

VECM모형을 이용한 거시경제변수와 주가간의 관계에 대한 실증분석

황 선 웅* · 최 재 혁**

요 약

본 연구의 목적은 공적분 검정과 예측오차 분산분해 방법을 이용하여 우리나라 주식시장에서 주가지수와 거시경제 변수들과의 계량적 관계를 파악하고 종합주가지수와 밀접한 관련성이 있는 변수를 사용하여 종합주가지수와 거시경제변수들 사이의 모형을 추정하는 것이다.

Johansen 공적분 검증을 이용한 결과를 보면 종합주가지수와 7개의 거시경제변수들(총통화, 소비자물가지수, 금리, 산업생산지수, 원·달러 환율, 국제원유가격, 경상수지) 사이에 상당히 밀접한 연관성이 있으며, 이들 변수들 사이에 장기적 균형관계가 존재하였다.

예측오차 분산분해 방법을 사용한 분석결과에서는 종합주가지수의 분산을 예측하는데 있어서 이들 거시경제변수들의 설명력이 매우 높게 나타났다. 또한 우리나라의 주식시장에서는 금리, 국제원유가격, 경상수지 등의 요인보다는 원·달러 환율, 소비자물가지수, 산업생산의 비중이 더 크다는 사실을 알 수 있었다.

우리나라의 자본시장에서는 1997년 말 외환위기를 전후로 하여 현저한 구조적 변화가 존재하였기 때문에 벡터오차수정모형을 설정할 때에는 외환위기 이전기간과 이후기간으로 나누어서 분석하는 것이 더욱 타당함을 확인할 수 있었다.

* 중앙대학교 상경학부 교수

** 중앙대학교 대학원

I. 서 론

지금까지 많은 학자들에 의해서 주식가격의 변동을 일으키는 원인 규명과 그 변동을 사전에 예측할 수 있는 방법에 관하여 수많은 연구가 진행되어 왔다. 그 중 가장 대표적인 연구로는 균형상태 하에서 위험자산의 기대수익률을 설명하려는 Sharpe(1964), Lintner(1965)¹⁾, Mossin(1966)²⁾ 등에 의해서 개발된 자본자산가격결정모형(Capital Asset Pricing Model : CAPM)과 Ross(1976)³⁾에 의해서 개발된 차익거래가격결정모형(Arbitrage Pricing Model ; APM)이 있다.

CAPM에 대한 대안으로 Ross에 의해서 개발된 APM에 대한 검증방법은 두 가지 방법으로 구분된다. 첫 번째 방법에서는 주식수익률 자체를 요인분석하여 주식수익률에 체계적으로 영향을 미치는 몇 개의 공통적 요인을 확인한 후, 그것들을 이용해서 APM의 타당성을 검증한 방법이다. 두 번째는 주식수익률 그 자체를 통해서가 아니라 경제 몇 재무이론과 그동안의 연구결과를 토대로 주식수익률에 체계적인 영향을 준다고 생각되는 몇 개의 거시경제변수들을 선정한 후, 그것들을 이용하여 APM의 타당성을 검증하는 방법이다. 이런 방법을 사용한 대표적인 연구로는 Chen, Roll and Ross(1983, 1986)⁴⁾, Fama and French(1989), Campbell and Ammer(1993) 등의 연구가 있다. 그러나 주식수익률에 영향을 주는 공통적 요인을 구체적으로 확인하려는 그동안의 연구는 모두 만족스럽지 못하였다.

일반적으로 주가의 예측에는 두 가지 접근방법이 있다. 첫째는 전통적 시계

-
- 1) Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and The Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, 1965, pp.13-37.
 - 2) Mossin, J., "Equilibrium in a Capital Asset Market," *Econometrica*, 1966, pp. 768-783.
 - 3) Ross, S. A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, 1976, pp.341-360.
 - 4) Chen, N., R. Roll, and S. Ross, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 1986, pp.383-403.

열 모형에 의한 주가예측방법이고, 둘째는 계량경제모형에 의한 주가예측방법이다. 시계열 모형으로 주가를 예측하는 접근방법은 주가는 항상 주가에 영향을 미치는 모든 정보를 함축하여 반영함으로 주가의 움직임을 관찰하는 것으로 주가예측이 충분하는 이론적 근거를 자고 있다. 이에 반해 계량경제모형으로 주가를 예측하는 접근법은 재무관리 이론 및 경제이론 적으로 주가는 주요 거시경제변수들의 움직임에 의해 설명될 수 있다는 논리적 근거를 갖고 있다. 현재까지 우리나라 주식시장의 주가예측에 관한 선행연구들은 다중회귀분석, 연립회귀방정식, ARMAX(Autoregressive Moving Average with Exogeneous Variables)모형, VAR(Vector Auto Regression Model)등이 일반적으로 사용되었다. 그러나 이런 모형들은 다음과 같은 문제점을 가지고 있다. 다중 회귀분석 모형을 이용하는 경우 거시경제 변수와 주가지수의 관계는 보여줄 수 있지만 주가지수의 동태적인 측면을 무시하기 쉽다. 그리고 회귀분석과 시계열 모형을 결합시킨 동태적 모형으로서 ARMAX모형은 주가지수를 ARMA과정으로 보고 주가지수에 영향을 미치는 경제변수들을 모두 외생변수로 간주하는 모형으로 거시경제 변수들이 상호관련되어 내생변수로 작용할 수 있다는 것을 고려할 수 없다는 한계점이 있다. 또한 VAR모형은 고려하는 모든 변수들을 내생변수로 간주하고 변수들의 정태적, 동태적인 상호관계를 분석할 수 있지만 시계열의 안정성을 위한 변수들의 차분과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실한다는 문제점을 갖고 있다.

VAR모형의 이러한 문제점을 개선한 방법으로 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model ; VECM)이 있다. 최근의 계량경제학적 분석결과에 따르면 종합주가지수를 포함한 대부분의 거시경제변수들은 안정적 시계열(stationary time series)이 아닌 불안정적 시계열(non-stationary time series)을 나타낸다고 한다. VECM은 이러한 불안정적인 시계열에 대하여 공적분의 관계를 갖게 될 경우 시계열 변수들 사이의 장기적 균형관계와 단기적 동적구조관계를 검증할 수 있는 모형이다.

우리나라의 주식시장은 1986년 이후 국제수지흑자 및 3저현상에 의한 국내경기의 호조와 경제의 고도성장에 힘입어서 급팽창하여왔다. 그리고 한국정부는

지난 1990년대에 금융시장의 활성화를 위하여 금리 및 환율의 규제를 완화하는 금융자율화 정책을 수행하였다. 보통 주가는 다양하고도 불확실한 여러 요인에 의하여 움직일 뿐만 아니라 그 경로와 정도 또한 다양한 것이 특징이다. 그러나 우리나라는 1990년 이후 국내 주식시장에 있어서 주가변화(KOSPI)의 50% 이상이 금리, 환율, 물가 등 거시경제변수들의 움직임에 의해서 결정된다는 연구결과들을 고려해 볼 때 주요거시경제 변수들의 주식시장에 대한 영향도와 인과관계를 검증해보는 것이 상당한 의미를 가질 것이다. 특히, 1992년 자본시장이 개방되고 1997년 11월 21일 우리나라가 IMF에 구제금융을 요청한 때를 기점으로 자본시장의 개방이 더욱 가속화되고 있는 현시점에서 더욱 중요한 의미를 가진다.

기존에 발표되었던 논문들의 대부분은 연구들이 수행된 시점이 1997년 말의 외환위기로부터 그다지 길지 않아 사용 가능한 증시 및 경제 데이터가 충분하지 못해서 그 이후에 일어난 자본시장의 구조변화를 반영하지 못한다고 볼 수 있다. 그러나 본 연구는 외환위기 이후 적어도 5년 6개월간의 기간을 포함하고 그 후의 기간에 대해서도 실증적인 연구가 수행되었다는 점에서 경제변수와 주식시장의 관계를 대상으로 하는 다른 연구들과는 크게 차별된다.

본 연구에서는 주식시장의 이러한 흐름에 맞춰 개개기업이 아닌 전체기업의 경영여건과 관련되어 증권시장의 전반적인 움직임에 대한 기초 자료를 제공한다고 할 수 있는 주요거시경제변수들의 KOSPI에 대한 영향도와 상호관련성을 자본시장이 개방된 1992년 7월부터 2003년 6월까지 분석한 후, 다시 외환위기 이전과 이후로 기간을 구분하여 그 특징적 차이를 연구하고자 한다. 본 연구의 또 하나의 목적은 VECM모형을 이용하여 우리나라 주식시장과 거시경제 변수들과의 관계를 파악하고 KOSPI200과 KOSPI50 지수를 그 대상으로 하고 2002년 10월 14일에 처음 상장된 상장지수펀드(ETFs)⁵⁾에 관한 투자전략을 구축하는데 그 토대를 제공하는데 있다.

5) ETFs(Exchange Traded Funds)란 인덱스펀드를 거래소에 상장시켜서 주식과 같이 거래하는 것으로 인덱스 펀드와 주식의 장점을 모두 갖추고 있는 새로운 투자상품이다.

II. 이론적 고찰

1. 주식평가모형

Chen, Roll and Ross(1983, 1986)는 주식시장에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 요인을 살펴보기 위하여 다음과 같은 단순화된 배당가격모형을 이용하였다. 주식가격은 주식을 소유함으로써 얻을 수 있다고 기대되는 미래의 현금흐름⁶⁾을 적절한 할인율에 의해서 할인한 값으로 나타낼 수 있다.

$$P = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E(C)}{(1+k)^t} \quad (1)$$

where, P : 현재의 주식가치
E(C) : 기대현금흐름
k : 위험조정할인율

위의 식 (1)에서 주식가격 P의 전미분을 구하면 다음과 같다.

$$dP = \frac{1}{k} dE(C) - \frac{E(C)}{k^2} dk \quad (2)$$

식 (2)의 양변을 P로 나눈 후, 양변에 (c/P) 를 더하여 일정기간동안의 주식수익률 r 을 구하면 다음과 같다.

$$r = \frac{dE(c)}{E(c)} - \frac{dk}{k} + \frac{c}{P} \quad (3)$$

$$\text{where, } r = \frac{dP}{P} + \frac{c}{P}$$

식 (3)에서 볼 수 있는 바와 같이 기대현금흐름의 수익률은 주식수익률에 정 (+)의 영향을 미치나, 위험조정할인율의 변화율은 주식수익률에 부(-)의 영향을 미친다. 즉 기대현금흐름과 위험조정할인율의 변화에 의해서 주식수익률은 직접적으로 영향을 받게 된다. 그러므로 주식수익률에 체계적으로 영향을 미치는

6) 미래의 현금흐름(배당금)이 항상 일정하다고 가정한다.

요인은 기대현금흐름과 위험조정할인율을 변화시키는 것들이라고 할 수 있다. 경제 상황의 변화는 기업들의 기대현금흐름과 위험조정할인율에 직접적인 영향을 주게 되어 주식가격에 변화를 가져오게 되므로, 거시경제변수들을 통한 주식가격의 예측이 가능하다고 할 수 있다.

2. 거시경제변수

경제이론과 국내외 선행연구 연구결과를 토대로 본 연구에서 이용될 수 있는 거시경제변수들을 금융시장, 실물시장, 그리고 해외시장으로 구분한 후, 각각의 시장을 대표할 수 있는 중요한 거시경제변수들을 선정한다.

(1) 통화량과 주가

통화량의 변화가 경제에 미치는 영향에 대한 견해는 거시경제 학자들 사이에 상당한 차이가 있다. 케인지안(Keynesian)의 견해는 통화량 공급의 증가는 이자율을 하락시켜서 투자증대를 가져오고 이로 인하여 승수효과에 의한 국민소득의 증대를 가져온다고 주장한다. 이와 같은 케인지안의 견해에 대해서 통화주의(monetarism)는 통화공급을 계속 증대시키면 케인즈가 말했듯이 일시적으로 이자율이 내려가서 투자를 증대시키고 그 결과 유효수요가 증대되어 생산량도 확대될 수 있으나, 일시적인 생산량의 증대는 화폐수요를 증대시킬 뿐만 아니라 물가상승에 따른 명목화폐수요 역시 증대하게 되어 이자율이 상승할 수 있다고 주장하였다. 경제학자들의 견해를 종합하면 통화량이 주식의 기대현금흐름과 위험조정할인율을 변화시켜 주식수익율에 영향을 미칠 수 있으나 그 방향은 각각 달라질 수 있음을 알 수 있다.

케인지안의 주장이 타당하다면, 통화량이 증가하는 경우 이자율의 하락으로 인한 위험조정할인율의 하락과 승수효과에 의한 기대현금흐름의 증가에 의해서 주식수익율은 상승하게 될 것이다. 즉 통화량과 주식수익율은 정(+)의 관계를 가지게 된다. 반면에 통화주의의 주장이 타당하다면, 통화량이 증가하는 경우 인플레이션과 이자율의 상승으로 인한 위험조정할인율의 상승에 의해서 주식수익율은 오히려 하락할 수도 있다. 즉 통화량과 주식수익율은 부(-)의 관계를 가질 수 있

음을 시사한다. 본 연구에서는 통화량을 나타내는 변수로서 M2를 사용한다.

(2) 물가와 주가

다른 모든 요인들이 일정할 경우, 주식평가모형에 따르면 물가가 상승할 경우 투자자들은 구매력 감소를 보상받기 위하여 더 높은 수익률을 요구하게 된다. 그 결과 위험조정할인율이 상승하게 되어 주식수익률에 부(-)의 효과를 미칠 수 있다. 그러나 물가상승으로 인하여 기업의 명목현금흐름이 증가할 수 있다. 이 경우 기업의 명목현금흐름이 인플레이션과 동일한 비율로 증가한다면, 보통주식은 인플레이션에 대하여 헛지효과(hedge effect)⁷⁾를 제공할 수 있다. 즉 인플레이션으로 인한 실질수익률의 감소가 없다면 주식은 인플레이션의 헛지수단이 될 수 있다. 이와 같은 논리는 명목수익률이 기대실질수익률과 기대인플레이션의 합이라는 Fisher의 가설과 유사하다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$N_{t-1} = E(R_t | t-1) + E(I_t | t-1) \quad (4)$$

where, N_{t-1} : (t-1)기간 말에 관찰된 명목수익률
 $E(R_t | t-1)$: t기간 말의 실질수익률에 대한 기대치
 $E(I_t | t-1)$: t기간 말의 인플레이션율에 대한 기대치

식 (4)에서 볼 수 있는 봐와 같이 Fisher의 가설에 의하면 인플레이션율과 동일하게 주식의 명목수익률이 상승하므로 주식의 실질수익률은 변하지 않는다. 즉 주식이 인플레이션에 대한 헛지수단으로 이용될 수 있다는 것이다.

대부분의 선진국을 대상으로 한 선행 실증연구들에서는 안정적이고 낮은 수준의 인플레이션은 실물분야에서의 경제성장을 도와서 주가와 정의 관계를 갖게 될 것으로 기대된다. 그러나 대부분의 선행연구 Fama and Schwer(1997), Geske and Roll(1983), Chen, Roll and Ross(1986), Chen(1991), Defina(1991)들

7) 스태그플레이션(stagflation) 즉, 경기가 침체하면서 물가가 상승하는 상황에서는 비용 상승 인플레이션이(cost push inflation)이 발생하여 기업의 현금흐름에도 부(-)의 영향을 미쳐서 주가가 하락한다. 그러나 경기가 호황국면일때는 기업의 생산성향상으로 인한 현금흐름의 증가가 수반되어 인플레이션율을 상회하는 주가의 상승이 가능하다.

은 주식이 인플레이션의 햇지 수단이 되지 못하여 물가와 부(-)의 관계를 갖고 있음을 보고하고 있다. 본 연구에서는 물가를 나타내는 변수로서 소비자물가지수(CPI)를 사용하고 있다.

(3) 금리와 주가

주식평가모형에서 나타난 것처럼 금리가 상승하면 위험조정할인율이 증가하게 되어 주가는 하락하게 된다. 금리가 상승하게 되면 투자자들의 기대수익률이 상승하여 주가는 하락하고 금리가 하락하면 기대수익률이 하락하여 주가는 상승하게 된다. 한편, 호황기의 경우에는 신속한 판매대금회수로 기업들의 자금회전이 원활하여지게 되고, 이것은 통화량의 증가로 작용하여 금리 하락과 주가 상승으로 나타나게 되나, 반면 불황기에는 투자수요 감소로 금리가 하락함에도 불구하고 기업실적 악화로 주가하락이 나타날 수도 있다. 본 연구에서는 금리를 나타내는 변수로 3년만기 회사채유통수익률(LTR)을 사용하였다.

(4) 실물시장과 주가

일반적으로 경기가 활황을 보이면 경제가 확대되고 기업들의 생산활동이 활발해지므로 기업 수익의 증가와 함께 주가는 상승하게 된다. 반면 경기가 불황이 되면 기업들의 생산활동이 위축되어 기업 수익이 감소하게 되어 주가는 하락하게 된다. 경기의 움직임은 기본적으로 생산 및 수요에 관한 여러 가지 경제변수들을 분석함으로써 파악할 수 있는데 그 대표적인 지표로는 GNP(국민총생산)통계를 들 수 있다. 그러나 GNP통계는 당해연도 또는 분기가 끝난 후 상당기간이 지난 뒤에야 사용가능하기 때문에 이를 통하여 현재의 경기상황이나 미래의 경제전망을 신속히 판단하기는 어렵다. 그러므로 경제동향의 보다 신속한 파악을 위해서는 월별로 발표되는 각종 경제지수들을 이용하여 수요동향이나 생산동향을 알아보아야 한다.

그리고 우리나라의 경우 원유 순수입국가이므로 경제성과는 국제원유가격과 부(-)의 관계가 있을 것으로 예상된다. 우리나라의 경우 오일수입량은 1990년도에는 총 수입금액의 약 15% 정도를 차지할 정도로 오일가격이 우리 경제에

서 중요한 부분을 차지하고 있다. 따라서 본 연구에서는 실물경기수준을 나타내는 변수로서 산업생산지수(IP)와 국제원유가격(OIL)을 사용한다.

(5) 해외시장과 주가

개방경제체제에서 국민경제는 무역수지, 수출동향, 환율 등의 해외시장변수와 밀접한 관계를 가지고 있다. 특히, 우리나라처럼 경제 전체에서 해외부문이 차지하는 비중이 큰 국가일수록 해외시장 변수는 중요한 역할을하게 된다. 일반적으로 수출의 감소, 수입의 증가 등으로 인한 무역수지의 적자는 업의 기대 현금흐름은 감소시키며, 그 결과 주가는 하락하게 된다. 반대로 무역수지의 흑자는 해외부문으로부터의 자금유입을 증대시키고, 그 결과 시장의 유동성증대로 인한 주식의 매입수요가 증가하므로 주가가 상승할 수 있다.

수출이 차지하는 비중이 높은 우리 경제의 경우 환율의 영향은 매우 크다. 원화가치가 절상(원화환율의 인하)되면 수출상품의 외화표시가격이 인상되어 단기적으로는 수출금액이 증가하지만 장기적으로는 수출량의 감소효과가 더 크게 나타나 수출이 감소하게 되는 J-curve 효과가 발생한다. 따라서 원화의 절상은 수출감소 및 무역수지적자로 연결되어 주가에 부정적인 여향을 미칠 수 있다. 그러나 이러한 단순논리와는 반대로 환율인하는 주가상승을 가져올 수도 있다. 원화가치상승(원화환율의 인하)은 안정된 경제를 의미할 수 있기 때문에 해외로부터의 자금유입이 증가되어 국내 통화량이 증가하게 되고 이 증가된 자금이 국내증시로 유입되어 주가의 상승을 유발할 수 있다. 본 연구에서는 해외시장 변수로서 무역수지(TB)와 원달러 환율(EXCH)를 사용하고 있다.

III. 연구 방법론

1. 단위근 검정

랜덤워크(random walk)를 하는 경제변수에 임의의 충격이 주어졌을 때 그 충격이 소멸되지 않고 지속되어 불안정 시계열(nonstationary time series)의

형태가 나타날 경우 그 경제변수는 단위근(unit root)을 갖게 된다. 단위근의 존재 여부를 검증하는 대표적인 방법으로는 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정법이 있다.

Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정법은 Dickey and Fuller의 검정법을 발전시킨 것으로 단위근의 유무를 검정하고자 하는 시계열을 그 시차 변수(lagged variable)와 일정수의 시차차분변수(lagged differenced variable)에 회귀시킨 다음, 시차변수에 대한 계수의 최소자승추정치가 unit root가 유의하게 다른지를 t통계량을 이용하여 검정하는 방법이다.

unit root 검정을 위한 회귀식은 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서 귀무가설 H_0 는 $\delta = 0$, 즉 단위근이 존재한다는 것이며 이때 검정통계량은 기존의 student-t 통계량을 사용하지만 주의할 점은 그 분포가 달라진다는 것이다. 이러한 ADF검정법은 error term이 임의 내지 white noise임을 전제로 하며 시차차분변수(위식에서 i의 크기)를 몇 개 이용하느냐에 따라서 검정 결과가 달라질 수 있다.

2. 공적분 검정

개별 시계열자료가 단위근을 갖는 불안정 계열인 경우 전통적 계량분석에서 사용되는 이론들을 그대로 적용시키면 가성적 회귀현상(spurious regression)등 여러 가지 문제점이 나타나는데, 대체로 두 시계열 간에 회귀분석 결과 높은 결정계수(R^2)값이 구해진 반면 Durbin-Watson 값은 낮게 나타나는 경우 이러한 문제를 고려해야한다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Box-Jenkins 기법에서 사용한 시계열의 차분 등 사전적 여과를 통해 안정성을 확보하게 되면 시계열에 포함된 정보를 손실할 우려가 있다. 공적분이론은 이러한 시계열의 손실이 없이 변수들간에 장기적 관계의 존재 여부를 검정가능하게 하는 이론인데, 이 때 단위근(unit root) 검정방법이 원용된다.

Johansen 공적분 검정은 Johansen(1988, 1991)⁸⁾과 Johansen and Juselius (1990, 1992, 1994)⁹⁾에 의해 제시된 것으로 공적분 관계의 수와 모형의 파라미터들을 최우추정방법(MLE)으로 추정하고 검정하는 것이다. 즉, 가능한 모든 공적분식을 추정하고 그 중에서도 유의한 공적분식을 추출하고, 모든 변수를 내생변수로 취급하기 때문에 종속변수를 선형적으로 결정할 필요가 없는 장점이 있다. 또한 Engel and Granger(1987)의 2단계 공적분 검정에서 종속변수에 어떠한 변수를 놓느냐에 따른 상반된 결과를 제시할 가능성이 높은 문제점을 보완할 수 있으며, 일반적인 Monte Carlo연구에 의하면 Engle and Granger검정보다 Johansen 검정에 의한 추정결과의 신뢰성이 높은 것으로 밝혀져 있다.

Johansen의 공적분 검정은 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다. 즉, ADF검정에서 AR(1)과정인 단일시계열 y_t 를 $\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + \epsilon_t$ 로 다시 썼을때 만일 $(\phi_1 - 1) = 0$ 이면 y_t 는 단위근을 갖는 것과 유사하게 n개의 다중시계열벡터 x_t 가 VAR(1)일 때 이를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + v_t = Ax_{t-1} + v_t \quad (6)$$

식 (6)에서 A 의 위수(rank)가 0이면(즉, A 가 모두 영으로 구성되어 있다면) x_t 의 모든 구성계열들은 적분과정이 된다. 또한 A 의 위수가 n이면 x_t 의 모든 구성계열들은 안정적 과정이 된다. 이때 A 의 위수가 r ($0 < r < n$)이면 r 개의 x_t 의 선형결합이 안정적 과정, 즉 r 개의 공적분관계를 갖게 된다. Johansen 검정에서 귀무가설은 ‘공적분 관계의 수가 r 개보다 작거나 같다’는 것이며, 우도비 (likelihood ratio : LR)검정통계량으로 귀무가설의 기각 또는 채택 여부를 검정한다.

-
- 8) Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 1991, pp.1551-1580.
 - 9) Johansen, S. and K. Juselius, “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, pp.169-210.

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

where, $\hat{\lambda}_i$: 고유치(eigenvalue)

T : 관측치 수

통계량이 유의수준 하에서 임계치보다 커지면 귀무가설을 기각하게 된다.

여기서는

3. 벡터오차수정모형

두 변수가 단위근을 가질 때 각각의 불안정적인 시계열을 차분을 통하여 안정적인 시계열로 만든 후 회귀분석하면 불안정 시계열을 사용할 때 발생되는 문제를 회피할 수 있다. 그러나 두 변수 사이에 공적분 관계가 있는 경우 차분 변수를 사용면 두 변수 사이의 장기적인 관계에 대한 정보를 잃어버리게 된다. 이러한 경우 오차수정모형을 이용해 장기적 균형관계에 대한 정보와 단기적 움직임을 동시에 파악할 수 있다.

벡터오차수정모형의(Vector Error Correction Model ; VECM) 기본적인 개념은 한 시점에서 볼 때 현재의 시점은 장기균형점으로 가는 과정의 일부이기 때문에 장기균형점으로부터의 이탈의 일부가 조정되어 현재 시점에 반영된다는 것이다. 따라서 설명변수와 종속변수의 단기적인 관계만 나타내는 1차 차분모형과는 다르게 단기균형뿐만 아니라 장기균형을 분석할 수 있을 뿐만 아니라 가성적 회귀(spurious regression)를 가지지 않으므로 매우 유용한 추정방법이라고 할 수 있다. 벡터오차수정모형의 특징은 수준변수(level)와 차분변수를 동시에 회귀방정식 내에 포함하여 분석하는데 있다. 일반적으로 종속변수는 안정적인 1차 차분변수인데 불안정적 수준변수들은 장기균형관계를 결정하는 것으로 해석되며 단기적인 조정과정을 대표하기 위하여 차분변수들이 추가적으로 사용된다. 이때 오차수정모형에 수준변수가 포함되는 것은 공적분이 존재한다는 것을 전제로 하는데 이 경우 중요한 사실은 수준변수들이 개별적으로는 I(1) 즉 1차차분후 안정적이라도 이들이 선형결합은 I(0) 이므로 벡터오차수정모형에 사용되는 모든 변수가 I(0)의 성질을 가지게 된다는 것이다. 즉 분석되는 모

든 변수가 안정적이므로 가성적 회귀의 문제점이 자연히 해결될 수 있다는 것이다. 따라서 벡터오차수정모형이 시사하는 것은 수준변수들이 공적분 됨에도 불구하고 차분변수만을 이용하여 자기회귀 모형을 추정하게 되면 모형의 설정 오류(misspecification)의 문제가 발생하며 반면에 수준변수만을 사용하게 되면 데이터가 시사하는 중요한 제약을 누락시키는 결과를 초래하게 된다는 것이다. Engle and Granger(1987)는 이와 같은 오차수정모형의 안정성이 공적분의 개념을 이용한 Granger Representation Theorem에 의해 이론적으로 뒷받침 됨을 증명한 바 있다.

공적분 관계에 있는 두 변수 Y_t, X_t 에 대한 벡터오차수정모형은 다음과 같은 2단계 추정법을 이용하여 도출 할 수 있다.

제 1단계 : $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + Z_t$ 에서 β_1, β_2 를 구하고, 균형오차 Z_t 를 구한다.

제 2단계 : 균형오차 및 두 변수의 과거값들을 포함한 모형을 추정한다.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{k=1}^q \hat{\delta}_k \Delta X_{t-k} + \sum_{j=1}^p \hat{\gamma}_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (8)$$

위에서 β_2 는 Y와 X간의 장기관계를 나타내는 계수이며 α_1 은 장기균형점에서 이탈했을 경우 장기균형점으로의 복귀속도(조정계수)를 나타내는 것으로 $\alpha_1 < 0$ 일 때 변수 Y는 균형점에 안정적으로 접근하려는 형태를 나타낸다. 오차수정모형은 균형오차를 나타내는 Z_{t-1} 를 통해 수준변수 $(Y_{t-1} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{t-1})$ 와 차분변수 $(\Delta X_{t-k}, \Delta Y_{t-j})$ 를 동시에 하나의 모형에 포함하고 있어, 수준변수가 갖고 있는 장기적인 균형관계에 대한 정보를 잊지 않으면서 동시에 적분계열의 불안정성에 의해 야기되는 분석상의 문제점을 해결할 수 있다는 장점이 있다.

일단 주어진 시계열자료에 대한 공적분 검정 및 이에 기초한 벡터오차수정모형이 추정되면 이를 예측치 도출에 사용할 수 있다.

$$\Delta \widehat{Y}_{n+1} = \widehat{\alpha}_0 + \widehat{\alpha}_1 Z_n + \sum_{k=1}^q \widehat{\delta}_k \Delta X_{n-k+1} + \sum_{j=1}^p \widehat{\gamma}_j \Delta Y_{n-j+1} \quad (9)$$

식 (9)에서 $\Delta \widehat{Y}_{n+1} = \widehat{Y}_{n+1} - Y_n$ 의 관계로부터 1기후의 Y값에 대한 예측치를 다음과 같이 도출한다.

$$\hat{Y}_{n+1} = \widehat{\Delta Y}_{n+1} + Y_n \quad (10)$$

일반적으로 h 기 이후에 대한 예측치는 다음과 같이 도출 할 수 있다.

$$\hat{Y}_{n+h} = \widehat{\Delta Y}_{n+h} + \hat{Y}_{n+h-1} \quad (h=1,2, \dots) \quad (11)$$

4. 예측오차 분산분해

단일변수의 움직임에 대한 설명으로 각 변수의 상대적 중요성은 예측오차 분산분해라는 방법을 통해서 평가되어질 수 있다. 이것은 원래의 예측오차에서 여러 변수들의 충격이 섞여있으므로 이것을 각 요인별로 그 중요성에 따라 분류 가능할 때 경제적으로 매우 유용한 정보를 얻을 수 있다. 따라서 예측오차의 분산을 VAR체계 내의 각 변수의 오차에다 그 중요성에 따라 적당한 비율로 분할하는 방법을 이용한다.

벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model ; VAR)을 이용하여 $t-1$ 시점에서 미래시점($t+s$)를 예측하는 경우 예측오차는 아래와 같다.

$$x_{t+s} - \hat{x}_{t+s|t} = e_{t+s} + \Psi_1 e_{t+s-1} + \Psi_2 e_{t+s-2} + \dots + \Psi_{s-1} e_{t+1} \quad (12)$$

따라서 s -단계 예측의 평균제곱오차는 아래의 식 (13)과 같다.

$$\begin{aligned} MSE(\hat{x}_{t+s|t}) &= E[(x_{t+s} - \hat{x}_{t+s|t})(x_{t+s} - \hat{x}_{t+s|t})'] \\ &= \Omega + \Psi_1 \Omega \Psi_1' + \dots + \Psi_{s-1} \Omega \Psi_{s-1}' \end{aligned} \quad (13)$$

예측오차 분산분해는 직교오차 u_t 의 각 구성요소들이 MSE에 얼마만큼씩 기여하는가를 측정하는 것이다. VAR오차항과 직교오차항간에는 다음 식 (14)의 관계가 성립한다.

$$e_t = A u_t = a_1 u_{1t} + a_2 u_{2t} + \dots + a_n u_{nt} \quad (14)$$

그리므로

$$\Omega = E(e_t e_t') = a_1 a_1' Var(u_{1t}) + \dots + a_n a_n' Var(u_{nt}) \quad (15)$$

식 (15)을 식 (13)에 대입하여 정리하면

$$MSE(\hat{x}_{t+s|t}) = \sum_{j=1}^n \{ Var(u_{jt}) [a_j a'_j + \Psi_1 a_j a'_j \Psi'_1 + \Psi_2 a_j a'_j \Psi'_2 + \dots + \Psi_{s-1} a_j a'_j \Psi'_{s-1}] \} \quad (16)$$

식 (16)에서 $Var(u_{jt}) [a_j a'_j + \Psi_1 a_j a'_j \Psi'_1 + \Psi_2 a_j a'_j \Psi'_2 + \dots + \Psi_{s-1} a_j a'_j \Psi'_{s-1}]$ 부분은 j번째 직교오차가 s기간 후 예측오차의 MSE에 얼마만큼 기여하는가를 측정한다.

IV. 실증분석

1. 연구자료 및 분석기간

주가지수와 거시경제변수의 관계를 살펴보기위해서 본 연구에서 사용한 자료들은 1992년 7월부터 2003년 6월까지의 월별자료로서 주가지수는 종합주가지수(KOSPI)를 사용하였다. 거시경제변수들은 Chen, Roll and Ross(1986)의 연구에서 사용되었던 변수들과 선행연구들에서 사용되었던 변수들을 고려하여 7개의 거시경제변수들(화폐공급, 인플레이션, 금리, 산업생산지수, 원달러 환율, 국제원유가격, 경상수지)을 선정하였다. 인플레이션을 나타내는 변수로는 2000년을 100으로 하는 소비자물가지수(CPI)를 사용하였고 화폐공급을 나타내는 변수는 백만 단위로 표시되는 통화량(M2)를 사용하였다. 이자율을 나타내는 변수로 사용된 것은 3년 만기 회사채수익률(LTR)이고 기업의 생산활동을 나타내는 산업생산지수는 2000년을 100으로 하는 한국은행에서 발표한 산업생산지수(IP)이다. 국제원유가격(OIL)을 나타내는 변수는 2000년을 100으로 하는 원유수입단가지수를 사용하였다. 원달러 환율(EXCH)은 대미달러환율을 사용했고 경상수지(TB)를 나타내는 변수로는 100만 달러로 표시되는 경상수지 잔액을 이용하였다. 본 연구에서 사용된 자료들은 한국은행과 통계청자료의 인터넷 홈페이지를 통해서 구한 것들이고 모든 자료에는 Log변환을 취하여 사용하였다. 그리고 경상수지가 (-)의 값인 경우에는 절대값을 취한 후 Log변환을 하고, 다시 (-1)을 곱하였다.

본 연구에서는 전체기간을 1992년 7월부터 2003년 6월까지로 정한 후 분석기

간을 크게 두 기간으로 나누었다. 외환위기가 본격화된 시기인 1997년 말을 구조변화시점(Structural Break Point)로 간주하고 이 시점을 전후로 첫 번째 기간은 1992년 7월부터 1997년 12월까지(5년 6개월)로 하고 두 번째 기간은 1998년 1월부터 2003년 6월까지(5년 6개월)로 구분하였다. 이와 같이 기간을 구분한 것은 Johansen의 공적분 검증은 전체 표본 기간동안 공적분 벡터가 공적분 공간(Cointegration Space)에서 안정적 혹은 일정하다는 가정아래서 성립되는데, 정성창과 정석영(2002)의 선행연구에 따르면 우리나라의 경제적 구조적 변화로 인하여 공적분 벡터가 안정적이지 못하다는 연구 결과가 있기 때문이다. 또한 외환위기 전후의 거시경제변수들과 주가지수에 대한 변화를 고찰해 보려는 목적으로 있기 때문이다.

2. 단위근 검정 결과

본 연구에서는 전체기간(1992년 7월부터 2003년 6월), 외환위기 이전(1992년 7월부터 1997년 12월), 외환위기 이후(1998년 1월부터 2003년 6월)의 3기간에 대해서 수분변수와 1차 차분변수에 대해 각각 ADF검정을 실시하였다.

<표 1>은 전체기간에 대한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 그 결과를 보면 총통화(M2)만 제외하고 모든 변수의 수준변수에서는 모두 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 판정되었다. 그러나 1차 차분변수는 모두 단위근이 없는 안정적인 시계열임을 알 수 있다.

〈표 1〉 전체기간의 단위근 검정

	KOSPI	CPI	EXCH	IP	LTR	M2	OIL	TB
임계치	1% (-3.4856)							
	5% (-2.8855)							
수준변수	-2.33036	-1.44621	-1.22940	-0.79683	-1.52068	-3.57738**	-2.02618	-2.35835
차분변수	-6.32062**	-7.13219**	-5.63620**	-10.3266**	-5.61374**	-3.42815*	-5.47895**	-9.36367**

주) KOSPI=종합주가지수, CPI=소비자물가지수, EXCH=원달러환율, IP=산업생산지수, LTR=3년만기 회사채수익률, M2=총통화, OIL=국제원유가격, TB=경상수지.

**=1%에서 유의적임, *=5%에서 유의적임, 시차=2.

외환위기 이전기간에 대한 단위근 검정결과를 보면 원달러 환율(EXCH)을 제외하고 모든 수준변수에서 단위근이 존재하는 불안정한 시계열임이 판정되었고, 1차 차분한 변수에서는 원달러 환율(EXCH)와 3년만기 회사채수익률(LTR)을 제외하고 단위근이 나타나지 않는 안정적 시계열로 판정되었다.

〈표 2〉 외환위기 이전기간의 단위근 검정

	KOSPI	CPI	EXCH	IP	LTR	M2	OIL	TB
임계치	1% (-3.4856)							
	5% (-2.8855)							
수준변수	-0.86866	0.358640	2.588981*	-0.83814	-1.03559	-0.63766	-2.22531	-2.44394
차분변수	-3.80875**	-5.11743**	1.195785	-8.02965**	-0.32499	-4.82020**	-4.02562**	-5.12578**

주) KOSPI=종합주가지수, CPI=소비자물가지수, EXCH=원달러환율, IP=산업생산지수, LTR=3년만기 회사채수익률, M2=총통화, OIL=국제원유가격, TB=경상수지.

**=1%에서 유의적임, *=5%에서 유의적임, 시차=2.

외환위기 이후기간에 대한 단위근 검정결과 수준변수는 모두 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 나타났으며, 1차 차분변수에서는 총통화(M2)만을 제외하고 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 총통화(M2)의 경우 2차 차분하면 -7.72858으로 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타난다.

〈표 3〉 외환위기 이후기간의 단위근 검정

	KOSPI	CPI	EXCH	IP	LTR	M2	OIL	TB
임계치	1% (-3.4856)							
	5% (-2.8855)							
수준변수	-2.16085	-0.48928	-2.68123	-1.05724	-3.05072*	-2.71985	-1.24435	-3.21339*
차분변수	-4.93877**	-5.87441**	-6.49225**	-7.05279**	-7.29423**	-2.46398	-4.17088**	-7.43224**

주) KOSPI=종합주가지수, CPI=소비자물가지수, EXCH=원달러환율, IP=산업생산지수, LTR=3년만기 회사채수익률, M2=총통화, OIL=국제원유가격, TB=경상수지.

**=1%에서 유의적임, *=5%에서 유의적임, 시차=2.

3. 공적분 검정 결과

단위근 검정결과 대부분의 수준변수가 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 판명되었다. 본 연구에서는 Johansen Test를 이용하여 공적분 검정을 실시하였고 시차=2를 사용하였다.

〈표 4〉 전체기간의 공적분 검정

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.450027	286.7997	156	168.36	None**
0.402401	207.8787	124.24	133.57	At most 1**
0.285789	139.9204	94.15	103.18	At most 2**
0.274648	95.49224	68.52	76.07	At most 3**
0.221447	53.10731	47.21	54.46	At most 4*
0.080133	20.06538	29.68	35.65	At most 5
0.043854	9.039913	15.41	20.04	At most 6
0.023363	3.120486	3.76	6.65	At most 7

주) **=1%에서 유의적임, *=5%에서 유의적임.

〈표 5〉 외환위기 이전기간의 공적분 검정

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.669056	205.5823	156	168.36	None**
0.47101	132.5991	124.24	133.57	At most 1*
0.33449	90.57123	94.15	103.18	At most 2
0.317821	63.69597	68.52	76.07	At most 3
0.252137	38.45338	47.21	54.46	At most 4
0.143554	19.27804	29.68	35.65	At most 5
0.107757	9.050417	15.41	20.04	At most 6
0.022846	1.525346	3.76	6.65	At most 7

주) **=1%에서 유의적임, *=5%에서 유의적임.

〈표 6〉 외환위기 이후기간의 공적분 검정

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.719695	251.1454	156	168.36	None **
0.56683	167.2016	124.24	133.57	At most 1**
0.428741	111.9843	94.15	103.18	At most 2**
0.385319	75.03008	68.52	76.07	At most 3*
0.271496	42.91109	47.21	54.46	At most 4
0.174853	22.00477	29.68	35.65	At most 5
0.128043	9.319951	15.41	20.04	At most 6
0.004187	0.276931	3.76	6.65	At most 7

주) **=1%에서 유의적임, *=5%에서 유의적임.

〈표 4〉, 〈표 5〉, 〈표 6〉에 나타난 Johansen Test 결과를 보면 1% 유의수준에서 전체기간에서는 적어도 4개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 외환위기 이전기간에는 1개의 공적분 관계가 존재하고 외환위기 이후기간에는 3개의 공적분 관계가 존재하는 것이 발견되었다.

공적분 관계가 성립한다는 것은 장기적 관계가 존재함을 의미한다. 각 변수의 공적분 관계를 검증한다는 것을 결국 변수들 사이의 이론적 함수관계를 검증하는 것과 같은 효과를 갖는다. 외환위기 이전기간보다 외환위기 이후기간에 공적분 관계가 더 많이 존재한다는 것은 자본시장개방으로 인한 우리나라 경제의 구조적 변화로 종합주가지수와 거시경제변수들 간의 관계가 더욱 강건하게 변화되었다는 것을 암시한다고 볼 수 있다. 그리고 하위기간보다 전체기간의 공적분 관계가 더 많은 것을 볼 때 기간이 길어질수록 공적분 관계의 수가 늘어난다고 볼 수 있다. 또한 모든 기간에서 공적분 관계가 존재함으로 인해서 VAR모형 보다는 VECM모형을 이용하는 것이 더욱 적절한 것이기 때문에 VECM모형을 이용하여 종합주가지수와 거시경제변수 사이의 관계에 대한 분석 진행하도록 한다.

4. 장기균형

공적분 검증 결과를 보면 3기간 모두에서 1개 이상의 공적분 관계가 발견되

었다. Johansen과 Juselius에 따르면 1개 이상의 공적분 벡터가 존재할 경우 첫 번째 고유벡터(eigenvector)를 가장 유용하다고 한다. 따라서 본 연구에서는 가장 큰 고유값(eigenvalue)으로 대표되는 공적분 벡터에 대해서 분석하기로 한다. 시차=2로 할 경우 종합주가지수와 거시경제변수들 사이의 장기적 균형관계는 <표 7>에서와 같이 표현될 수 있다.

<표 7> 종합주가지수와 거시경제변수들 사이의 장기적 균형관계

기간	종합주가지수와 거시경제변수들 사이의 장기적 균형관계
전체기간	KOSPI=6.21CPI-1.51EXCH+3.11IP+0.40LTR-2.69M2-1.20OIL+0.01TB+70.64
외환위기 이전기간	KOSPI=14.12CPI-4.67EXCH-7.59IP+0.67LTR+0.456M2-0.55OIL-0.01TB-7.44
외환위기 이후기간	KOSPI=19.23CPI-2.18EXCH+7.17IP+0.79LTR-7.97M2-3.50OIL+0.01TB+186.62

주) KOSPI=종합주가지수, CPI=소비자물가지수, EXCH=원달러환율, IP=산업생산지수, LTR=3년만기 회사채수익률, M2=총통화, OIL=국제원유가격, TB=경상수지.

앞에서 살펴본 거시경제변수와 주가에 관한 주요가설과 <표 7>에서 나타난 종합주가지수와 거시경제변수들 사이의 장기적 균형관계를 비교해보면 전체기간에서는 3년만기 회사채수익률만을 제외하고는 주요가설과 부호가 일치하고 있음을 알 수 있다. 외환위기 이전기간에서는 3년만기 회사채수익률뿐만 아니라 산업생산지수와 경상수지 또한 주요가설과 반대의 부호를 나타내고 있으며 외환위기 이후기간에서는 전체기간에서와 같이 3년만기 회사채수익률만을 제외하고는 주요가설과 부호가 일치하고 있다. 외환위기 이후기간에서가 외환위기 이후기간보다 앞에서 살펴본 거시경제변수와 주가에 관한 주요가설과 부호가 더욱 일치하는 것은 우리나라 자본시장이 외환위기 이후로 정상화 되어가는 것을 보여준다고 할 수 있다. 그리고 금리와 회사채가격은 부(-)의 관계를 가지므로 종합주가지수와 3년만기 회사채수익이 양(+)의 관계라는 것은 종합주가지수와 회사채사이에 일종의 대체제관계가 존재하는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

5. 벡터오차수정모형의 추정

공적분 검정을 실시한 결과 모든 기간에서 공적분 관계가 성립하는 것으로 나타났으므로 모든 기간에 대해서 VECM모형을 이용하여 계수를 측정하였으며 시차=2를 사용하였다. <표 8>에 VECM모형 계수추정 결과가 나타나 있다.

<표 8>에 있는 전체기간에 대한 결과를 보면 종합주가지수(KOSPI)는 원달러 환율(EXCH)과 총통화(M2)가 유의수준 1%에서 설명력을 가지며 원달러 환율(EXCH)에 의해 지속적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 그리고 국제원유가격(OIL)이 유의수준 5%에서 설명력을 가지는 것으로 나타난다. 외환위기 이전 기간에 대한 결과를 보면 종합주가지수(KOSPI)는 자기 자신과 산업생산지수(IP)가 5%의 유의수준에서 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 외환위기 이후에 대한 결과에서는 종합주가지수(KOSPI)가 소비자물가지수(CPI), 원달러 환율(EXCH), 총통화(M2), 경상수지(TB)가 5%의 유의수준에서 설명력을 가지는 것으로 나타난다. 외환위기 이전과 이후기간의 결과를 비교해보면 종합주가지수(KOSPI)가 외환위기 이후의 기간에서 더 많은 거시경제변수들에 의해서 유의성을 가지고 설명되는 것을 볼 수 있다. 이것은 1990년 이후 정부가 지속적인 금융시장을 개방해왔지만 외환위기 이전기간보다 외환위기 이후기간에서 자본주의 시장 메커니즘이 더 잘 작동되고 있는 것을 보여주는 것이라고 생각된다.

세 기간에 대해서 VECM모형 전체의 설명력을 나타내는 지표인 R^2 와 adjusted R^2 를 보면 외환위기 이후기간의 R^2 와 adjusted R^2 가 전체기간에서보다 훨씬 더 높게 나타나고 전체기간의 R^2 와 adjusted R^2 가 외환위기 이전의 것보다 더 높게 나타난다. 또한 종합주가지수(KOSPI)에 대한 공적분 관계식의 설명력을 보면 외환위기 이후 기간에는 3개의 공적분 관계식 모두가 1%의 유의수준에서 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 VECM모형을 설정할 때 구조적 변화(Structural Change)가 있는 것이 분명함으로 외환위기 이전기간과 이후기간으로 나누어서 설정하는 것이 좋으며 특히 VECM모형을 미래의 예측모형으로 사용하기 위해서는 외환위기 이후의 기간만을 이용하여 VECM모형을 만들어서 상장지수펀드(ETFs)의 투자전략을 구축하는 것이 더 타당하다고 보여 진다.

〈표 8〉 VECM모형의 계수추정 결과

독립변수	전체기간	외환위기 이전기간	외환위기 이후기간
	D(KOSPI)	D(KOSPI)	D(KOSPI)
CointEq1	-0.103019 (-1.75296)*	-0.103467 (-1.96075)*	-0.25756 (-3.00065)**
CointEq2	0.875626 (1.41102)		-5.955143 (-3.03860)**
CointEq3	-0.306319 (-2.06280)*		0.686463 (3.00251)**
CointEq4	-0.019756 (-0.07769)		
D(KOSPI(-1))	0.158857 (1.42738)	0.283384 (1.75093)*	-0.014906 (-0.09318)
D(KOSPI(-2))	0.052114 (0.52454)	0.054344 (0.26188)	-0.100352 (-0.83805)
D(CPI(-1))	-1.47713 (-0.71755)	2.442572 (0.79701)	-0.395264 (-0.13205)
D(CPI(-2))	-0.790241 (-0.38565)	-3.295652 (-0.95837)	4.793682 (1.77868)*
D(EXCH(-1))	0.754603 (2.74104)**	0.635367 (0.99765)	0.51831 (1.23693)
D(EXCH(-2))	0.902066 (2.96852)**	-0.798769 (-0.64575)	0.625112 (1.73784)*
D(IP(-1))	0.178101 (0.87243)	0.469984 (1.68012)*	-0.326167 (-1.24283)
D(IP(-2))	-0.090302 (-0.53127)	0.151719 (0.61498)	-0.09309 (-0.40709)
D(LTR(-1))	0.163187 (1.09711)	-0.165952 (-0.53136)	0.136839 (0.77623)
D(LTR(-2))	-0.138422 (-0.91990)	-0.082362 (-0.25149)	-0.129237 (-0.67827)
D(M2(-1))	-2.212988 (-2.49117)**	-0.774262 (-0.50131)	-2.699873 (-2.37053)*
D(M2(-2))	-1.072017 (-1.12316)	-1.241313 (-0.76689)	-0.931968 (-0.78579)
D(OIL(-1))	-0.091308 (-0.56553)	-0.293765 (-1.13855)	0.008393 (0.03858)
D(OIL(-2))	0.356779 (2.25725)*	0.182838 (0.61971)	0.23627 (1.21149)
D(TB(-1))	-0.001035 (-0.46282)	0.001752 (0.63518)	0.005292 (1.8519)*
D(TB(-2))	0.000102 (0.04789)	0.003548 (1.33042)	0.003529 (1.21159)
상수항	0.041055 (2.13413)*	0.024251 (0.53342)	0.025421 (1.47587)
R ²	0.368637	0.265087	0.6667
Adjusted R ²	0.254878	0.004805	0.529033

주) KOSPI=종합주가지수, CPI=소비자물가지수, EXCH=원달러환율, IP=산업생산지수,

LTR=3년만기 회사채수익률, M2=총통화, OIL=국제원유가격, TB=경상수지.

괄호안의 숫자는 t-statistics, **=1%에서 유의적임, *=5%에서 유의적임.

6. 예측오차 분산분해

분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 그 변수 자신 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명되는가를 살펴보기 위한 것이다. 이를 위해서는 오차항의 공분산행렬을 직교행렬로 변환하고 이를 행렬을 이용하여 변수별 예측오차의 분산을 분해하는 절차를 거치게 된다. 본 연구에서는 종합주가지수가 외생적으로 작용하는지 여부를 판단하기 위하여 종합주가지수를 첫 번째 순서에 놓았다. 어떤 특정 변수의 예측오차의 분산이 종합주가지수 예측오차의 분산 가운데서 차지하는 비중이 매우 크다면 그 특정변수의 변화가 종합주가지수에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다.

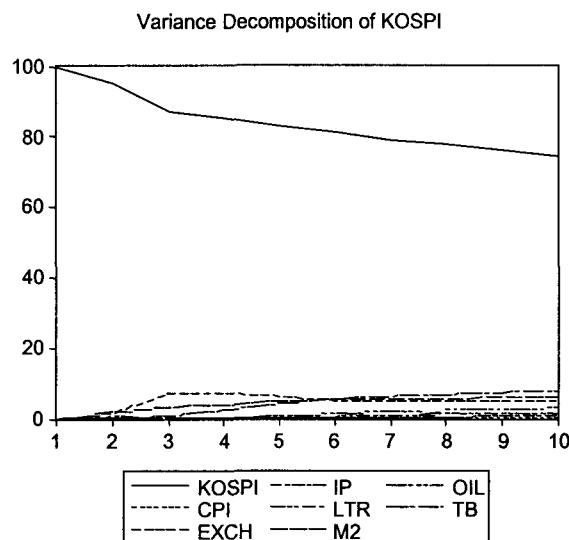
〈표 9〉 전체기간의 분산분해 분석결과

Variance Decomposition of KOSPI								
Period	KOSPI	CPI	EXCH	IP	LTR	M2	OIL	TB
1	100	0	0	0	0	0	0	0
2	95.15635	0.054291	1.489552	0.138105	0.488163	1.853926	0.710377	0.109232
3	87.4202	0.190304	7.129322	0.130673	0.316623	3.431891	0.470747	0.910236
4	85.30792	0.155757	7.445986	0.10238	0.263672	3.840937	0.446817	2.436528
5	83.31943	0.207517	6.251913	0.125808	0.297677	4.935656	0.742358	4.119645
6	81.24681	0.286887	5.251465	0.239128	0.633562	5.358168	1.375377	5.608601
7	79.3603	0.309265	5.062209	0.394438	1.007099	5.452313	2.094101	6.32028
8	77.66142	0.296108	5.112464	0.553078	1.268619	5.708296	2.532094	6.867917
9	76.22882	0.265235	5.119566	0.693785	1.480626	5.975233	2.778272	7.458467
10	74.77163	0.23544	5.24224	0.759661	1.621997	6.294088	3.014643	8.060298

주) KOSPI=종합주가지수, CPI=소비자물가지수, EXCH=원달러환율, IP=산업생산지수, LTR=3년만기 회사채수익률, M2=총통화, OIL=국제원유가격, TB=경상수지, 시차=2.

일반적으로 어떤 변수가 영향력이 있을 때는 그 비중이 크거나 점점 증대되는 반면 영향력이 없을 때는 그 비중이 작거나 점점 감소한다. 〈표 9〉는 전체 기간에 대한 VECM모형에서 종합주가지수(KOSPI)의 예측오차 분산에서 차지하는 각 변수별 예측오차의 분산비중을 나타낸다. 종합주가지수(KOSPI)의 분

산분해를 보면 10기간 후 종합주가지수(KOSPI) 자체의 변화가 75%정도를 설명하고 원달러 환율(EXCH)이 5%, 총통화(M2)가 6%, 경상수지(TB)가 8%정도를 설명하고 있으며 나머지 변수의 영향은 미비함을 알 수 있다.

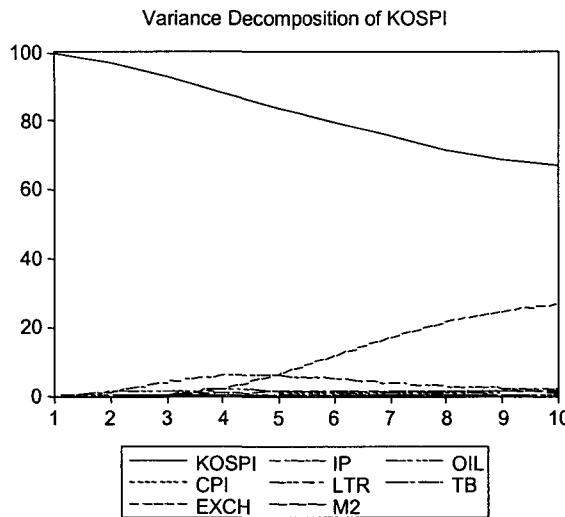


[그림 1] 전체기간의 분산분해 분석결과

〈표 10〉 외환위기 이전기간의 분산분해 분석결과

Period	Variance Decomposition of KOSPI								
	KOSPI	CPI	EXCH	IP	LTR	M2	OIL	TB	
1	100	0	0	0	0	0	0	0	
2	97.05637	0.352051	0.055588	1.104679	0.025571	0.086078	1.305864	0.013796	
3	92.91296	0.240442	0.293987	4.048257	0.070625	0.446652	1.635054	0.352026	
4	88.09138	0.359418	2.08212	6.173807	0.16006	1.005982	1.897915	0.229319	
5	83.7635	0.643398	6.399619	5.884741	0.156274	1.266892	1.702339	0.183236	
6	79.73254	0.792157	11.67004	5.04912	0.101446	1.262017	1.248195	0.144488	
7	75.54772	0.962878	17.10873	3.835349	0.110892	1.361936	0.955658	0.116837	
8	71.84666	1.160764	21.58623	2.935915	0.248265	1.365788	0.744974	0.11141	
9	68.9787	1.398722	24.66804	2.390764	0.461648	1.370679	0.626207	0.105242	
10	66.84168	1.663437	26.78591	1.997386	0.680271	1.375283	0.550784	0.105247	

주) KOSPI=종합주가지수, CPI=소비자물가지수, EXCH=원달러환율, IP=산업생산지수, LTR=3년만기 회사채수익률, M2=총통화, OIL=국제원유가격, TB=경상수지, 시차=2.



[그림 2] 외환위기 이전기간의 분산분해 분석결과

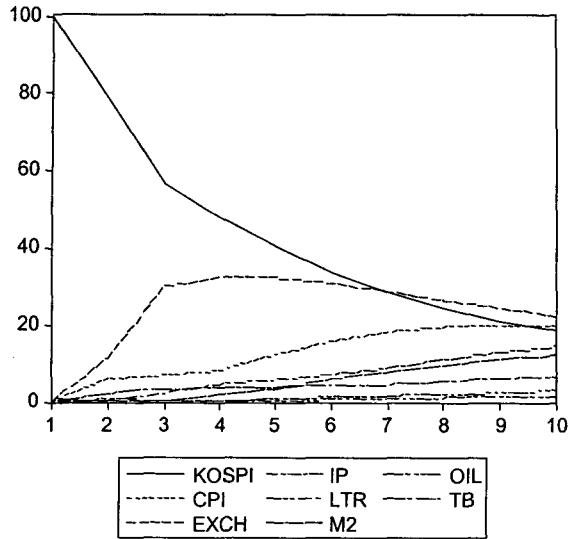
<표 10>은 외환위기 이전기간에 대한 VECM모형에서 종합주가지수(KOSPI)의 예측오차 분산에서 차지하는 각 변수별 예측오차의 분산비중을 나타낸다. 그 결과를 보면 10기간 후 종합주가지수(KOSPI)의 분산분해는 종합주가지수(KOSPI) 자신의 변화에 의해서 67% 그리고 원달러 환율(EXCH)의 변화가 28% 정도를 차지하고 있고 나머지 변수들은 거의 영향력을 못 미치고 있다.

<표 11> 외환위기 이후기간의 분산분해 분석결과

Period	Variance Decomposition of KOSPI							
	KOSPI	CPI	EXCH	IP	LTR	M2	OIL	TB
1	100	0	0	0	0	0	0	0
2	78.67891	6.079173	11.32465	0.585188	0.044145	0.252854	0.794232	2.240848
3	56.60778	7.054974	29.91148	2.248299	0.031853	0.2198	0.460621	3.465194
4	48.06068	8.350319	32.66799	4.646652	0.178003	2.083291	0.371563	3.641503
5	40.88781	12.43023	32.29712	5.836435	0.209021	3.483196	0.862364	3.993824
6	33.44321	15.77733	30.94894	7.32632	0.748499	5.903085	1.353193	4.499424
7	28.41132	18.33893	28.78396	9.031157	0.991771	8.1369	1.697737	4.608219
8	24.34156	19.57873	26.52042	11.16431	1.23541	9.640566	2.084875	5.434124
9	21.17156	20.05987	24.49677	13.00156	1.509856	11.06308	2.504635	6.192673
10	18.87333	19.91331	22.42843	14.49664	1.701141	12.51209	3.219199	6.855857

주) KOSPI=종합주가지수, CPI=소비자물가지수, EXCH=원달러환율, IP=산업생산지수, LTR=3년만기 회사채수익률, M2=총통화, OIL=국제원유가격, TB=경상수지, 시차=2.

Variance Decomposition of KOSPI



[그림 3] 외환위기 이후기간의 분산분해 분석결과

<표 11>은 외환위기 이후기간에 대한 VECM모형에서 종합주가지수(KOSPI)의 예측오차 분산에서 차지하는 각 변수별 예측오차의 분산비중을 나타낸다. 그 결과를 보면 종합주가지수(KOSPI)의 분산분해는 10기간 후 종합주가지수(KOSPI) 자신의 변화에 의해서 19%가 설명되고 소비자물가지수(CPI)가 20%, 원달러 환율(EXCH)이 22%, 산업생산지수(IP)가 14%, 총통화(M2)가 13%를 설명하고 있다. 원달러 환율(EXCH)의 변화가 종합주가지수(KOSPI) 자신의 변화 보다 영향력이 높은 것은 자본시장의 전세계적인 글로벌화 현상과 외국인의 주식시장 참여확대에 대한 것으로 이해할 수 있다.

각 기간의 예측오차 분산분해의 분석결과를 종합해보면 외환위기 이전기간에는 종합주가지수(KOSPI)가 자기 자신과 원달러 환율(EXCH)에 영향을 받았지만 외환위기 이후기간에는 종합주가지수(KOSPI) 자신의 영향은 상대적으로 많이 줄어들었고 소비자물가지수(CPI), 원달러 환율(EXCH), 산업생산지수(IP), 총통화(M2)의 영향력이 매우 커지는 것을 볼 수 있다. 이것은 외환위기 이후 우리나라의 자본시장이 더욱 개방화되면서 좀더 금융시장의 연계성이 심화된다는 것을 암시한다. 이 결과는 앞의 공적분 검증결과와 일치한고 볼 수 있다.

이 결과 통해서 종합주가지수(KOSPI)를 설명함에 있어서 과거의 종합주가지수뿐 아니라 원달러 환율(EXCH), 소비자물가지수(CPI), 산업생산지수(IP), 총통화(M2)가 매우 유용한 변수라는 결론을 내릴 수 있다. 그리고 종합주가지수(KOSPI)에 대해서 3년만기 회사채수익률(LTR)이 거의 설명력을 갖지 못하는 것은 지난 10년 동안 한국정부의 인위적인 금리 하락정책으로 계속적인 금리하향 추세로 인하여 종합주가지수(KOSPI)와의 관계가 많이 희석된 것으로 보여진다.

V. 결 론

본 연구의 목적은 우리나라 주식시장에서 주가지수와 거시경제 변수들과의 계량경제적 관계를 파악하고 여러 거시경제변수들 중에서 종합주가지수와 밀접한 관련성이 있는 변수를 사용하여 종합주가지수와 거시경제변수들 사이의 모형을 추정할 수 있도록 그 토대를 마련해 주어 2002년 10월 14일에 처음 상장된 상장지수펀드(ETFs)에 관한 투자전략의 구축을 가능하게 하는데 있다. 거시경제변수와 종합주가지수의 관계를 파악하기 위해 지금까지 주로 사용된 다중회귀분석, 연립회귀방정식, ARMAX(Autoregressive Moving Average with Exogeneous Variables)모형, VAR(Vector Auto Regression Model)모형이 가지고 있는 문제점들을 극복하기 위해서 본 연구에서는 종합주가지수와 거시경제변수들 간의 모형을 추정하는데 벡터오차수정모형을 사용하였다.

벡터오차수정모형을 사용하여 우리나라의 종합주가지수와 거시경제변수들 사이의 관계를 규명한 선행연구들 중에서 어떠한 것도 1997년 외환위기 이후에 나타났을 것으로 판단되는 구조적 변화를 체계적으로 분석하지 못하였다. 그러나 본 연구에서는 외환위기이후 5년 6개월간의 기간을 분석대상에 포함시켰고, 연구기간을 전체기간과 외환위기 전후 기간으로 구조적 변화를 고려한 체계적 분석을 수행했다는 점에서 기존의 경제변수와 주식시장의 관계를 대상으로 하는 연구들과는 크게 차별화된다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 종합주가지수 및 7개의 거시경제변수들(총통화, 소비자물가지수, 금리, 산업생산지수, 원달러 환율, 국제원유가격, 경상수지)에 대한 단위근 검정결과 전체기간, 외환위기 이전기간, 외환위기 이후기간 모두 수준변수에서는 단위근이 대부분 존재하는 불안정한 시계열로 판정되었다. 그러나 1차 차분변수는 거의 단위근이 없는 안정적인 시계열임을 나타냈다.

둘째, 공적분 검정 결과 유의수준이 1%일 때 전체기간에서는 적어도 4개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 파악되었다. 그리고 외환위기 이전기간에는 1 개의 공적분 관계가 존재하고 외환위기 이후기간에는 3개의 공적분 관계가 존 재하는 것이 발견되었다. 일반적으로 변수간 공적분 관계가 성립한다는 것은 변수들 사이에 장기적인 관계가 존재함을 의미한다. 외환위기이후의 기간에서 공적분 관계가 더 많이 존재하는 것은 각 변수들 사이의 상호관련성이 그 이전 보다 더 졌다는 것을 나타내는 것으로 해석된다.

셋째, 벡터오차수정모형을 통해서 주요 변수의 계수추정결과 종합주가지수가 외환위기 이후의 기간에서 더 많은 거시경제변수들에 의해서 유의성을 가지고 설명되는 것을 볼 수 있다. 따라서 모형을 설정할 때 구조적 변화(structural change)가 있는 것이 분명함으로 외환위기 이전기간과 이후기간으로 나누어서 그 특성을 분석해야함을 나타낸다. 이것은 1990년 이후 정부가 지속적인 금융 시장을 개방해왔지만 외환위기 이전기간보다 외환위기 이후기간에서 자본주의 시장 메커니즘이 더 잘 작동되고 있는 것을 보여주는 것이라 해석된다.

넷째, 예측오차 분산분해의 분석결과를 보면 외환위기 이전기간에는 종합주 가지수가 자기 자신과 원달러 환율에 영향을 받았지만 외환위기 이후기간에는 종합주가지수 자신의 영향은 상대적으로 많이 줄어들었고 소비자물가지수, 원 달러 환율, 산업생산지수, 총통화의 영향력이 매우 커지는 것을 볼 수 있었다. 이것은 외환위기 이후 우리나라의 자본시장이 더욱 개방화되면서 좀더 금융시 장의 연계성이 더욱 심화되었다는 것을 암시하며 이 결과는 앞서 수행된 공적 분 검증결과와 일치한다.

결론적으로, 우리나라의 자본시장에서는 1997년 말 외환위기를 전후로 구조

적 변화(structural change)가 존재하기 때문에 벡터오차수정모형을 설정할 때 외환위기 이전기간과 이후기간으로 나누어서 분석하는 것이 좋으며 특히 벡터 오차수정모형을 미래의 예측모형으로 사용하기 위해서는 외환위기 이후의 기간만을 이용하여 벡터오차수정모형을 만들어서 상장지수펀드(ETFs)의 투자전략으로 사용하는 것이 더 타당하다고 판단된다. 또한 우리나라의 주식시장에서는 금리, 국제원유가격, 경상수지 등의 요인보다는 원달러 환율, 소비자물가지수, 산업생산 등의 요인의 비중이 높다는 것을 알 수 있다.

그러나 비록 본 연구에서 종합주가지수와 거시경제변수들 사이의 균형식을 밝히긴 하였지만 보다 다양한 자료를 사용하지 않았고 또한 표본수가 충분히 크지 않았다는 점들이 본 연구의 한계점으로 꼽힌다. 그리고 벡터오차수정 모형을 이용하여 만들어진 종합주가지수와 거시경제변수들 간의 균형식을 상장지수펀드(ETFs)의 투자전략으로 사용하였을 경우 어느 정도의 효과가 있는지에 대한 연구는 차후 과제로 남겨두기로 한다.

참 고 문 헌

- 김형규, “주식수익률과 거시경제변수의 관계에 관한 실증적 연구”, 성균관대 대학원 박사학위 논문, 1991.
- 김명직 · 장국현, 금융시계열분석, 경문사, 1998.
- 유태우 · 박용만, “한국의 주식시장과 경제변수 : 1980-1996의 경험”, 한국증권학회 증권연구발표논문집, 1997, 105-151.
- 이종원, 계량경제학, 박영사, 1994.
- 정성창 · 정석영 “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기균형관계”, 재무연구, 제15권 제2호, 2002, 205-235.
- Alireza Nasseh and Jack Strauss, “Stock Prices and Domestic and International Macroeconomic Activity : A Cointegration Approach,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2000, 229-245.

- Chen, Nai-Fu, Richard Roll, and Stephen Ross, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 1986, 383–403.
- Chen, N., R. Roll, and S. Ross, "Economic Forces and the Stock Market : Testing the APT and Alternative Asset Pricing Theories," CRSP Working Paper no.119 (University of Chicago, Chicago, IL, 1983).
- Chen, N., R. Roll, and S. Ross, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 1986, 383–403.
- Chen, N., "Financial Opportunity and the Macroeconomy," *Journal of Finance*, 1991, 529–554.
- Chung S. Kwon and Tai S. Shin, "Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns," *Global Finance Journal*, 1999, 71–81.
- Dickey, D. A. and W. F. Fuller, "Distribution of the Estimators for AR Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 1979, 427–431.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Correction : Re-presentation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 1987, 151–276.
- Fama, E. and W. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics*, 1977, 115–146.
- Fama, E., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money," *American Economic Review*, 1981, 545–565.
- Greene W. H., "Econometric Analysis," (Fourth Edition) Prentice Hall, Inc., 2000.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 1991, 1551–1580.
- Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 169–210.

- Jones, Charles M. and Cautam Kaul, "Oil and the Stock Market," *Journal of Finance*, 1996, 463-491.
- Lee, Bong-Soo, "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity and Inflation," *Journal of Finance*, 1992, 1591-1603.
- Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and The Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, 1965, 13-37.
- Markowitz, H., "Portfolio Selection," *Journal of Finance*, 1952, 77-91.
- McQueen, Grant and V. Vance Roley, "Stock Prices, News, and Business Conditions," *The Review of Financial Studies*, 1993, 683-707.
- Mookerjee Rajen and Qiao Yu, "Macroeconomic variables and stock prices in a small open economy : The case of Singapore," *Pacific-Basin Finance Journal*, 1997, 377-388.
- Mossin, J., "Equilibrium in a Capital Asset Market," *Econometrica*, 1966, 768-783.
- Nelson. C. R. and C. I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 1982, 139-162.
- Roll, R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests," *Journal of Financial Economics*, 1977, 129-176.
- Ross, S. A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, 1976, 341-360.
- Tarun K., Mukherjee and Atsuyuki Naka, "Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market : an Application of a Vector Error Correction Model," *The Journal of Financial Research*, 1995, 223-237.
- Thorbecke, Willem, "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance*, 1997, 635-654.