

우리 나라 증권시장과 거시경제변수 - VECM을 중심으로 -

丁晟昌*

〈요 약〉

재무경제학에서 많은 연구들이 주가가격과 거시경제활동과의 이론적 모형을 설정하고 이를 검증하고자 하였다. 이 분야에서 지금까지 주로 ARMAX 모형이나 VAR 모형들이 사용되어 왔으나, 이러한 방법들은 주가가격과 거시경제변수들간의 장기적인 균형관계를 파악할 수 없다는 한계점을 안고 있다. 따라서, 본 연구의 목적은 이러한 한계점을 극복할 수 있는 VECM을 이용하여 우리 나라 증권시장과 거시경제변수들간의 장기적인 균형관계를 규명하고자 함에 있다.

검증결과, 모든 변수들의 시계열이 불안정적인 것으로 확인된 관계로, 다변량시계열의 공적분 관계를 검증하는 Johansen 검증을 VECM 모형의 구조 안에서 실시하였다. 종합주가지수와 거시경제변수들간에는 장기적 안정관계를 나타내는 공적분관계가 있는 것으로 나타났으며, 종합주가지수와 거시경제변수들간의 관계는 대부분 이론적인 관계에서 예상하는 부호와 동일한 부호를 갖으며 통계적으로도 유의하였다. 그리고, VECM의 설명력이 종래에 주로 사용하였던 VAR 모형의 설명력보다 더 우월하게 나타났다.

I. 서 론

지난 20여 년 동안 재무경제학에서는 주가가격과 거시경제활동에 관하여 이론적인 관계를 설정하고 이러한 관계를 실증적으로 검증하고자 많은 노력을 기울여 왔다. Fama(1970, 1981)와 Chen(1991)은 다기간 경제모형에서 실질 경제활동은 소비와 투자 기회집합에 영향을 주게되고, 이러한 변화들이 증권시장에서 가격으로 평가되어지므로, 결과적으로 경제상황변수들의 변화는 주가와 밀접한 관계를 갖고 있음을 체계적으로 보이고 있다. 이러한 경제적 논리와 1980년대 초에 실증적 검증이 시작된 APT(Arbitrage Pricing Theory)에 영향을 받아, Chen, Roll and Ross(1986)는 가치평가모형을

* 전남대학교 경영대학 부교수

** 본 논문은 1997년도 전남대학교 연구비 지원을 받아 수행되었음. 본 논문을 심사하여 주신 익명의 심사위원들에게 감사드립니다.

기초로 주시가격에 영향을 미치는 주요한 경제적 상황요인들을 식별하여 검증함으로써, 주시 가격과 거시 경제 변수들간의 체계적인 관계를 정립하여 이후의 연구들에 많은 밑받침이 되었다. Chen, Roll and Ross(1986)이후 이 분야의 연구들은 더욱 정교한 방법론들을 활용하게 된다. Bong-Soo Lee(1992), Campell and Ammer(1993), 그리고, Thorbecke(1977)등의 연구가 VAR 모형을 사용한 대표적인 연구들이다. 또한, Fama and Schwert(1997), Geske and Roll(1983), Defina(1991) 등의 연구에서는 개별 거시경제변수로서 인플레이션과 주가와와의 관계를 분석하였으며, Jones and Kaul(1996)의 연구에서는 국제원유가격과 주시가격과의 관련성을 검증하였다. 그리고, 거시경제변수를 이용하여 주가예측에 활용하는 방법론들을 정리한 Chopra and Lin(1996)의 연구 등이 주목할 만하다.

한편, 일본시장을 대상으로 한 연구들도 주목할 만하다. Hamao(1988)는 Chen, Roll and Ross(1986)의 방법론을 일본시장에 그대로 적용한 연구이며, Elton and Gruber (1988), Brown and Otuski(1990)은 일본의 주가와 거시경제변수들의 관계에 대하여 다각도로 실증 분석하였다. 최근의 연구로서 Mukherjee and Naka(1995)는 대미달러환율, 통화량, 소비자물가지수, 산업생산지수, 장기국채수익률 그리고 콜금리등을 이용하여 장기적 균형관계를 분석하였다.

본 연구와 관련된 국내의 선행연구들은 지금까지 다중회귀분석, 연립회귀방정식, ARMAX(Autoregressive Moving Average with Exogeneous Variables) 모형, VAR(Vector Auto Regression Model) 등이 일반적으로 사용되어 왔다. 국내의 선행연구들을 방법론별로 분류하여 검토하면 다음 몇 가지로 분류하여 살펴볼 수 있다.

첫째는 전통적인 방법들을 사용한 연구들로서, 다중 회귀분석 모형을 이용한 연구들(김철교, 박정옥, 백용호(1990), 정기웅(1991), 감형규(1991))과 연립 회귀방정식(동양 경제연구소(1989), 이준행(1994))을 이용한 연구들이다. 이러한 방법들을 사용한 연구들은 거시 경제 변수들과 주가지수의 관계는 보여줄 수 있지만 주가지수의 동태적인 측면을 무시하기 쉽다는 한계점이 있다. 둘째는 회귀분석과 시계열 모형을 결합시킨 동태적 모형으로서 ARMAX(Autoregressive Moving Average with Exogenous Variables) 모형과 VAR(Vector Autoregressive Model) 모형이 있다. ARMAX 모형(권영준, 김성태, 이홍, 신기철(1990))은 주가지수는 ARMA 과정으로 하고 주가지수에 영향을 미치는 경제 변수들은 외생 변수로 간주하는 모형으로서 매우 유익한 모형이나, 이 모형은 거시 경제 변수들이 상호 관련되어 내생 변수로 작용할 수 있다는 것을 고려할 수 없다는 한계점을 갖고 있다. VAR 모형(이상재(1993), 김종권(1999))은 고려하는 모든 변수들을

내생변수로 간주하고 변수들의 정태적 및 동태적인 상호관계를 분석하기 때문에 적합한 모형이라고 할 수 있다. 그러나, 최근 들어 공적분의 개념이 연구되면서, VAR 모형은 시계열의 안정성을 위한 변수들의 차분 과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실한다는 문제점을 갖고 있으며, 단기 동학적인 관계는 규명할 있으나 장기적 균형관계를 보여주지 못하는 한계점을 갖고 있는 것으로 밝혀지고 있다.

VECM(Vector Error Correction Model)은 이러한 VAR 모형들의 문제점을 개선할 수 있는 방법이라고 할 수 있다. 일반적으로 종합주가지수를 포함한 대부분의 거시경제변수들의 시계열은 안정성(Stationarity)을 갖고 있지 않는 것으로 밝혀지고 있으며, 이러한 불안정적인 시계열의 경우 공적분의 관계를 갖게 된다면 시계열변수들간의 장기적 균형관계와 단기적 동적구조관계를 검증할 수 있는 모형이 VECM이다. 공적분 검증은 단일변수 시계열의 경우 Engle and Granger(1987)의 방법이 사용되나 다변량 시계열의 경우 Johansen(1988, 1991)의 다변량 공적분 검증 방법이 더 우수한 것으로 보고되고 있다. 다변량 공적분 검증과 VECM 모형의 이러한 장점에도 불구하고, 지금까지 국내의 어떤 선행연구에서도 VECM을 이용하여 주가지수와 거시경제변수의 관계를 체계적으로 분석한 연구를 발견하지 못하였다. 이 점이 본 연구를 실시하게 된 배경이다.

따라서, 본 연구의 목적은 VECM을 이용하여 우리 나라 증권시장과 거시경제변수들과의 장기적 균형관계를 규명하고자 함에 있다. 본 연구의 내용은 자료의 안정성 검증, 공적분 벡터의 발견, 장기적 균형관계의 실증적 분석을 하게 된다. 또한 종래에 주로 사용하였던 VAR 방법과 본 연구에서 사용한 VECM 방법의 설명력을 비교하여 VECM의 이론적인 장점이 설명력의 변화로 나타나는지를 검토하고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 주식평가모형

주식가격과 거시경제변수들과의 관계를 적절하게 표현할 수 있는 대표적인 모형은 배당평가모형이다. Chen, Roll and Ross(1986)의 연구에서도 주식가격에 영향을 미치는 거시경제변수들을 유도하기 위하여 동 모형을 사용하고 있다. 이 모형에 따르면, 주식가격은 주식을 소유함으로써 얻을 수 있다고 기대되는 미래의 현금 흐름을 적절한 할인율로 할인한 값이다. 즉,

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

단, P ; 현재의 주식가격
E(CF) ; 기대현금흐름
K ; 위험조정할인율

위의 식 (1)에서 주식가격은 기대현금흐름과 정의 관계를, 위험조정할인율과는 부(-)의 관계를 갖고 있다. 경제 상황의 변화는 기업들의 기대현금흐름과 위험조정할인율에 직접적인 영향을 주게 되어 주식가격에 변화를 가져오게 되므로, 거시경제변수들을 통한 주식가격의 예측은 가능하다고 할 수 있다.

2. 거시경제변수

채무분야에서 Chen, Roll and Ross(1986)가 기본적인 가치평가 모형을 이용하여 주가에 영향을 미치는 중요한 거시경제변수들을 정의한 이래, 주가에 영향을 미치는 거시경제변수들은 대부분 그들이 선정한 거시경제변수들을 중심으로 고려되었다. 그러나 우리 나라의 경우는 해외의존도가 매우 높은 관계로, Chen, Roll and Ross(1986)가 사용하였던 변수들 이외에도 해외부문 관련변수들이 포함되어야 한다. 따라서, 본 연구에서는 국내의 선행연구 결과들을 기초로 하여 본 연구에서 사용될 거시경제변수들을 금융부문, 실물 혹은 생산부문, 해외부문으로 나누어 부분별로 주요 변수들을 선정하고자 한다.

1) 금융부문

(1) 통화량

통화량이 주가에 미치는 영향에 관해서는 기간에 따라 달라지는 것으로 보고되고 있다. 단기적으로는 통화량이 증가하면 이자율이 하락하여 위험조정할인율이 감소하고, 투자의 증대로 승수 효과에 의한 기대현금흐름이 증가되어 주식가격은 상승하게 된다. 반면, 장기적으로는 통화량이 증가하면 인플레이션과 이자율이 상승하여 위험조정수익률이 상승하게 되고, 결국 주식가격을 하락시키는 결과를 가져온다고 주장한다. 즉, 통화량과 주가는 견해에 따라 정(+) 혹은 부(-)의 관계를 가질 수 있음을 의미한다.

일반적으로 경기 호황 국면에서는 실질 생산량이 증가한 결과 통화 공급이 증가하면 풍부한 유동성과 경제 규모의 확대에 따라 주가가 상승하게 된다. 그러나 실질생산량의 증가 없이 통화량이 증가하게 되면 인플레이션의 원인이 되어 주가는 하락하게 된

다. 따라서, 통화량과 주가의 관계는 물가의 변동에 따라 다르게 나타날 수 있어서 항상 정의 관계에 있다고 할 수는 없다.¹⁾ 본 논문에서는 통화량을 나타내는 지표로서 M2(평균, 10억원)단위를 사용한다.

(2) 금리

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 자금 회전이 원활하여지게 되고, 이것은 통화량의 증가로 작용하여 금리 하락과 주가 상승으로 나타나게 되나, 반면 불황기에는 투자수요 감소로 금리가 하락함에도 불구하고 기업 실적 악화로 주가하락이 나타날 수도 있다.

본 연구에서는 금리를 나타내는 변수로서 Chen, Roll and Ross(1986)가 사용하였던 단기이자율과 장기이자율을 포함시켰다. 장기이자율로는 3년 만기 회사채유통수익률을 사용하였으며, 단기이자율로는 콜금리를 사용하였다. 그리고, Chen, Roll and Ross(1986) 이후 외국의 선행연구에서는 채무불이행 위험프리미엄을 나타내는 변수들을 추가로 사용하고 있으나, 우리나라의 경우에는 정크본드 시장 등이 아직 발달하지 않아 측정 상 어려움이 있어 포함하지 못하고 있다.

(3) 물가

주식평가모형에 의하면 다른 모든 요인들이 일정하고 물가가 상승하면 투자자들은 구매력 상실을 보상받기 위하여 주식으로부터 더 높은 수익률을 요구하게 되어 위험조정할인율은 증가하게 되며, 결국 주식가격은 하락하게 된다. 즉, 물가와 주식가격과의 관계는 부(-)의 관계를 갖는다는 것이다. 한편, 물가 상승으로 기업의 명목현금흐름이 인플레이션과 동일한 비율로 증가한다면 주식평가모형의 기대현금흐름의 크기가 증가하게 되어, 결국 주식은 인플레이션의 헷지수단이 될 수 있다. 대부분의 선진국을 대상으로 한 선행 실증연구들에서는 안정적이고 낮은 수준의 인플레이션은 실물분야에서의 경제성장을 도와서 주가와 정의 관계를 갖게 될 것으로 기대된다. 그러나, 그러나, 대부분의 선행연구(Fama and Schwert(1977), Geske and Roll(1983), Chen, Roll and Ross(1986), Chen(1991), DeFina(1991))들은 주식이 인플레이션의 헷지 수단이 되지 못하여

1) 자세한 사항은 감형규(1991), 이상재(1993)를 참조하시오.

물가와 부(-)의 관계를 갖고 있음을 보고하고 있다. 본 연구에서는 물가를 나타내는 변수로서 소비자물가지수(CPI)를 사용하고 있다.

2) 실물부문

실물부문에서는 산업생산 활동이 왕성할수록 주가는 상승할 것으로 기대되므로 정의 관계를 갖을 것으로 기대된다. 일반적으로 경기가 활황을 보이면 경제가 확대되고 기업들의 생산 활동이 활발해지므로 기업 수익의 증가와 함께 주가는 상승하게 된다. 반면 경기가 불황이 되면 기업들의 생산 활동이 위축되어 기업 수익이 감소하게 되어 주가는 하락하게 된다.

본 연구에서 실물경기수준을 나타내는 변수로서 산업생산지수(IP)를 사용한다. 그리고 우리 나라의 경우 원유 순수입국가이므로 경제성과는 국제원유가격과 부의 관계가 있을 것으로 기대된다.²⁾ 우리 나라의 경우 오일수입량은 1980년대 총수입금액의 약 30% 정도, 1990년도에는 총 수입금액의 약 15% 정도를 차지할 정도로 오일가격이 우리 경제에서 중요한 부분을 차지하고 있다.

3) 해외부문

해외시장 관련 변수들도 주식가격과 밀접한 관계를 갖고 있다. 특히 우리 나라처럼 경제 전체에서 해외 부문이 차지하는 비중이 큰 국가일수록 해외시장 변수는 중요한 역할을 하게 된다. 본 연구에서는 해외시장 변수로서 무역수지(TB), 대미환율(WS), 그리고 대일환율(WY)을 사용하고 있다.

일반적으로 수출의 감소, 수입의 증가로 인한 무역수지 적자는 기업의 기대현금흐름을 감소시켜 주가는 하락하게 된다. 반면, 무역수지의 흑자는 해외 부문으로부터의 자금 유입으로 시중의 유동성 증대 및 주식 수요의 증가로 연결되어 되어 주가를 상승시키는 것으로 나타나고 있다. 환율의 평가절상은 수출은 줄고 수입은 늘어 경상 수지가 나빠지고 주가를 하락시키는 측면이 있으나, 다른 한편으로는 수입 물가가 떨어져 국내 물가가 하락하여 주가를 상승시키는 측면도 있다. 반면 환율의 평가절하는 수출은 늘고 수입은 늘어 경상수지개선으로 주가를 상승시키는 측면이 있는 반면, 다른 한편으로는 수입 물가가 상승하여 국내 물가를 상승시키게 되어 주가를 하락시키는 영향이 있을 수 있다. 따라서, 해외시장 변수와 주가와 관계는 단정지어 설명할 수 없다.

2) Jones and Kaul(1996)는 국제원유가격이 여러 국가들의 주식가격에 미치는 영향을 분석하였다.

Ⅲ. 실증분석 결과

1. 자 료

먼저, 주식가격을 나타내는 종합주가지수(KOSPI)로는 월평균 가치가중평균지수를 사용하였다. 그리고, 거시경제변수들은 Chen, Roll and Ross(1986)와 Mukherjee and Naka(1995)의 연구에서 사용하였던 변수들과 국내의 선행연구들에서 사용하였던 변수들을 고려하여 9개의 거시경제변수들, 즉, 단기금리, 장기금리, 인플레이션, 화폐공급, 산업생산지수, 국제오일가격, 경상수지잔액, 원달러환율 그리고 원엔환율을 선택하였다. 장기이자율을 나타내는 변수로 사용된 변수(CBY ; 월평균, %)는 3년 만기 회사채수익률이다. 단기이자율을 나타내는 변수(CALL ; 월평균, %)는 단기콜금리를 사용하였다. 인플레이션을 나타내는 변수(CPI)로는 1990년대를 100으로 하는 소비자물가지수를 사용하였다. 기업의 생산활동을 나타내는 산업생산지수(IP)는 한국은행에서 발표한 월말 산업생산지수이다. 통화량(M2) 변수는 10억원 단위로 표시되는 화폐공급량의 평균 잔액이다. 국제원유가격(OIL)을 나타내는 변수로는 미국의 종합원유가격을 사용하였다. 경상수지(TB)를 나타내는 변수로는 100만 달러로 표시되는 경상수지 잔액을 이용하였다. 마지막으로 대미달러환율(WS)과 대일엔환율(WY)은 미국달러와 일본엔화에 대한 월말 환율을 사용하였다.

본 연구에서 사용하고 있는 자료는 1980년 1월부터 1996년 6월까지의 월별자료로서 「주식」, 한국 은행의 「조사통계월보」, 그리고 통계청자료(KOSIS)등에서 구한 것들이다. 원유가격은 미국에너지성에서 발간되는 월간 에너지리뷰(Monthly Energy Review)에서 발췌하였다. 대부분의 거시경제변수들은 계절성이 있는 것으로 알려져 있어서 계절변동 후 자료를 사용하였으며³⁾, 모든 자료에 계절변동 후 Log변환을 취하였다.⁴⁾

2. 실증분석결과

1) 기본통계량

<표 1>은 주가와 9개 거시경제변수들에 대한 기본통계량을 나타내고 있다. <표 1>

3) 계절변동의 조정을 위해서는 미국 Bureau of Census에서 사용하며, 가장 표준적인 방법으로 알려진 Census X-11방식(multiplicative and additive)을 사용하였다.

4) 무역수지가 (-)의 값인 경우는 절대값을 취한 후 Log변환을 하고, 다시 (-)값을 곱하여 사용하였다.

에서 파넬 A는 수준변수, 파넬 B는 수준변수에 자연대수를 취한 값을, 그리고 파넬 C는 1차 차분 변수에 대한 기본통계량을 보여주고 있다.

<표 1> 기본통계량

	KOSPI	CALL	GBY	CPI	IP	M2	OIL	TB	WS	WY
파넬 A : 수준형태로의 자료										
평균	488.81	13.12	16.12	93.21	84.55	56237	22.04	-36.79	762.11	511.66
중위수	541.00	12.49	14.45	86.40	86.20	40464	19.08	-87.80	774.90	526.31
표준편차	330.61	3.65	4.74	24.65	38.19	41613	6.81	539.13	70.49	176.39
최대값	1110.5	24.80	32.20	142.30	166.30	156492	37.48	1764.1	892.20	904.21
최소값	101.70	8.30	10.97	47.80	30.10	9922.3	11.26	-1512	580	233.91
파넬 B : 자연대수를 취한 자료										
평균	5.87	2.54	2.75	4.50	4.33	10.65	3.05	-0.033	6.63	6.175
중위수	6.30	2.51	2.67	4.45	4.45	10.61	2.95	-0.04	6.65	6.26
표준편차	0.87	0.25	0.25	0.26	0.49	0.79	0.31	0.50	0.10	0.36
최대값	7.01	3.22	3.49	4.96	5.10	11.96	3.64	1.37	6.79	6.80
최소값	4.54	2.10	2.41	3.87	3.43	9.07	2.45	-1.53	6.36	5.45
파넬 C : 1차 차분한 자료(all 10 ⁻²)										
평균	1.136	-0.324	-0.452	0.549	0.764	1.471	-0.119	-0.210	0.170	0.602
중위수	0.740	-0.705	-0.499	0.4401	1.0171	1.5081	-0.380	0.291	0.173	0.258
표준편차	6.137	6.897	3.894	0.651	4.599	1.850	6.387	41.18	0.846	3.311
최대값	17.31	23.10	11.63	3.661	14.50	9.014	35.26	180.12	4.20	10.78
최소값	-15.31	-21.92	-15.96	-0.458	-18.93	-5.60	-25.68	-149.6	-2.589	-8.527

자료에 따르면, 우리나라의 주식가격은 지난 15년 동안 년 평균 약 13.6%의 성장률(월 평균 약 1.136%)을 나타냈으며, 산업생산은 월 평균 약 0.76% 정도로 성장했으며, 달러에 대한 원화 가치는 월평균 약 0.17%정도 평가 절하하였다. 일본 엔화에 대한 원화 가치는 월 약 0.60%정도 평가 절하하였다. 화폐공급량(M2)은 월 1.47%정도씩 증가하였지만, 소비자물가지수로 표현된 인플레이션은 월 평균 0.549%로 나타났다. 장단기이자율의 변화량은 음으로 나타났으나 매우 적은 값이다. 국제오일가격과 무역수지의 크기도 매우 적은 크기로 감소하였다.

2) 단위근 검증

시계열자료가 불안정적(non-stationary)일 경우 실제로는 서로 상관이 없는 시계열

들이 회귀분석상 서로 상관성이 있는 것처럼 나타나는 가성회귀(spurious regression) 현상이 발견될 수 있기 때문에, 시계열분석에서 제일 먼저 검토해야 하는 것은 모든 시계열 자료들이 안정적인가를 판단하는 단위근 검증(unit root test)이다. 단위근의 존재를 검증하는 전통적인 방법은 Dickey와 Fuller에서 사용된 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법이며, ADF 검정법은 다음과 같이 표시된다.

$$\Delta x_t = \alpha + \beta T + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

단, x_t = t시점에서 각 변수들의 값

T = 시간추세

$\Delta x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2}$

ε_t = 평균 0이고 분산이 σ^2 인 i.i.d. 오차항

$\alpha, \beta, \rho, \lambda$ = 계수들

단위근 검증에서 검증하고자 하는 귀무가설은 $H_0: \rho = 0$ (단위근이 존재한다)이다. 만약 모든 시계열자료가 단위근을 갖고 있다는 귀무가설을 기각한다면, 시계열자료가 안정적이라고 할 수 있으므로 VAR 모형이 직접 이용될 수 있다. 그러나, 만약 검증 결과 귀무가설을 기각하지 못하면, 시계열자료가 불안정하다는 의미가 되므로 불안정한 시계열 자료를 차분을 통해 안정화시키거나, 혹은 공적분 관계를 검토하여야 한다.

단위근 검증결과가 <표 2A>부터 <표 3B>까지 제시되어 있다. <표 2A>에는 수준 변수와 1차 차분변수들에 대하여 12개월 시차를 갖고 ADF 단위근 검증을 실시한 결과이며, <표 2B>에는 동일한 자료에 대하여 4개월 시차를 갖고 ADF 검증을 실시한 결과이다. <표 2A>와 <표 2B>에서 나타난 것처럼, 검증결과 대부분의 자료에서 모든 변수들이 일반적으로 비정상적인 특성을 가지고 있으며, 이러한 결과는 시차를 4개월로 가정할 경우나 12개월로 가정할 경우에도 크게 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다. 좀 더 구체적으로 살펴보면, 12개월 시차로 1차 차분 자료를 이용한 ADF 검증 결과에서는 KOSPI, IP, M2, and WS를 제외한 모든 변수들이 안정성을 갖추고 있다. 이러한 4개의 변수들이 1차 차분후에도 안정적이지 않아서, 4개월 시차를 이용하여 동일한 분석을 실시한 결과 <표 2B>에서는 모든 변수들이 I(1) 과정을 따르는 것을 발견할 수 있었다. 여기에서 시차의 결정이 실증결과에 중요한 영향을 줄 수 있다고 판단되어, 본 연구에서는 각 변수별로 Newey and West(1994)의 검증방법을 이용하여 최적의 시차를 구하였다. 그 결과, 본 연구에서 사용하는 모든 변수들은 4개월 시차가 최적임을 보여주었다.⁵⁾

5) 본 연구에서는 최적시차의 결정이 필요할 때마다 Newey and West(1994)의 절차를 이용하였음.

<표 2A> 수준변수와 1차 차분변수에 대한 ADF 단위근 검증(12개월 시차)

	수준변수자료			1차 차분자료		
	상수와 추세 없음	상수포함	상수와 추세포함	상수와 추세 없음	상수포함	상수와 추세포함
KOSPI	0.8924	-1.5519	-1.9578	-2.0460**	-2.3508	-2.4379
CALL	-1.0217	-2.1755	-2.0660	-3.6552***	-3.7058***	-3.845**
CBY	-1.1704	-2.7875*	-2.7624	-3.4016***	-3.5355***	-3.5585**
CPI	3.0769	-0.8172	-2.6144	-2.5564**	-3.5112***	-3.4278*
IP	3.0460	-1.2958	-1.5680	-1.5586	-3.0871**	-3.2081*
M2	1.8635	-0.6510	-3.6001**	-1.1659	-2.1200	-2.0824
OIL	-0.8511	-1.8856	-2.0773	-4.2545***	-4.3060***	-4.3579***
TB	-1.4938	-1.4927	-1.5541	-3.9395***	-3.9301***	-4.0787***
WS	0.5113	-1.9827	-2.0494	-2.4980**	-2.5393	-2.2199
WY	1.3401	-0.6637	-2.7147	-3.0958**	-3.3943**	-3.3686*

주) (*), (**), 그리고 (***)는 10%, 5%, 그리고 1% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

<표 2B> 수준변수와 1차 차분변수에 대한 ADF 단위근 검증(4개월 시차)

	수준변수자료			1차 차분자료		
	상수와 추세 없음	상수포함	상수와 추세포함	상수와 추세 없음	상수포함	상수와 추세포함
KOSPI	-1.5417	-0.9126	-1.3047	-5.1949***	-6.1942***	-6.1936***
CALL	-1.3334	-2.8461*	-2.5400	7.0858***	-7.1579***	-7.3409***
CBY	-1.5240	-3.0926**	-2.9007	-5.5667***	-5.7111***	-5.8217***
CPI	3.3618	-0.8323	-2.3481	-3.0021***	-4.0563***	-3.9289**
IP	5.4014	-1.0296	-1.6160	-6.8929***	-9.7847***	-9.8344***
M2	5.8661	-0.7590	-2.9560	-3.8118***	-7.9144***	-7.9396***
OIL	-0.5577	-1.8090	-2.4422	-7.4793***	-7.4761***	-7.4667***
TB	-1.8926*	-1.9013	-1.9435	-9.4280***	-9.4083***	-9.4757***
WS	0.9178	-2.5081	-2.4712	-2.8966***	-3.0003***	-2.8728
WY	1.7904	-0.9975	-2.3642	-5.4417***	-5.7500***	-5.6988***

주) (*), (**), 그리고 (***)는 10%, 5%, 그리고 1% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

동일한 자료를 이용하여 Phillips - Perron의 단위근 검증을 실시한 결과가 12개월 시차의 경우와 4개월 시차의 경우 각각에 대하여 <표 3A>와 <표 3B>에 나타나 있다. 이 결과도 ADF단위근 검증과 마찬가지로, 4개월 시차가 최적이었으며 본 연구에서 고려하는 모든 변수들은 I(1)과정을 따르는 것으로 나타났다.

<표 3A> 수준변수와 1차 차분변수에 대한 Phillips-Perron 단위근 검증(12개월 시차)

	수준변수자료			1차 차분자료		
	상수와 추세 없음	상수포함	상수와 추세포함	상수와 추세 없음	상수포함	상수와 추세포함
KOSPI	1.8732	-1.1240	-1.2594	-10.2691***	-10.2717***	-10.2648***
CALL	-1.1298	-2.5559	-2.2485	-15.2882***	-15.4053***	-15.7632***
CBY	-1.4843	-2.1794	-2.0869	-9.5919***	-9.5911***	-9.5776***
CPI	4.9809	-2.2038	-3.9920**	-7.6262***	-10.3557***	-10.6430***
IP	4.9066	-0.6709	-4.9825***	-19.3773***	-25.6642***	-25.5849***
M2	11.3497	-2.4070	-4.9318***	-10.4745***	-13.6897***	-13.9648***
OIL	-0.3964	-1.7891	-2.4820	-5.6572***	-5.6307***	-5.6026***
TB	-7.6997***	-7.7243***	-7.7375***	-35.475***	-35.3930***	-35.815***
WS	1.1717	-2.7850*	-2.4905	-8.3142***	-8.5658***	-8.779***
WY	2.0655	-1.3050	-2.3930	-12.111***	-12.1618***	-12.152***

주) (*), (**), 그리고 (***)는 10%, 5%, 그리고 1% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

<표 3B> 수준변수와 1차 차분변수에 대한 Phillips-Perron 단위근 검증(4개월 시차)

	수준변수자료			1차 차분자료		
	상수와 추세 없음	상수포함	상수와 추세포함	상수와 추세 없음	상수포함	상수와 추세포함
KOSPI	1.8725	-1.1244	-1.2530	-10.2161***	-10.4209***	-10.4292***
CALL	-1.0415	-2.585	-2.311	-15.057***	-15.081***	-15.200***
CBY	-1.4269	2.2200	-2.1661	-9.7139***	-9.7973***	-9.8298***
CPI	7.0512	-2.8611*	-4.2406***	-6.6491***	-9.3509***	-9.5276***
IP	4.0716	-0.6735	-3.9443**	-20.7503***	-23.9094***	-23.8372***
M2	9.6501	-1.8948	-4.9873***	-9.0669***	-12.7876***	-12.8255***
OIL	-0.3927	-2.0966	-2.8851	-6.7815***	-6.7673***	-6.7499***
TB	-6.1071***	-6.1156***	-6.1294***	-29.6424***	-29.5668***	-29.5896***
WS	1.6520	-2.9529**	-2.5370	-6.8741***	-7.1175***	-7.2857***
WY	2.1320	-1.2983	-2.2567	-11.7999***	-12.0873***	-12.0877***

주) (*), (**), 그리고 (***)는 10%, 5%, 그리고 1% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

3) Johansen의 다변량 공적분 검증과 VECM

단위근 검증 결과 시계열자료가 불안정적일 경우에는 두 가지의 접근법이 존재한다. 첫째는 연속적인 차분 과정을 거쳐 안정적 시계열을 도출한 다음 회귀분석을 수행하는 과정이다. 본 연구의 경우 주가와 거시경제변수들간의 다변량적 관계를 체계적으로 정

리하는 특정한 이론이 존재하지 않고, 본 연구의 목적이 여러 경제 변수들의 정태적 및 동태적인 상호관계를 분석하고자 함에 있으므로, 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model ; VAR)이 가장 적절한 모형이라고 할 수 있다. 그러나 이러한 차분된 시계열을 이용하는 것은 시계열의 고유한 잠재 정보를 상실시키므로 동태적이고 안정적인 장기 균형을 도출할 수 없게 된다는 한계점을 갖고 있다. 둘째는 첫 번째의 한계점을 극복하는 방안으로서 공적분(Cointegration) 관계 여부를 검토한 후에 공적분이 존재한다면 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model ; VECM)을 이용하는 것이다. Engle과 Granger(1987)에 따르면, 공적분이 존재할 경우 1차 차분된 변수로 구성되는 VAR 모형은 모형설정의 오류를 범하게 되므로, 이 경우 공적분에서 얻어지는 오차항을 이용하는 새로운 VAR 모형, 즉 벡터오차수정모형을 구성하여야 한다. 따라서, 본 연구에서는 시계열의 불안전성이 발견되고 다변량공적분이 발견되면 벡터오차수정모형을 이용하고자 한다.

공적분의 검증 방법은 단일변수 시계열자료의 경우 Engle과 Granger(1987)의 방법이 일반적으로 사용되나, 본 연구의 경우처럼 다변량 시계열 자료인 경우에는 Johansen (1991)의 다변량공적분 검정 방법(Johansen(1988), Johansen(1991), Johansen and Juselius(1990))이 다른 방법들보다 더 우월한 것으로 알려져 있으므로 Johansen의 다변량공적분 검정 방법을 사용하고자 한다.⁶⁾ VECM의 구조 속에서 다변량 공적분 검증 방법을 완성한 이 모형은 고려하는 모든 변수들이 정규분포여야 한다는 가정을 요구하지 않으면서도 공적분벡터에 대한 더욱 효율적인 추정치를 제공하는 것으로 알려져 있다(Phillips(1991)). VECM의 구조속에서 공적분벡터의 모수가 추정되므로 VAR로부터 도출된 VECM 모형을 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} \Delta(KOSPI_t) \\ \Delta(CALL_t) \\ \Delta(CBY_t) \\ \Delta(CPI_t) \\ \Delta(IP_t) \\ \Delta(M2_t) \\ \Delta(OIL_t) \\ \Delta(TB_t) \\ \Delta(WS_t) \\ \Delta(WY_t) \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^{k-1} [\Gamma_i] \begin{bmatrix} \Delta(KOSPI_t) \\ \Delta(CALL_t) \\ \Delta(CBY_t) \\ \Delta(CPI_t) \\ \Delta(IP_t) \\ \Delta(M2_t) \\ \Delta(OIL_t) \\ \Delta(TB_t) \\ \Delta(WS_t) \\ \Delta(WY_t) \end{bmatrix} + [\Pi] \begin{bmatrix} KOSPI_{t-1} \\ CALL_{t-1} \\ CBY_{t-1} \\ CPI_{t-1} \\ IP_{t-1} \\ M2_{t-1} \\ OIL_{t-1} \\ TB_{t-1} \\ WS_{t-1} \\ WY_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \\ \mu_5 \\ \mu_6 \\ \mu_7 \\ \mu_8 \\ \mu_9 \\ \mu_{10} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \epsilon_3 \\ \epsilon_4 \\ \epsilon_5 \\ \epsilon_6 \\ \epsilon_7 \\ \epsilon_8 \\ \epsilon_9 \\ \epsilon_{10} \end{bmatrix} \quad (3)$$

6) Gonzalo(Journal of Econometrics ; 1994)는 공적분 벡터를 추정하는 여러 가지 방법들을 검토한 결과, 최우추정법에 의한 Johansen의 방법이 다른 어떠한 방법보다도 더 우수하다는 것을 이론 및 실증적으로 보이고 있다.

여기에서 Δ 는 1차 차분을 나타내고, μ 벡터는 (10×1) 상수항 벡터, k 는 시차구조, 그리고 ε_t 는 (10×1) 가우시안 백색잔차 벡터이다. Γ_i 는 (10×10) 행렬로서 i 번째 시차에서 10개 주식들 간의 단기조정을 나타내는 변수들이다. 계수행렬 Π 는 10개의 변수들 간의 장기적 균형관계에 관한 정보를 보유하고 있다.

Johansen의 다변량공적분 검증이란 모형에서 고려하는 변수들 사이에 존재하는 공적분 벡터의 수를 결정하는 과정이다. 공적분 벡터의 수는 위의 식에서 장기적 충격 행렬(long-run impact matrix) 즉, Π 의 계수(rank)의 수에 의하여 결정된다. 만약 Π 의 계수가 $r \leq (p-1)$ 이면(단, p 는 모형에서 고려하는 변수의 수를 의미한다.), 변수들간에 r 개의 공적분 벡터가 존재한다고 할 수 있다. 만약 행렬 Π 가 full 랭크를 가지고 있다면, 10개의 변수벡터들은 안정적인 시계열이라는 것을 의미하며, 변수의 차분없이 VAR 모형을 사용하여야 한다. 반면, 행렬 Π 가 null 행렬이라면, 수준변수들간의 장기적 균형관계가 존재하지 않는다는 것을 의미하며, 이 경우에는 1차 차분한 변수들을 이용한 VAR 모형이 사용되어야 한다. 만약 행렬 Π 의 랭크가 1과 9의 사이에 있는 어떤 r 이라면, 이것은 $\Pi = \alpha\beta'$ 가 되도록 하는 $(10 \times r)$ 행렬의 α 와 β 가 존재한다는 것을 의미한다. 단, 여기에서 α 는 조정계수이고 β 는 공적분벡터이다. 이러한 경우에 X_t 는 I 비정상적이라고 할지라도 $\beta'X_t$ 는 정상적이 된다.⁷⁾

본 연구의 목적이 우리 나라 주가와 거시경제변수들간의 장기적 균형관계를 분석하는 것이므로 본 연구의 공적분벡터에 대한 가설은 다음과 같이 표현된다. 즉,

$$H_2(r) : \Pi = \alpha\beta'$$

단, 여기에서 α 와 β 는 $(10 \times r)$ 행렬이다.

위의 귀무가설을 검증하기 위한 통계량으로서 Johansen(1991)은 대립가설의 가정에 따라 서로 다른 r 의 값을 결정하기 위한 두 가지의 방법, 즉, Trace 통계량과 λ_{\max} 통계량을 제시하였다. 두 가지 통계량은 다음과 같다.

$$Trace = -T \sum_i \ln(1 - \lambda_i) \quad (4)$$

그리고

7) 위의 경우에 오차수정항이 안정적이므로, 위의 수식 (3)은 벡터오차수정모형(VECM)으로 해석할 수 있다. 수식 (3)에서 공적분관계가 있을 경우에 차분한 변수들을 이용하여 VAR 모형을 추정하게 되면 오차수정항인 $\alpha\beta X_t$ 항을 간과하게 되어 모형설정 오류를 범하게 되고 장기적 관계를 고려하지 않는 문제점이 발생한다.

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \tag{5}$$

검증통계량의 점근적 분포와 추정치들은 선형추세의 존재여부에 대한 가정에 따라 달라지므로, 선형추세의 존재여부에 대한 선택은 매우 중요한 결정이 된다. 선형추세가 존재하는 경우와 존재하지 않은 경우에 대한 검증통계량으로 Johansen과 Juselius(1990)이 제시한 다음과 같은 통계량을 사용한다.

$$LR = T \sum \ln[(1 - \lambda_i^*) / (1 - \lambda_i)] \tag{6}$$

여기에서 LR은 (p-r) 자유도를 가지고 chi-square 분포를 따르게 되며, λ 와 λ^* 는 선형추세가 있을 경우와 선형추세가 없을 경우에 기초한 각각의 아이겐값이다.

공적분 검증의 결과가 <표 4A>, <표 4B>, 그리고 <표 4C>에 나타나있다. 먼저 <표 4A>에서는 deterministic trend를 가정할 경우, 그리고 <표 4B>에서는 deterministic trend가 없다고 할 경우에 대하여 각각 모든 시차에 대하여 공적분 벡터의 수가 제시되어 있다. 그리고 <표 4C>에서는 시차를 4개월로 할 경우에 대한 공적분 검증결과가 Trace 통계량과 λ_{\max} 통계량과 함께 나타나 있다. Trace 통계량과 λ_{\max} 통계량에 따르면, 최소한 두 개이상의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 즉, Trace 검증의 결과에 따르면, $r \leq 2$ 로 표시되는 귀무가설은 기각되고 $r > 2$ 로 해석할 수 있으며, 반면 λ_{\max} 값에 따르면 $r \leq 1$ 로 표시되는 귀무가설을 기각하여 $r = 2$ 로 해석할 수 있다.

<표 4A> 시차별 공적분벡터의 수(model with deterministic trend)

시차	공적분 벡터의 수		KOSPI를 위한 단일식		system of equations	
	Trace Statistic	λ_{\max}	Akaike Statistics	Schwartz Statistics	Akaike Statistics	Schwartz Statistics
12	10	10				
11	9	9	-5.924	-3.84	-69.89	-47.51
10	8	8	-5.83	-3.96	-69.29	-49.08
9	8	7	-5.81	-4.11	-68.69	-50.27
8	7	7	-5.76	-4.28	-68.26	-51.96
7	8	6	-5.81	-4.46	-68.05	-51.18
6	6	4	-5.80	-4.66	-68.20	-55.77
5	6	3	-5.73	-4.76	-68.36	-57.67
4	3	2	-5.71	-4.96	-68.21	-60.26
3	4	1	-5.71	-5.12	-68.37	-61.80
2	6	3	-5.76	-5.30	-68.47	-62.94
1	7	6	-5.71	-5.41	-68.36	-64.18

<표 4B> 시차별 공적분벡터의 수(model with no linear deterministic trend)

시차	공적분 벡터의 수		KOSPI를 위한 단일식		system of equations	
	Trace Statistic	λ_{max}	Akaike Statistics	Schwartz Statistics	Akaike Statistics	Schwartz Statistics
12	10	10				
11	10	9				
10	9	9	-5.86	-3.98	-68.85	-48.46
9	9	8	-5.80	-4.10	-68.13	-49.54
8	8	8	-5.82	-4.31	-67.92	-51.45
7	8	8	-5.83	-4.50	-67.94	-53.24
6	8	4	-5.82	-4.66	-67.90	-54.96
5	8	4	-5.73	-4.75	-68.06	-56.86
4	6	2	-5.70	-4.92	-68.00	-59.21
3	8	1	-5.72	-5.68	-67.95	-60.20
2	8	8	-5.74	-5.27	-68.20	-62.16
1	8	8	-5.75	-5.42	-68.16	-63.81

<표 4C> Johansen의 공적분 검증 결과(4개월 시차)

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	λ_{max}	Critical values			
			Trace(5%)	Trace(1%)	$\lambda_{max}(5\%)$	$\lambda_{max}(1\%)$
r = 0	303.96***	70.08***	233.13	247.18	62.81	69.09
r ≤ 1	224.88***	61.34**	192.89	205.95	57.12	62.80
r ≤ 2	163.54**	42.59	156.00	168.36	51.42	57.69
r ≤ 3	120.94	36.37	124.24	133.57	45.28	51.57
r ≤ 4	84.57	29.38	94.15	103.18	39.37	45.10
r ≤ 5	55.18	21.51	68.52	76.07	33.46	38.77
r ≤ 6	33.67	13.33	47.21	54.46	27.07	32.24
r ≤ 7	20.33	12.48	29.68	35.65	20.97	25.52
r ≤ 8	7.85	7.70	15.41	20.04	14.07	18.63
r ≤ 9	0.15	0.15	3.76	6.65	3.76	6.65

주) (*), (**), 그리고 (***)는 10%, 5%, 그리고 1% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

개별 변수들에 최적시차는 앞에서 4개월로 판단하였지만, Johansen의 공적분 검증에 대해서는 1개월 시차에서부터 12개월 시차까지 모든 시차를 대상으로 반복 실시하여, 각 시차별로 장기적 관계를 파악하였다. 그 결과 공적분 벡터의 수는 시차의 선택과 밀접한 관계가 있음이 알 수 있었고, 따라서 가장 적합한 시차를 결정하기 위하여 <표 4A>와 <표 4B>에 각 시차별로 공적분벡터의 수와 Akaike와 Schwartz 통계량을 제시

하였다. <표 4A>와 <표 4B>에 따르면 Akaike와 Schwartz 통계량이 시차 4개월 이후 부터는 증가하는 크기가 많지 않아서, 본 연구에서는 4개월 시차가 가장 적합하다고 판단하였다. 또한 <표 5>에서는 시차별로 주가와 모든 거시경제변수들간의 장기적 균형 관계를 기대되는 계수의 부호(predicted)와 각 계수들의 부호 및 통계적 유의성 정도를 시차별로 비교하였다. <표 5>에서도 시차가 4개월일 경우에 가장 합리적인 결과를 가져다 주는 것으로 판단된다.

<표 5> 시차별 거시경제변수와 주가와와의 장기적 관계(기대부호 대비 실제부호)

변수	기대부호	시 차											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	
CALL	±	+	(-)	+	+	+	+	+	(-)*	+		+	
CBY	(-)	(-)	(-)	(-)*	(-)*	(-)*	(-)*	(-)*	+	+		(-)*	
CPI	±	+	+	+	+	+	+	+	+	(-)*		+	
IP	+	+	+	+	+	+	+	+	(-)*	(-)*		+	
M2	±	(-)	(-)	(-)	(-)*	(-)*	(-)*	(-)*	(-)*	+		(-)*	
OIL	(-)	+	(-)	(-)	(-)*	(-)*	(-)*	(-)*	+	+		(-)*	
TB	+	+	+	+	+	+	+	+	(-)*	+		(-)*	
WS	±	(-)	(-)	+	+	+	+	+	(-)*	+		(-)*	
WY	±	+	(-)	(-)*	(-)*	(-)*	(-)*	(-)*	+	(-)		+	

주) (*), (**), 그리고 (***)는 10%, 5%, 그리고 1% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

공적분 벡터의 수가 1개 이상 존재할 경우에는 아이겐값이 가장 큰 공적분 벡터를 사용한다. 따라서, 4개월 시차를 고려할 경우, 우리 나라 주가와 거시경제변수들간의 장기적 균형관계는 다음과 같은 식으로 표현될 수 있다. 즉,

$$\begin{aligned}
 \text{KOSPI} = & 6.57 \text{ CALL} - 7.17 \text{ CBY} + 76.84 \text{ CPI} + 3.99 \text{ IP} - 0.47 \text{ OIL} \\
 & - 4.88 \text{ M2} + 0.55 \text{ TB} + 20.34 \text{ WS} - 15.41 \text{ WY}
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

<표 5>에서 시차가 4개월일 경우에 보는 것처럼, 우리 나라 주식가격과 단기이자율 간에는 (+)의 장기적 관계, 장기이자율과는 (-)의 장기적 관계, 인플레이션과는 (+)의 장기적 관계, 생산활동과는 (+)의 장기적 관계, 오일가격과는 (-)의 장기적 관계, 통화량과는 (-)의 장기적 관계, 무역수지와는 (+)의 장기적 관계, 원달러환율과는 (+)의 장기적 관계, 그리고 원엔환율과는 (-)의 장기적 관계를 각각 갖는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 거시경제변수들 중에서 무역수지를 제외한 모든 변수들이 통계적으로 유의한 관계를 보였으며, 계수들의 부호도 예상되는 부호와 거의 일치하고 있음을 알 수

있었다.⁸⁾

본 연구에서 추정된 모형의 잔차를 분석하기 위하여 Jarque-Bera(1980)의 정규성 검증검증을 실시하였다. Jarque-Bera(1980)의 정규성 검증 통계량(JB)은 다음 식으로 표현된다.

$$JB = \frac{N-m}{6} \left[S^2 + \frac{1}{4} (K-3)^2 \right] \sim \chi^2(2) \quad (8)$$

여기에서 N은 관측치의 수, m은 회귀계수의 수, S는 왜도(skewness), K는 첨도(Kurtosis)를 나타낸다. 정규성 검증결과, CALL, CPI, IP, WY를 제외한 나머지 변수들의 정규성은 5%의 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났다.

4) VECM과 VAR의 비교

본 연구에서 우리 나라의 주가와 거시경제변수들간의 장기적 균형관계를 식 (6)에서 제시한 바 있다. VECM 모형의 추정에서 단기적 조정과정을 제시한 자료가 <표 6>에 나타나 있다. VECM 모형은 VAR 모형의 발전된 형태라고 할 수 있으므로 VECM의 설명력을 VAR과 비교하기 위하여 VAR 모형의 추정결과를 <표 7>에 나타냈다. 두 모형의 설명능력을 비교하기 위하여 RMSE(root mean square error)와 Theil's Inequality Coefficient를 계산한 결과, VAR 모형과 VECM 모형의 RMSE는 각각 0.0495339와 0.046729로 나타났으며, VAR 모형과 VECM 모형의 Theil's Inequality Coefficients는 각각 0.501957834 and 0.003917535로 나타났다. 따라서, 기대했던 것처럼, VECM의 설명력이 VAR의 설명력보다 훨씬 더 우월한 것이라고 할 수 있다.

IV. 결 언

본 연구의 목적은 VECM을 이용하여 우리 나라 증권시장과 거시경제변수들과의 장기적 균형관계를 규명하고자 함에 있다. 따라서, 먼저, 거시경제변수들의 선정을 위해서 배당평가모형을 이용한 Chen, Roll and Ross(1986)의 접근법과 국내의 선행연구들에서 주로 이용한 변수들, 그리고 우리 경제의 특성을 고려하여 거시 부문별로 주요 변

8) 마지막으로, 자료에 선형추세가 있는지 여부를 검증하기 위하여 $-2\ln(Q, H2'(4) | H2(4))$ 을 계산한 결과 185.88으로 나타났으며, 그 결과 1% 유의수준에서 선형추세가 없다는 귀무가설은 기각되었다. 따라서 본 연구의 자료에서는 선형 deterministic 추세가 있다는 것으로 간주되어 모든 결과들은 선형추세와 함께 해석된다.

<표 6> 벡터오차수정모형(VECM)에서 1차 차분변수에 대한 추정결과(4개월 시차모형, ()는 표준오차, []는 t통계량을 나타냄)

변수	1개월 시차	2개월 시차	3개월 시차	4개월 시차
KOSPI	0.1102 (0.08130) [1.3557]	-0.0224 (0.0791) [-0.2829]	-0.2061** (0.0869) [-2.3716]	-0.2099* (0.0854) [-2.4582]
CALL	-0.0950 (0.07257) [-1.1351]	0.08379 (0.07381) [1.1351]	-0.1076 (0.0744) [-1.4458]	0.0395 (0.0695) [0.5689]
CBY	-0.2662** (0.1449) [-1.8363]	0.1934 (0.1488) [1.2997]	0.0685 (0.1408) [0.4868]	-0.1698 (0.1292) [-1.3138]
CPI	0.2618 (0.9485) [0.2760]	0.2864 (0.9380) [0.3053]	1.2722 (0.8969) [1.4185]	0.7739 (0.8263) [0.9366]
IP	0.06918 (0.1290) [0.5360]	-0.0088 (0.1427) [-0.0622]	0.0465 (0.1384) [-0.3359]	0.0636 (0.1176) [0.5412]
M2	0.7947*** (0.2909) [2.7318]	0.9205*** (0.3005) [3.6313]	-0.0616 (0.2748) [-0.2245]	0.3173 (0.2709) [1.1709]
OIL	-0.2689*** (0.0927) [-2.8988]	0.2448** (0.1247) [1.9631]	-0.1120 (0.1249) [-0.8967]	-0.0963 (0.0998) [-0.9652]
TB	-0.0463** (0.0194) [-2.3801]	-0.0198* (0.0215) [-0.9246]	-0.0147 (0.0201) [-0.7346]	-0.0155 (0.0150) [-1.0303]
WS	-0.2559 (0.6602) [-0.3876]	-0.3998 (0.7492) [-0.5336]	-0.5909 (0.7920) [-0.5336]	-0.8598 (0.7423) [-1.1583]
WY	-0.0092 (0.1371) [-0.0671]	-0.1406 (0.1463) [-0.9615]	0.1281 (0.1465) [0.8750]	-0.0921 (0.1421) [-0.6478]

주) (*), (**), 그리고 (***)는 10%, 5%, 그리고 1% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

<표 7> 1차 차분변수를 이용한 VAR 모형 추정결과(4개월 시차모형, ()는 표준오차, []는 t통계량을 나타냄)

변수	1개월 시차	2개월 시차	3개월 시차	4개월 시차
KOSPI	0.1874** (0.0834) [2.2471]	0.0330 (0.0822) [0.4012]	-0.1548 (0.0904) [-1.7115]	-0.1074 (0.0862) [-1.2460]
CALL	-0.0445 (0.0744) [-0.5984]	0.1211 (0.0765) [-1.5830]	-0.1278 (0.0780) [-1.6375]	0.0547 (0.0729) [0.7509]
CBY	-0.2046 (0.1511) [-1.3538]	0.1852 (0.1564) [1.1836]	0.0044 (0.1466) [0.0299]	-0.2474 (0.1346) [-1.8379]
CPI	-0.1293 (0.9319) [-0.1387]	-0.4284 (0.9258) [-0.4627]	0.4544 (0.8917) [0.5095]	-0.0276 (0.8167) [-0.0327]
IP	0.1646 (0.1338) [1.2298]	0.0192 (0.1501) [0.1281]	-0.0820 (0.1455) [-0.5635]	0.0953 (0.1236) [0.7711]
M2	0.7329*** (0.3047) [2.4051]	0.6689** (0.3070) [2.1786]	-0.2510 (0.2837) [-0.8849]	0.2107 (0.2837) [0.7423]
OIL	-0.2561 (0.0975) [-2.6271]	0.3179 (0.1295) [2.4545]	-0.1268 (0.1306) [-0.9704]	-0.0460 (0.1030) [-0.4465]
TB	0.0096 (0.0148) [0.6472]	0.0262 (0.0193) [1.3550]	0.0184 (0.0195) [0.9465]	0.0034 (0.0151) [0.2263]
WS	-0.7138 (0.6709) [-1.0638]	-0.7459 (0.7752) [-0.9623]	-0.6273 (0.8002) [-0.7839]	0.1244 (0.1399) [0.8892]
WY	0.1244 (0.1399) [0.8892]	-0.0357 (0.1508) [-0.2372]	0.2559 (0.1504) [1.7014]	-0.0028 (0.1465) [-0.0193]

주) (*), (**), 그리고 (***)는 10%, 5%, 그리고 1% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

수들을 선정하였다.

주가지수와 거시경제변수들간의 이론적 관계를 정립한 다음, 주가지수와 거시경제변수들의 시계열 안정성을 검증하였다. 모든 변수들의 시계열 안정성을 검증하기 위하여

단위근 검정을 실시한 결과, 모든 변수들이 단위근을 갖고 있어서 시계열이 불안정적인 것을 확인하였다. 변수들의 시계열 불안정성이 확인됨에 따라, 다변량시계열의 공적분 관계를 검증하는 Johansen 검증을 VECM 모형의 구조안에서 실시하였다. 공적분 검증 결과, 종합주가지수와 거시경제변수들간에는 장기적 안정관계를 나타내는 공적분 관계가 있는 것으로 나타났으며, 종합주가지수와 거시경제변수들간의 관계를 나타내는 계수들의 부호는 대부분 이론적인 관계에서 예상하는 부호와 동일한 부호를 갖으며 통계적으로도 유의하였다.

마지막으로 종래에 주로 사용하였던 VAR 모형과의 설명력을 비교하였다. 그 결과, VECM의 설명력이 VAR의 설명력보다 더 우월한 것으로 판명되어, 본 연구에서 사용된 변수들의 시계열적 특성을 고려한 모형으로서는 VAR보다는 VECM이 더 적합함이 실증적으로도 판명되었다. 그러나, 본 연구는 VECM모형에서 일부 변수들의 잔차에 대한 정규성 검증결과, 정규성을 갖지 못하는 것으로 나타나는 한계점을 갖고 있다.

참 고 문 헌

- 김형규, “주식의 가격결정요인에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제8권 제2호, 1991, pp.131-164.
- 권영준, 김성태, 이홍, 신기철, “한국종합주가지수 예측모형 비교”, 증권학회지, 제12집, 1990, pp.375-402.
- 김종권, 1999, “주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 1999, pp.155-170
- 김철교, 박정옥, 백용호, “제경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구”, 증권학회지, 제12집, 1990, pp.347-375.
- 동양경제연구소, “회귀예측모형을 이용한 연말 종합주가지수 예측”, 월간동향과 전망, 제18호, 1989, pp.3-8.
- 이상재, “주요 거시경제변수가 주가에 미치는 동태적 효과”, 동서경제연구소, 1993.
- 이준행, “KSRI거시 계량모형”, 한국증권협회 연구자료, 1994, pp.94-7.
- 정기웅, “거시경제변수와 주가 - 한국 주식시장에서의 실증분석”, 재무관리연구, 제8권 제12호, 1991, pp.111-129.
- Brown, S. J., T. Otsuki, “Macroeconomic Factors and the Japanese Equity Market : The CAPMD Project, in E. J. Elton and M. Gruber, eds.” *Japanese Capital Markets*(Harper and Row, New York), 1990.
- Campbell, John Y. and John Ammer, “What moves the Stock and Bond Market? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns,” *Journal of Finance*, (March 1993), pp.3-37.
- Chen, N, Roll, R and S. Ross, 1986, “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business*, 59, No.3(July 1986), pp.383-403.
- Chen, N., “Financial Opportunity and the Macroeconomy,” *Journal of Finance*, (June 1991), pp.529-554.
- Chopra, Vijay Kumar and Lin, Patricia, 1996, “Improving Financial Forecasting : Combing Data with Intuition,” *Journal of Portfolio Management*, (Spring 1996), pp.97-105.
- Cutler, David M., J. M. Poterba, and L. H. Summers, 1989, “What Moves Stock Prices?,” *Journal of Portfolio Management*, (Spring 1989), pp.4-11.

- DeFina, R. H., "Does Inflation Depress the Stock Market?," *Business Review*, FRB of Philadelphia, (Nov/Dec 1991), pp.3-12.
- Elton, E. J. & M. Gruber, "A multi-index risk model of the Japanese Stock Market," *Japan and the World Economy*(1988), pp.21-44.
- Engle, R. F. & C. W. Granger, "Co-integrated and Error Correction : Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55(1987), pp.251-276.
- Fama, E. and W. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics* 5(1977), pp.115-146.
- Fama, E., "Multiperiod Consumption-Investment Decision," *American Economic Review* 60(1970), pp.163-174.
- Fama, E., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money," *American Economic Review* 71(1981), pp.545-565.
- Geske, Robert and Richard Roll, "The Monetary and Fisca Linkage between Stock Returns and Inflation," *Journal of Finance* 38(1983), pp.1-33.
- Gonzalo, Jesus, "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics* 60(1994), pp.203-233.
- Hamao, Y., "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Japan and the World Economy*, (1988), pp.45-61.
- Jarque, C. M. and Bera, A. K., "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economic Letters*(1980), pp.255-59.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica* 59(1991), pp.1551-1580.
- Johansen, S. and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(1990), pp.169-210.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(1988), pp.231-254.
- Jones, Charles M. and Kaul, Gautam, "Oil and the Stock Market," *Journal of Finance*, (June 1996), pp.463-491.
- Lee, Bong-Soo, 1992, "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rate, Real Activity, and Inflation," *Journal of Finance* 47(1992), pp.1591-1603.

- Mukherjee, Tarun K., 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*, (Summer 1995), pp.223-237.
- Newey and West, "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economic Studies*, Vol.16, No.4(1994), p.631-.
- Phillips, P. C. B., "Optimal inference in cointegrated Systems," *Econometrica* 59(1991), pp.283-306.
- Thorbecke Willem, 1997, "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance*, (June 1997), pp.635-654.