.15825)	(0.12682)	(0.34293)	(13.7192)	(1.90439)	(2.94258)
	[ 1.90874]	[-0.23461]	[-0.00840]	[ 1.99731]	[ 1.59625]	[-0.07584]	[ 0.89887]
M2 (-4)	-0.267868	0.142652	0.020561	-0.210241	1.742814	1.026926	-0.171389
	(0.26416)	(0.13277)	(0.10640)	(0.28771)	(11.5102)	(1.59776)	(2.46880)
	[-1.01402]	[ 1.07441]	[ 0.19325]	[-0.73073]	[ 0.15141]	[ 0.64273]	[-0.06942]
CPI (-1)	-0.386036	-0.184427	-0.022115	-0.614600	-20.61974	-3.797315	-3.424540
	(0.43926)	(0.22078)	(0.17692)	(0.47841)	(19.1394)	(2.65679)	(4.10516)
	[-0.87884]	[-0.83536]	[-0.12500]	[-1.28466]	[-1.07734]	[-1.42929]	[-0.83420]
CPI (-2)	-0.463891	0.178170	-0.292642	-0.668860	-35.51326	-5.500857	-3.470520
	(0.44959)	(0.22597)	(0.18108)	(0.48967)	(19.5895)	(2.71927)	(4.20170)
	[-1.03181]	[ 0.78848]	[-1.61610]	[-1.36595]	[-1.81287]	[-2.02292]	[-0.82598]

〈표 2〉 VAR모형 추정결과(계속)

	CALL	M2	CPI	BDR	DOLR	KOSPI	KOSDAQ
CPI (-3)	-0.351556	0.007383	-0.378849	-0.498239	-37.10920	8.452394	4.348371
	(0.46928)	(0.23587)	(0.18901)	(0.51111)	(20.4476)	(2.83838)	(4.38575)
	[-0.74914]	[ 0.03130]	[-2.00438]	[-0.97481]	[-1.81484]	[ 2.97789]	[ 0.99148]
CPI (-4)	0.165014	-0.019642	-0.254200	0.055147	-16.94112	2.186677	6.352072
	(0.44002)	(0.22116)	(0.17723)	(0.47925)	(19.1728)	(2.66142)	(4.11231)
	[ 0.37501]	[-0.08881]	[-1.43432]	[ 0.11507]	[-0.88360]	[ 0.82162]	[ 1.54465]
BDR (-1)	0.051006	-0.367989	-0.053290	-0.276127	3.639007	1.508533	-3.600594
	(0.379750)	(0.19087)	(0.15295)	(0.41360)	(16.5465)	(2.29685)	(3.54900)
	[0.13431]	[-1.92800]	[-0.34841]	[-0.66762]	[ 0.21993]	[ 0.65678]	[-1.01454]
BDR (-2)	-0.715853	0.312153	0.116784	-0.990543	-28.11683	-0.333843	-3.436027
	(0.37475)	(0.18836)	(0.15094)	(0.40816)	(16.3289)	(2.26665)	(3.50233)
	[-1.91019]	[ 1.65725]	[ 0.77372]	[-2.42684]	[-1.72191]	[-0.14728]	[-0.98107]
BDR (-3)	-0.434931	0.331192	-0.161806	-0.696319	-37.14947	2.295100	6.007459
	(0.37222)	(0.18708)	(0.14992)	(0.40540)	(16.2185)	(2.25132)	(3.47865)
	[-1.16848]	[ 1.77031]	[-1.07929]	[-1.71760]	[-2.29056]	[ 1.01944]	[ 1.72695]
BDR (-4)	-0.032570	-0.109279	-0.087247	-0.002952	-10.15182	5.319024	3.400911
	(0.32229)	(0.16198)	(0.12981)	(0.35102)	(14.0427)	(1.94930)	(3.01198)
	[-0.10106]	[-0.67462]	[-0.67213]	[-0.00841]	[-0.72292]	[ 2.72868]	[ 1.12913]
DOLR (-1)	0.009525	0.006904	0.004304	0.012975	0.649576	0.116699	0.153766
	(0.00720)	(0.00362)	(0.00290)	(0.00784)	(0.31358)	(0.04353)	(0.06726)
	[1.32345]	[ 1.90861]	[ 1.48483]	[ 1.65531]	[ 2.07149]	[ 2.68097]	[ 2.28620]
DOLR (-2)	-0.003046	-0.008252	-0.003249	-0.004293	-0.315286	0.145590	0.134673
	(0.00833)	(0.00419)	(0.00336)	(0.00907)	(0.36302)	(0.05039)	(0.07786)
	[-0.36559]	[-1.97057]	[-0.96820]	[-0.47316]	[-0.86851]	[ 2.88919]	[ 1.72963]
DOLR (-3)	0.015342	0.002038	0.006886	0.015573	0.892109	-0.062400	-0.082888
	(0.00802)	(0.00403)	(0.00323)	(0.00874)	(0.34947)	(0.04851)	(0.07496)
	[1.91284]	[ 0.50566]	[ 2.13153]	[ 1.78270]	[ 2.55273]	[-1.28631]	[-1.10580]
DOLR (-4)	-0.011871	-0.003685	-0.000400	-0.010109	-0.299932	0.012098	0.014814
	(0.00710)	(0.00357)	(0.00286)	(0.00773)	(0.30917)	(0.04292)	(0.06631)
	[-1.67304]	[-1.03326]	[-0.14010]	[-1.30808]	[-0.97011]	[ 0.28189]	[ 0.22340]

〈표 2〉 VAR모형 추정결과(계속)

	CALL	M2	CPI	BDR	DOLR	KOSPI	KOSDAQ
KOSPI (-1)	-0.041196]	-0.000953	-0.000411	-0.062514	-2.707122	0.353785	0.054104
	(0.03200)	(0.01608)	(0.01289)	(0.03485)	(1.39428)	(0.19354)	(0.29906)
	[-1.28739]	[-0.05925]	[-0.03192]	[-1.79371]	[-1.94159]	[ 1.82794]	[ 0.18092]
KOSPI (-2)	-0.021277	0.002296	-0.005308	-0.034824	-2.919763	0.512012	0.480941
	(0.03317)	(0.01667)	(0.01336)	(0.03612)	(1.44510)	(0.20060)	(0.30996)
	[-0.64155]	[ 0.13773]	[-0.39733]	[-0.96407]	[-2.02045]	[ 2.55243]	[ 1.55164]
KOSPI (-3)	0.015698	0.025063	-0.008163	-0.015811	-1.151161	0.343617	0.449807
	(0.03265)	(0.01641)	(0.01315)	(0.03556)	(1.42272)	(0.19749)	(0.30516)
	[0.48078]	[ 1.52717]	[-0.62072]	[-0.44460]	[-0.80913]	[ 1.73991]	[ 1.47403]
KOSPI (-4)	0.011542	-0.022265	-0.001278	0.025264	0.697337	0.363242	0.327751
	(0.03277)	(0.01647)	(0.01320)	(0.03569)	(1.42790)	(0.19821)	(0.30627)
	[0.35219]	[-1.35180]	[-0.09686]	[ 0.70784]	[ 0.48837]	[ 1.83262]	[ 1.07015]
KOSDAQ (-1)	0.019252	0.007369	0.000513	0.040663	1.171302	-0.113333	0.220569
	(0.02026)	(0.01018)	(0.00816)	(0.02207)	(0.88283)	(0.12255)	(0.18936)
	[0.95017]	[ 0.72363]	[ 0.06282]	[ 1.84266]	[ 1.32675]	[-0.92481]	[ 1.16484]
KOSDAQ (-2)	0.008755	-0.009850	-0.003742	0.027233	1.326180	-0.276171	-0.197054
	(0.02158)	(0.01085)	(0.00869)	(0.02350)	(0.94028)	(0.13052)	(0.20168)
	[0.40571]	[-0.90819]	[-0.43047]	[ 1.15867]	[ 1.41041]	[-2.11589]	[-0.97707]
KOSDAQ (-3)	0.005333	-0.002378	0.009613	0.026306	1.053794	-0.155393	-0.021880
	(0.02350)	(0.01181)	(0.00946)	(0.02559)	(1.02386)	(0.14212)	(0.21960)
	[0.22697]	[-0.20138]	[ 1.01569]	[ 1.02787]	[ 1.02924]	[-1.09336]	[-0.09963]
KOSDAQ (-4)	0.003349	0.002109	-0.000572	0.001905	-0.418957	-0.164634	-0.125315
	(0.02270)	(0.01141)	(0.00914)	(0.02472)	(0.98912)	(0.13730)	(0.21215)
	[0.14754]	[ 0.18485]	[-0.06260]	[ 0.07706]	[-0.42356]	[-1.19906]	[-0.59068]
C	0.322563	0.128433	0.428375	0.438292	24.81052	0.175501	-1.259995
	(0.33598)	(0.16886)	(0.13532)	(0.36593)	(14.6392)	(2.03210)	(3.13992)
	[0.96008]	[ 0.76057]	[ 3.16565]	[ 1.19776]	[ 1.69480]	[ 0.08636]	[-0.40128]

VAR분석에서 시차(time lag)는, 예전에 주로 1년 단위로 공시되던 재무자료가 인터넷의 발달에 힘입어 분기별로 공시됨에 따라 4개월 시차<sup>5)</sup>로 분석한 5%수준에서 변수들 간 유의적인 영향관계를 정리하면 <표 3>과 같다.

<표 3>에서, 콜금리(CALL)는 어떤 변수로부터도 영향을 받지 않으면서, 3년만기회사채수익률(BDR)과 원달러환율(DOLR)에는 2개월의 시차를 두고 (+)방향으로, 그리고 KOSPI에는 4개월 시차를 통하여 (-)영향을 주는 것으로 나타나고 있어, 독립의생변수로서의 정당성이 확보되고 있음을 알 수 있다. 그리고 통화량인 M2는 유의적으로 영향을 받는 변수는 없지만 BDR, DOLR, KOSPI, KOSDAQ에 광범위하게 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 CPI는 DOLR로부터, 그리고 BDR은 CALL과 M2로부터 영향을 받고 있으며, DOLR는 CALL, M2, BDR, KOSPI로부터 2, 3개월의 시차를 두고 영향을 받고 있다. 마지막으로 KOSPI는 CALL, M2, CPI, BDR, DOLR로부터, 그리고 KOSDAQ의 경우는 M2와 DOLR로부터 영향을 받고 있음을 알 수 있다.

이러한 영향관계를 KOSPI와 KOSDAQ관점에서 비교하면 다음과 같다. 즉, CALL금리가 변동

되면 4개월이 지난 후에야 KOSPI에 직접적인 영향을 주지만, DOLR의 경우는 1,2개월이라는 짧은 시차를 두고 KOSPI와 KOSDAQ에 영향을 미치는 것으로 추정된다. 그리고 M2로부터 영향을 받는 BDR은 KOSPI에는 4개월 시차를 두고 영향을 미치고 있으며, M2는 간접적으로는 BDR과 DOLR을 거쳐 2, 3개월 정도, 그리고 직접적으로는 1개월의 시차를 두고 KOSPI와 KOSDAQ에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 결론적으로는 연구모형의 모든 경제변수들이 직접, 또는 간접적으로 KOSPI와 KOSDAQ에 영향을 주고 있으며, KOSDAQ에 비해 KOSPI에 대한 영향정도가 상대적으로 높고 광역함을 알 수 있다.

한편, 이러한 VAR분석결과를 본 연구의 연구모형인 <그림 2>의 '경로구조 II'와 연결해 본다면 이렇게 정리할 수 있을 것이다. 즉, CALL은 독립의생변수로서의 타당성이 확보된다고 할 수 있으며, 주식시장(KOSPI과 KOSDAQ)은 CALL, M2, CPI, BDR, DOLR로부터 직·간접적인 영향을 받아 가치결정이 이루어진다는 추정이 확인되고 있다. 따라서 '경로구조 II'는 설득력 있는 연구모형으로 수용할 수 있다. 다만 부분적으로는 경제변수들 간, 그리고 경제변수들과 주식시장 간 영향방향이 혼재

<표 3> 영향받는 변수

CALL	M2	CPI	BDR	DOLR	KOSPI	KOSDAQ
-	-	DOLR(-3)	CALL(-2) M2(-3)	CALL(-2) M2(-2) BDR(-3) KOSPI(-2)	CALL(-4) M2(-1) CPI(-2,3) BDR(-4) DOLR(-1,2)	M2(-1) DOLR(-1)

5) 먼저 시차를 2개월로 하였을 때의 AIC는 33.38692이었고, 4개월(1분기)은 AIC가 35.55271로 높아져 ADF검증에서와 같이 4개월이 적절한 시차로 판단되었다.

되어 있어 구조의 명확성을 밝히는 데는 VAR분석이 한계점을 가지고 있음을 간과할 수 없다.

경로분석은 이러한 VAR분석의 한계점에 대하여 영향경로를 분명히 해준다는 장점을 가진다. 즉, '2.2 연구방법'에서 이미 언급한 경로분석의 가정 중, ①과 ③에 주목한다면, 부분적으로 주기도 하고 받기도 하는 변수 간 영향관계를 일 방향(one-way)으로 나타낼 수 있는 구조적인 접근방법이 경로분석인 것이다.

#### 4.3 경로분석

경로분석은 KOSDAQ을 먼저 실행하고, KOSPI를 추가함으로써, 본 연구의 최종목적인 KOSDAQ에 대한 경제변수의 영향경로구조를 밝히고, 비교적 관점에서 KOSPI도 검증하도록 한다.

#### 4.3.1 KOSDAQ 검증

먼저, 1997년 1월부터 2003년 9월까지의 기간을 대상으로 경제변수들과 KOSDAQ시장 간 경로구조를 분석해보면 <표 4> 및 <그림 3>과 같다.

<표 4>에서 모두 9개의 경로 중,  $cpi \leftarrow m2$ ,  $bdr \leftarrow call$ ,  $dolr \leftarrow cpi$ ,  $dolr \leftarrow bdr$ ,  $dolr \leftarrow call$ ,  $kosdaq \leftarrow dolr$ 의 6개 경로가 유의적인 것으로 나타났지만, 모형의 절대적합도지수인  $Q(=CMIN/DF)$  값이 5.121이므로<sup>6)</sup> 이 모형은 수용하기에 적절하지 않다.

#### 4.3.2 KOSPI 검증

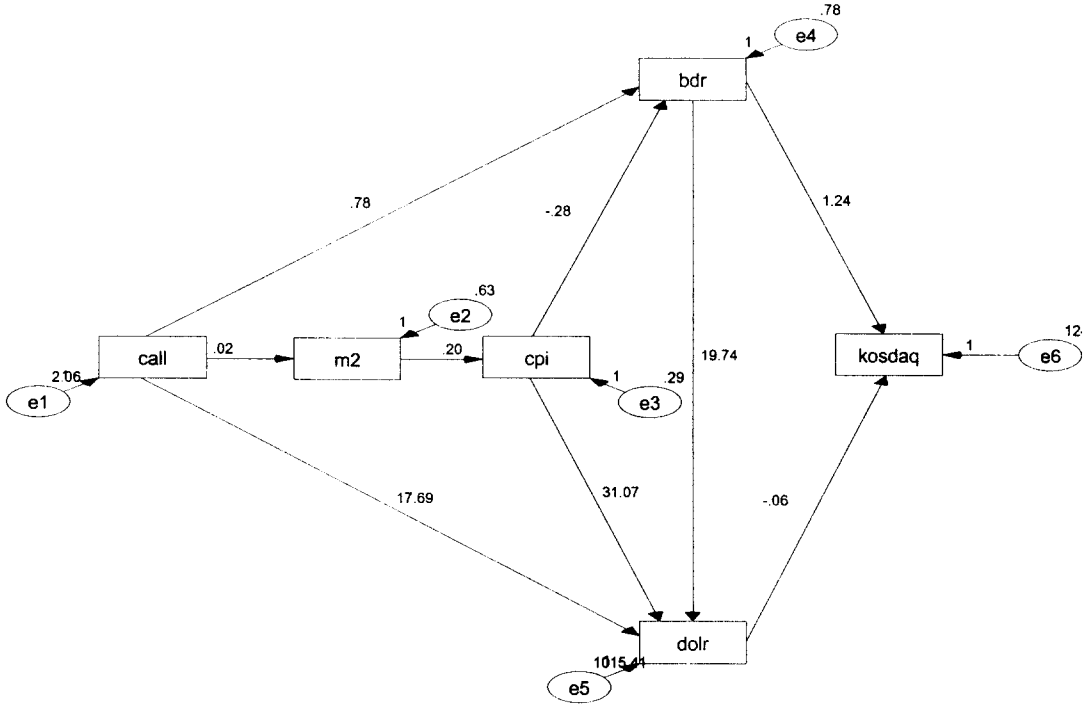
다음으로 경제변수들과 KOSPI 간 경로구조분석 결과는 <표 5> 및 <그림 4>와 같다.

<표 4> 경로계수와 적합도(KOSDAQ)

경로계수와 적합도	경로	경로계수	S.E	C.R	P
	$m2 \leftarrow call$	0.019	0.062	0.306	0.760
	$cpi \leftarrow m2$	0.201***	0.076	2.647	0.008
	$bdr \leftarrow cpi$	-0.276	0.175	-1.573	0.116
	$bdr \leftarrow call$	0.785***	0.069	11.436	0.000
	$dolr \leftarrow cpi$	31.074***	6.438	4.827	0.000
	$dolr \leftarrow bdr$	19.737***	4.043	4.881	0.000
	$dolr \leftarrow call$	17.692***	4.029	4.391	0.000
	$kosdaq \leftarrow bdr$	1.244	1.319	0.943	0.346
	$kosdaq \leftarrow dolr$	-0.058*	0.031	-1.891	0.059
	$Q(=CMIN/DF)$	GF1	AGFI	PGFI	RMR
5.121(=30.728/6)	0.900	0.649	0.257	142.958	

6) 본 논문 1258page의 적합도 설명을 참고.

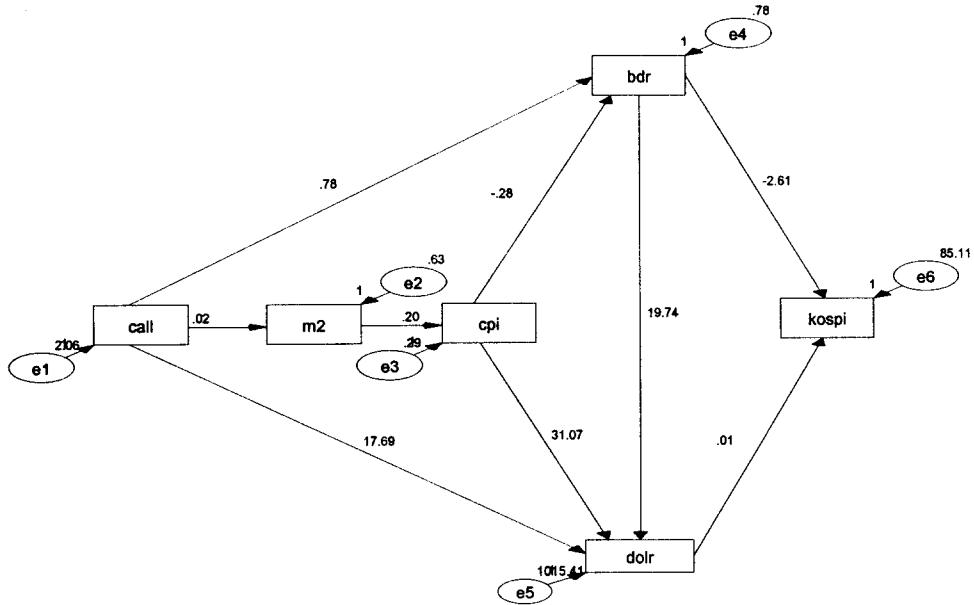
〈그림 3〉 KOSDAQ 경로구조모형



〈표 5〉 경로계수와 적합도(KOSPI)

	경로	경로계수	S.E	C.R	P
경로계수와 적합도	m2 ← call	0.019	0.062	0.306	0.760
	cpi ← m2	0.201***	0.076	2.647	0.008
	bdr ← cpi	-0.276	0.175	-1.573	0.116
	bdr ← call	0.785***	0.069	11.436	0.000
	dolr ← cpi	31.074***	6.438	4.827	0.000
	dolr ← bdr	17.692***	4.029	4.391	0.000
	dolr ← call	19.737***	4.043	4.881	0.000
	kospi ← bdr	-2.613**	1.092	-2.394	0.017
	kospi ← dolr	0.006	0.025	0.227	0.820
	Q(=CMIN/DF)	GFI	AGFI	PGFI	RMR
	6.439(=38.634/6)	0.875	0.564	0.250	142.789

〈그림 4〉 KOSPI 경로구조모형



〈표 5〉에서는 역시 9개의 경로 중,  $cpi \leftarrow m2$ ,  $bdr \leftarrow call$ ,  $dolar \leftarrow cpi$ ,  $dolar \leftarrow bdr$ ,  $dolar \leftarrow call$ ,  $kospi \leftarrow bdr$ 의 6개 경로가 유의적인 것으로 나타났지만, 모형의 절대적합도지수인  $Q(=CMIN/DF)$  값이 6.439이기 때문에 이 모형의 수용도 적합하지 않다.

따라서, 연구모형은 적합성이 떨어져 수정될 필요가 있다. 적합성을 높여가는 방법으로는 모형변경과 기간수정의 두 가지가 주로 이용되는데, 본 연구의 경로모형은 이미 VAR분석에서도 타당성이

검증되었으므로, 나머지 한 방법인 기간수정을 통하여 적합성을 높이고자 한다. 기간수정은 IMF라는 특수상황에 해당되는 기간<sup>7)</sup>을 제거하는 방법을 선택하고자 한다. 그 이유는, 최근의 여러 논문들에서 IMF상황을 정상적인 경제흐름에서 일탈된 부분으로 보는 경향에 설득력이 강하고, 저자 또한 그와 같은 근거에 동의하므로, IMF에 해당하는 기간을 다각도로 제외시키는 경로모형들을 분석해 보았다. 그 결과 최종적으로는 1997년 1월에서 1998년 7월까지를 IMF상황기간으로 규정<sup>8)</sup>하여 시계열

7) '한국을 곤경에 몰아넣은 금융위기는 1,2,3국면으로 구분할 수 있다. 1국면은 1997년 1월 한보그룹이 사실상의 부도사태를 맞으면서 시작되었고, 기아그룹의 첫 부도가 발생한 7월에 종료되었다. 그 뒤 얼마 안 있어 태국을 비롯한 동남아국가들에서 통화가치의 폭락과 주식시장의 불안이 나타나면서 2국면이 시작되었다. 이 2국면 동안 외국투자자들과 국제채권단들은 한국시장에서 투자자금을 회수해 갔으며 같은 해 11월 IMF 긴급구제자금이 유입되면서 종료되고 제3국면이 시작된다.'(스티브마빈, 1998.7. 한국에 제2의 위기가 다가오고 있다.)

8) ...이러한 구조조정과 벤처 붐으로 한국경제는 1998년 하반기에 바닥을 치면서 정상을 회복하기 시작했다. 천정부지로 치솟던 환율과 금리가 안정됨으로써 그동안 막혀있던 자금의 물꼬가 터지면서 바짝 말라있던 기업으로 자금이 흐르기 시작했으며, 방만한 경영을 합리화하는 균살배기로 기업들의 생산성이 향상되어 이익이 증가하기 시작했다(이광희, 2003 11, 종합주가지수 5000, 진리탐구, p.92).

에서 제외시킨 경로모형이 적합한 것으로 검증되었다.<sup>9)</sup>

#### 4.3.3 기간수정 KOSDAQ검증

먼저, KOSDAQ시장의 경우 기간이 수정된 경로 분석결과는 <표 6> 및 <그림 5>와 같다.

먼저, 절대적합정도를 나타내는  $Q(=CMIN/DF)$  값이 0.702이며, 기초부합지수인 GFI와 수정부합지수인 AGFI가 각각 0.978과 0.924로 나타나고 있어 모형의 적합도는 우수한 것으로 판단된다. 또한 모형의 간명도를 보여주는 PGFI는 0.279로 나타나고, 원소간 차이인 RMR이 0.481을 보이고

있어, 적합도와 간명도 모두가 만족스럽다고 해석할 수 있다. 즉, 연구모형의 적합도와 간명도 모두 통계적인 수용이 가능한 것이다.

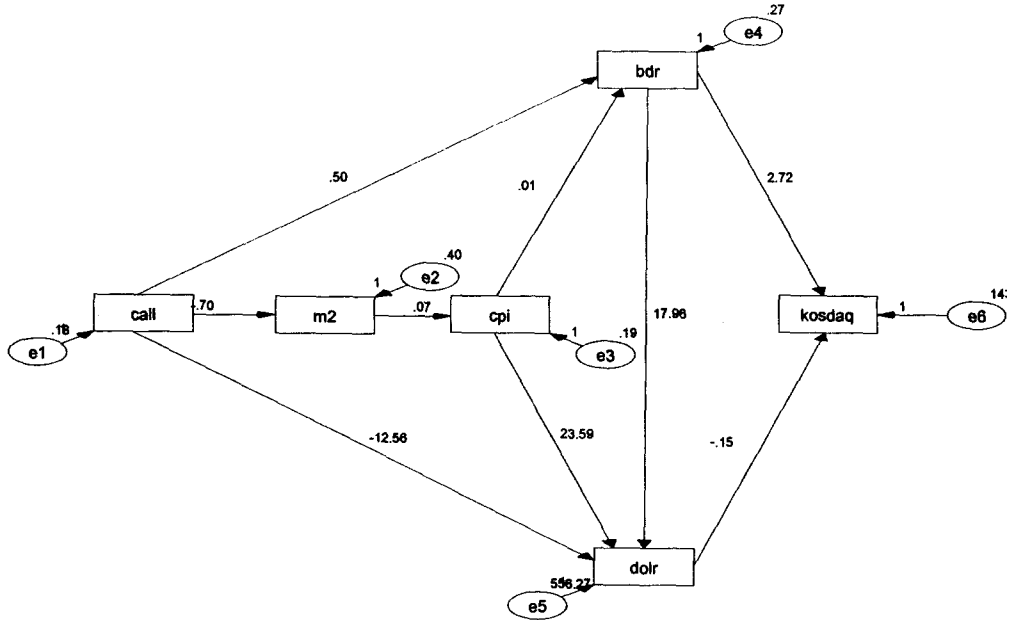
그리고, 모형에서  $m2 \leftarrow call$ ,  $bdr \leftarrow call$ ,  $dolr \leftarrow cpi$ ,  $dolr \leftarrow bdr$ ,  $dolr \leftarrow call$ ,  $kosdaq \leftarrow dolr$ 의 6개가 유의적인 경로임을 알 수 있다. 구체적으로는, 정책변수인 CALL은 M2에 (-)영향을, 그리고 BDR에는 (+)영향을 미치며, DOLR는 CPI와 BDR로부터는 동일하게 (+)방향에서, 그리고 CALL로부터는 (-)영향을 수렴 받은 후, 최종적으로는 KOSDAQ에 (-)영향력을 돌려주고 있음을 확인할 수 있다.

<표 6> 기간수정 경로계수와 적합도(KOSDAQ)

경로계수와 적합도	경로	경로계수	S.E	C.R	P
	$m2 \leftarrow call$	-0.695***	0.187	-3.724	0.000
	$cpi \leftarrow m2$	0.072	0.079	0.909	0.363
	$bdr \leftarrow cpi$	0.010	0.151	0.068	0.945
	$bdr \leftarrow call$	0.498***	0.154	3.235	0.001
	$dolr \leftarrow cpi$	23.591***	6.823	3.457	0.001
	$dolr \leftarrow bdr$	17.956***	5.757	3.119	0.002
	$dolr \leftarrow call$	-12.562*	7.538	-1.666	0.096
	$kosdaq \leftarrow bdr$	2.716	2.822	0.963	0.336
	$kosdaq \leftarrow dolr$	-0.149***	0.058	-2.582	0.010
$Q(=CMIN/DF)$	GFI	AGFI	PGFI	RMR	
0.702(=4.214/6)	0.978	0.924	0.279	0.481	

9) 적합한 경로모형을 찾아내기 위한 기간수정의 문제는, IMF상황의 종료시점을 찾아내는 문제와도 의미를 같이한다고 본다. 따라서 본 연구에서는 1997년과 1998년을 모두 제외한 경우와 1997년만을 제외한 경우, 그리고 1998년만을 제외한 경우, 또한 IMF긴급자금이 결정되었던 1997년 11월부터 1998년 10월까지를 제외한 경우 등의 경로분석을 실행해 보았으나, 모형의 적합성은 발견되지 않았다. 반면, 1997년 1월부터 1998년 7월까지를 제외한 경로모형만이 유의적 적합성을 가지는 것으로 분석되었다. 이는 IMF상황의 특수성이 종료된 시점을 1998년 7월로 보는 것이 타당하다는 것으로, 1998년 7월까지 두 자리 수 이상(11.36%-28.15%)으로 유지되던 정책금리인 콜금리(CALL)가 1998년 8월에 들어서면서 비로소 한자리수(9.27%)로 하향 안정되기 시작한 것과도 궤를 같이 하는 것으로 판단된다.

〈그림 5〉 기간수정 KOSDAQ 경로구조모형



4.3.4 기간수정 KOSPI검증

다음으로 KOSPI시장의 경우 기간이 수정된 경로분석결과는 〈표 7〉 및 〈그림 6〉과 같다.

〈표 7〉에서  $Q(=CMIN/DF)$ 값은 1.042이며, GFI와 AGFI는 각각 0.968과 0.888로 나타나고 있어 모형의 적합도는 역시 양호한 것으로 판단된다. 또한 모형의 간명도를 보여주는 PGFI는 0.277로 나타나고, 원소간 차이인 RMR이 0.489을 보이고 있어, 적합도와 간명도 모두 통계적인 수용이 가능하다고 판단된다.

유의적인 경로는,  $m2 \leftarrow call$ ,  $bdr \leftarrow call$ ,  $dolr \leftarrow cpi$ ,  $dolr \leftarrow call$ ,  $dolr \leftarrow bdr$ ,  $kospi \leftarrow dolr$ 의 6개이며, 정책의생변수인 CALL은 M2

에 (-)영향을, 그리고 BDR에는 (+)을 주고 있으며, DOLR는 CALL로부터는 (-)방향에서, 그리고, CPI와 BDR로부터는 (+)영향을 받아 수렴된 후, 최종적으로는 KOSPI에 (-)영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다.

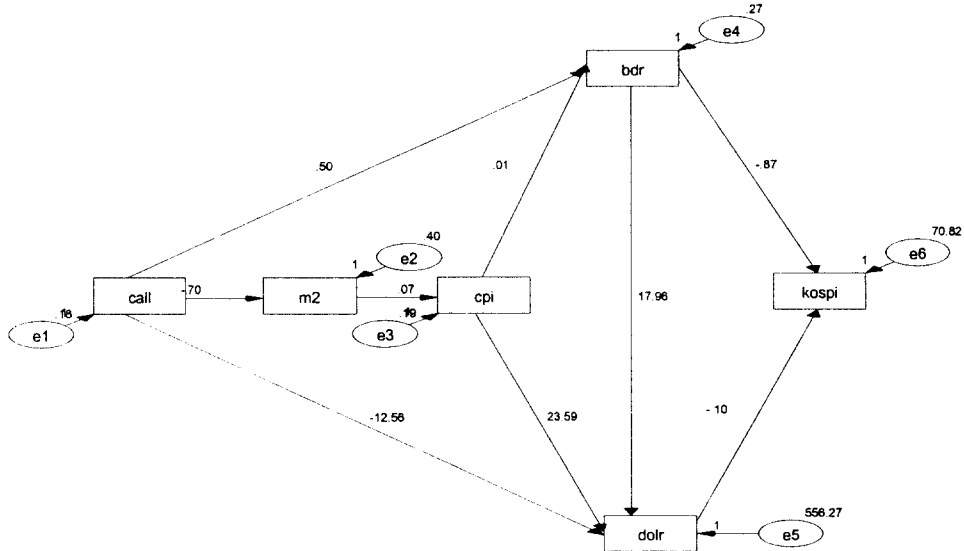
종합하면, SEM경로분석을 통하여 본 연구의 연구모형은, 경제변수들과 주식시장간 영향 경로를 함축하는 모형으로서의 유용성이 검증되었으며, 경로의 내용면에서도 재무경제이론의 관점과 일치하고 있다.<sup>10)</sup> 즉, KOSDAQ시장은 DOLR로부터 직접적인 (-)영향을 받고 있고, 그러한 DOLR는 CALL로부터는 (-)방향에서 직접적으로, 그리고 BDR, CPI로부터는 (+)방향으로 M2를 거쳐 간접적인 영향을 받고 있음이 분명하며, CALL은 모

10) 본 논문의 1261page 참조.

〈표 7〉 기간수정 경로계수와 적합도(KOSPI)

경로계수와 적합도	경로	경로계수	S.E	C.R	P
	m2 ← call	-0.695***	0.187	-3.724	0.000
	cpi ← m2	0.072	0.079	0.909	0.363
	bdr ← call	0.498***	0.154	3.235	0.001
	bdr ← cpi	0.010	0.151	0.068	0.945
	dolr ← cpi	23.591***	6.823	3.457	0.001
	dolr ← call	-12.562*	7.538	-1.666	0.096
	dolr ← bdr	17.956***	5.757	3.119	0.002
	kospi ← bdr	-0.875	1.984	-0.441	0.659
	kospi ← dolr	-0.096**	0.041	-2.372	0.018
	Q(=CMIN/DF)	GFI	AGFI	PGFI	RMR
1.042(=6.254/6)	0.968	0.888	0.277	0.489	

〈그림 6〉 기간수정 KOSPI 경로구조모형



은 중간경제변수들인 M2(-), DOLR(-), BDR(+)에 영향력을 행사하고 있다. 한편, cpi ← m2, bdr ← cpi, kosdaq(kospi) ← bdr, 3개의 경로

는 통계적 유의성은 없지만, 전체구조를 완성시키는 경로임에는 틀림이 없다. 여기서 종래 그 영향력이 상당하였던 BDR의 주식시장 영향력이 유의

적이지 않은 것으로 나타났는데, 이는 아마도 신속성이 강화되고 있는 거시경제환경 속에서 先政策金利인 CALL이 BDR의 역할을 대체함에 따라, BDR의 금리대표성 역할이 축소된 때문으로 이해된다. 이러한 분석결과는 KOSPI와도 일치한다.

다만 KOSDAQ과 KOSPI간의 차이가 있다면, BDR의 경우를 들 수 있는데, <그림 5>에서는 BDR이 KOSDAQ과 (+)관계를 보이는 반면, <그림 6>에서는 KOSPI와 (-)관계를 보였다는 점이다.

물론 경로구조상, KOSDAQ  $\Leftarrow$  BDR, KOSPI  $\Leftarrow$  BDR의 두 경로는 통계적 유의성이 없기 때문에 차이주장의 근거로서는 무리가 따르지만, <표 8>의 상관계수에서도 동일한 차이를 읽어낼 수 있을 수 있으며, 이는 아마도 <표 9> t-검증에서 알 수 있듯이 IMF기간이 수정된 1998년 8월부터 2003년 9월까지의 KOSDAQ과 KOSPI의 움직임이 동일하지 않았던 결과에서 연유된다고 판단된다.

<표 8> 상관계수

		DIFF (CALL, 1)	DIFF (M2, 1)	DIFF (CPI, 1)	DIFF (BDR, 1)	DIFF (DOLR, 1)	DIFF (KOSPI, 1)	DIFF (KOSDAQ, 1)
DIFF (CALL, 1)	Pearson 상관계수	1.000	-.428**	-.038	.380**	-.071	-.041	.033
	유의확률(양쪽)	.	.000	.766	.002	.579	.750	.799
	N	63	63	63	63	63	63	63
DIFF (M2, 1)	Pearson 상관계수	-.428**	1.000	.115	-.339**	-.040	.013	-.044
	유의확률(양쪽)	.000	.	.371	0.77	.756	.920	.733
	N	63	63	63	63	63	63	63
DIFF (CPI, 1)	Pearson 상관계수	-.038	.115	1.000	-.007	.382**	-.304*	-.236
	유의확률(양쪽)	.766	.371	.	.960	.002	.015	.063
	N	63	63	63	63	63	63	63
DIFF (BDR, 1)	Pearson 상관계수	.380**	-.339**	-.007	1.000	.290*	-.142	.027
	유의확률(양쪽)	.002	.007	.960	.	.021	.267	.834
	N	63	63	63	63	63	63	63
DIFF (DOLR, 1)	Pearson 상관계수	-.071	-.040	.382**	.290*	1.000	-.314*	-.290*
	유의확률(양쪽)	.579	.756	.002	.021	.	.012	.021
	N	63	63	63	63	63	63	63
DIFF (KOSPI, 1)	Pearson 상관계수	-.041	.013	-.304*	-.142	-.314*	1.000	.762*
	유의확률(양쪽)	.750	.920	.015	.267	.012	.	.000
	N	63	63	63	63	63	63	63
DIFF (KOSDAQ, 1)	Pearson 상관계수	.033	-.044	-.236	.027	-.290*	.762**	1.000
	유의확률(양쪽)	.799	.733	.063	.834	.021	.000	.
	N	63	63	63	63	63	63	63

\*\* 상관계수는 0.01 수준(양쪽)에서 유의합니다.

\* 상관계수는 0.05 수준(양쪽)에서 유의합니다.

〈표 9〉 t-검증(KOSDAQ과 KOSPI)

		대응차					t	자유도	유의확률 (양쪽)
		평균	표준편차	평균의 표준오차	차이의 95% 신뢰구간				
					하한	상한			
대응 1	DIFF(KOSPI, 1)- DIFF(KOSDAQ, 1)	2.0240	8.2588	1.0405	-5.59E-02	4.1040	1.945	62	.056

## V. 결론

본 연구의 목적은, SEM의 경로구조모형을 처음으로 이 분야에 적용하여 KOSDAQ과 경제변수간의 영향경로를 분석함에 있었다. 이를 위해 재무경제이론을 바탕으로 하고, 검증된 국내외 선행연구들을 근거로 하여 연구모형을 설정하였으며, 이를 구성하는 주요 경제변수들(CALL, M2, CPI, BDR, DOLR)을 선택하였다.

먼저, 수준변수들의 시계열 안정성을 확인하기 위하여 ADF검증을 실시한 결과 CPI를 제외하고는 모든 변수에서 단위근이 발견되어 차분을 통하여 시계열을 안정시킨 후, 경로구조분석(path analysis)을 실행하였다. 1997년 1월부터 2003년 9월까지를 대상으로 한 KOSDAQ와 경제변수간의 처음 분석에서는 통계적 적합성이 발견되지 않았다. 따라서 연구모형의 적합성을 높여가는 노력이 필요하였으며, 모형변경과 기간수정의 두 가지 중, 기간수정을 통한 적합성 고도화를 시도하였다. 기간수정은 IMF라는 특수상황에 해당되는 기간을 제거하는 방법을 선택하였으며, 그 이유는 최근의 여러 논문들에서 IMF상황을 정상적인 경제흐름에서 이탈된 부분으로 보는 경향에 설득력이 강하고, 저자 또한 그와 같은 근거에 동의하므로,

IMF에 해당하는 기간을 다각도로 제외시키는 경로모형들을 분석해 본 결과 최종적으로는 1997년 1월에서 1998년 7월까지를 IMF상황기간으로 규정하여 시계열에서 제외시킨 경로모형에서 비로소 통계적인 적합성을 찾아낼 수 있었다. 결론적으로 SEM경로분석을 이용한 본 연구의 연구모형은, 경제변수들과 주식시장간 영향 경로를 함축하는 모형으로서의 유용성이 검증되었으며, 경로의 내용면에서도 재무경제이론의 관점과 일치하고 있는 것이다.

여기서, 종래 그 영향력이 상당하였던 BDR의 주식시장 영향력이 유의적이지 않은 것으로 나타났는데, 이는 아마도 신속성이 강화되고 있는 거시경제환경 속에서 先政策金利인 CALL이 BDR의 역할을 대체함에 따라, BDR의 금리대표성 역할이 축소된 때문으로 이해된다.

다만 BDR의 경우, 통계적으로는 유의적이지 않지만, KOSDAQ(+)과 KOSPI(-)간의 차이점이 나타나는데, 상관분석을 통하여 그 차이를 보조적으로 확인할 수 있었으며, 그 근거로서는 t-검증을 통하여 KOSDAQ과 KOSPI의 움직임이 동일하지 않았다는 점을 고려할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 김기영·강현철 (2001), 구조방정식모형의 분석, 자유아카데미.
- 김영재 (1996), "환율변동이 자금移動 및 證券市場에 미치는 效果," 주식, 증권거래소, 6-27.
- 김영재 (1996), "國際收支 變動과 株價와의 相關性 分析," 주식, 증권거래소, 3-33.
- 김성민·문승주 (2002), "코스닥 등록기업 주식의 장기 성과," 재무관련5개학회 공동 춘계학술대회발표논문, 613-641.
- 김종권 (1999), "주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석," 재무관리연구, 제16권 제1호, 155-170.
- 김준일 (1992), "주가와 주요거시경제변수간의 상호관계에 대한 실증분석," 한국개발연구원, 한국개발연구원, 63-77.
- 김창수 (2001), "코스닥시장의 효율성에 관한 연구," 한국재무관리학회 제3차 학술발표논문, 331-361.
- 박재환 (2000), "金利變數가 株式收益率에 미치는 影響," 증권학회지 제26집, 199-236.
- 스티브 마빈 (1998), 한국에 제2의 위기가 다가오고 있다, 사회평론.
- 유태우·박용만 (1997), "한국의 주식시장과 경제변수," 한국증권학회연구발표논문, 27-43.
- 이광희 (2003), 종합주가지수 5000, 진리탐구.
- 이기환 (2002), "자본시장과 벤처기업의 재무활동," 재무관련 5개학회 공동 춘계학술대회발표논문, 55-92.
- 이필상·강정수 (1993), "주가와 통화량의 통계적 인과관계 분석," 경영연구, 고려대학교, 132-140.
- 정성창 (2000), "우리나라 증권시장과 거시경제변수-VECM을 중심으로," 재무관리연구, 제17권 제1호, 137-159.
- 정성창·Timothy H. Lee (2002), "우리나라 증권시장과 거시경제변수," 재무관리연구, 제19권 제2호, 212-231.
- 조영경 (1999), "주요거시경제변수와 KOSPI간의 실증적 영향도 분석," 경영학연구, 제28권 제3호, 589-608.
- 지호준·김영일 (1999), "환율과 주가의 관계: 국제적 실증분석," 재무관리연구, 제16권 제1호, 261-281.
- 채용기 (1995), "主要巨視經濟變數와 株價의 相互關聯性 分析," 주식, 증권거래소, 3-28.
- 최진연 (1994), "우리나라 주가와 그 변동 요인들 간의 상관관계 분석," 증권조사월보, 증권감독원, 3-29.
- Campbell, John Y., and John Ammer (1993), "What moves the Stock and Bond Market? A Variance Decomposition for Long-Term asset Returns," *Journal of Finance*, March, 3-37.
- Chen, N., Roll, R. & S.Ross (1986), "Economic Forces and the stock Market," *Journal of Business*, July, 383-403.
- Chopra, Vijay Kumar and Lin, Patricia (1996), "Improving Financial Forecasting: Combing Data with Intuition," *Journal of Portfolio managment*, Spring, 97.105.
- Cudeck, R., & Browne, M. W., (1983), "Cross-validation of covariance structures," *Multivariate Behavioral Research*, 18, 147-167.
- Defina, R. H. (1991), "Does Inflation Depress the Stock Market?," *Business Review*, FRB of Philadelphia, Nov/Dec, 3-12.
- Fama, E. F. (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money," *American Economic Review*, 607-636.
- Fama, E., and W. Schwert (1977), "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics* 5, 115-146.
- Giddy, Ian H. (1994), *Global Financial Markets*, D. C. Heath Company, 13.8.
- Granger C. W., and Engle R. F. (1987), "Co-integrated and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Eco-*

- nometrica*, 55, 251-276.
- Homa K.E. & Jaffee D.W. (1971), "The Supply of Money and Common Stock Prices," *Journal of Finance*, 1045-1066.
- Jones, Charles M., and Kaul, Gautam (1996), "Oil and the Stock Market," *Journal of Finance*, 463-491.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D., (1984), *LISREL User's Guide*, Mooresville, IN: Scientific Software.
- Lee, Bong-Soo, (1992), "Causal Relations among Stock Returns, Interest Rate, Real Activity, and Inflation," *Journal of Finance* 47, 1591-1603.
- Levich, R. M. (2001), *International Financial Markets*, McGRAW-Hill, 194.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., and McDonald, R. P. (1988), "Goodness-of-fit Indexes in Confirmatory Factor Analysis: The effect of sample size," *Psychological Bulletin*, 87, 391-410.
- Mulaik, S. A., James L. R., Alstine, J. V., Benett, N. Lind, S., and Stilwell, C. D. (1987), "An estimation of goodness of fit indices for structural equation models," *Psychological Bulletin*. 105, 430-445.
- Patelis, A. (1997), "Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy," *Journal of Finance* 52, 51-72.
- Pedhazur, E. J. (1982), *Multiple Regression in Behavioral Research*, New York: Holt, Rinehart and Winston Inc, 582, 616.
- Sorensen, E. H. (1982), "Rational Expectations and the Impact of Money upon Stock Prices," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 649-662.
- Thorbecke, W. (1997), "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance* 52, 635-654.
- Wright, S. (1934), "The method of path coefficients," *Annals of mathematical Statistics*, 5, 161-215.

## Path Structure of KOSDAQ and Economic Factors

Young-Kyoung Cho\*

### Abstract

KOSDAQ (The Korea Securities Dealers Association Automated Quotation) market, started in January 1997, has become the marketplace for high technology firms, small and medium size enterprises and venture firms. The objective of this paper is to analyze path structure of KOSDAQ and economic factors. The research of KOSDAQ market in this issue have never been. Therefore testifying model are deduced from the financial economic theory and previous papers of securities market.

After VAR analysis, with SEM(Structural Equation Modeling) methodology, the path structure of KOSDAQ return rate and macroeconomic factors(call rate: CALL, M2, Consumer Price Index: CPI, Corporate Bond Rate: BDR, Won-Dollar Exchange rate: DOLR) is testified.

The vector autoregression (VAR) is commonly used for forecasting systems of interrelated time series and for analyzing the dynamic impact of random disturbances on the system of variables. The VAR approach sidesteps the need for structural modeling by treating every endogenous variable in the system as a function of the lagged value of all of the endogenous variable in the system.

Amos goes well beyond the usual capabilities found in structural equation modeling (SEM) programs. Multiple models can be fitted in a single analysis, and every pair of models where one model obtained by placing restrictions on the parameters of the other can be examined by Amos, SEM. Amos accepts a path diagram as a model specification and displays parameter estimates graphically on one path diagram. Path diagrams used for model specification and those that display parameter estimates are of presentation quality.

---

\* Assist professor, College of Social Sciences, Dongmyung University.

This research is the first to empirical test the path diagram of KOSDAQ return rate and macro economic factors. The path diagram model is tested here using data from 1997 to 2003. Result of confirmatory structural equation modeling show that path diagram is successful and many hypothesized relationships are significant. Concretely, 6 paths,  $m2 \Leftarrow call$ ,  $bdr \Leftarrow call$ ,  $dolr \Leftarrow cpi$ ,  $dolr \Leftarrow bdr$ ,  $dolr \Leftarrow call$ ,  $kosdaq \Leftarrow dolr$  are significant, except 3 paths( $cpi \Leftarrow m2$ ,  $bdr \Leftarrow cpi$ ,  $kosdaq \Leftarrow bdr$ ).

Therefore, the result of this testifying shows that speedy and efficient investment forecasting for KOSDAQ market requires concentration on the movement of 2 macroeconomic variable, Call rate and Won-Dollar exchange rate.

Key words: Path Diagram, Structural Equation Modeling, Macroeconomic Factors, Investment Forecasting, KOSDAQ, KOSPI, Call rate, VAR, ADF.