

주식시장에 대한 경제주체들의 기대 변화에 관한 연구

- 외환위기 전후의 통화량 변화의 영향을 중심으로 -

김지열*

〈요 약〉

본 논문에서는 주식시장(Stock Market)에 대한 통화량(money supply)의 관계에 대해 통화량의 파급 시차와 파급 구조 등을 밝히려는 기존의 연구와는 달리, 새고전학파(new classical macroeconomics)와 신케인지안(new Keynesian macroeconomics)의 각기 다른 기대설정에 대하여 합리적기대가설(rational expectation hypothesis)과 효율적시장가설(efficient market hypothesis)을 수용하여 가설을 설정하였다. 즉, 통화량 변화에 대해 경제주체들이 합리적으로 기대를 한다면 경제주체들은 통화량 변화에 대해 주식시장에 대하여 즉각적으로 반응을 할 것이라는 가설 1과 주식시장에 대한 경제주체들의 기대가 외환위기 이전과 이후에 변화가 있을 것이라는 가설 2를 설정하여, ADF 검정법(augmented Dickey-Fuller test)과 PP 검정법(Phillips-Perron test)으로 단위근을 확인 한 후, 요한슨 공적분검정(Johansen Procedure)과 벡터오차수정모형(vector error correction models)으로 외환위기 이전과 이후 기간에 대하여 각각 검정을 하였다.

주제어 : 주식시장, 합리적기대가설, 효율적시장가설, 벡터오차수정모형

I. 서 론

지금까지 거시경제변수들과 주식시장(stock market)의 관계에 대해 많은 연구가 있었지만, 지금까지의 연구들은 주식시장에 영향을 주는 거시경제변수들을 단지 설명하는 데 국한된 연구가 대부분이었다. 본 논문에서는 이와 같은 기존의 연구들과는 달리, 합리적기대가설(rational expectation hypothesis)과 효율적시장가설(efficient market hypothesis)을 이론적 바탕으로 하여, 주식시장에서 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 외환위기 이전과 이후에 어떤 변화가 있는지를 실증분석 하고자 한다.

논문접수일 : 2003년 7월 29일 논문게재확정일 : 2004년 3월 3일

* 아시아 대학교 사회과학부 전임강사

본 논문의 이론적 바탕인 합리적 기대가설에 있어서 이론의 시초(始初)라고 할 수 있는 기본적 이론은 Muth(1961)에 의해 제기되었는데, Muth(1961)에 제기된 기대의 개념은 크게 추정적 기대(extrapolative expectation), 적응적 기대(adaptive expectation) 및 합리적 기대(rational expectation)로 구분할 수 있다.

추정적 기대 형성에 관한 가장 단순한 가정은 생산자가 $t-1$ 기의 가격이 그대로 t 기에도 계속 될 것으로 예상한다는 것이며, 적응적 기대는 의사결정자가 과거 기간에 있어서의 예상오류를 현재의 예상을 수정하기 위한 정보로 이용한다는 가설에 기초하고 있으며, 이러한 이유에서 적응적 기대의 계산방법은 오차학습 메카니즘(error-learning mechanism)이라고도 불리우고 있다. 합리적 기대의 개념은 각 개인은 그의 정보를 유효하게 이용하고, 그의 기대형성에 있어서 체계적인 오류를 전혀 범하지 않는다는 사실로부터 출발하며, 이러한 예상형성 방법은 주식시장에 대한 예상에도 적용이 가능하다. 만일 경제주체들이 혼자 고립된 상황에서 제한된 정보를 가지고 기대를 한다면 이는 합리적 기대가설의 가정에 위배됨으로 합리적 기대가설을 수용하기 어렵겠지만, 지금의 경제주체들은 기대 형성을 위해 필요한 모든 정보를 인터넷·방송·신문·잡지 등을 통해 얼마든지 얻을 수 있으므로 합리적 기대가설의 가정을 수용하여도 현실적으로 큰 문제는 발생치 않는다.

기대의 개념을 처음 제시한 Muth(1961)는 당시에는 다만 개별시장에 있어서의 기대형성의 문제만을 다루었지만, 그 후 합리적 기대는 거시경제학에 응용되어 재정금융정책의 유효성에 대해 새고전학파(new classical macroeconomics)와 신케인지안(new Keynesian macroeconomics)간의 논쟁의 핵심이 되고 있다. 새고전학파의 Lucas(1972, 1973, 1976)는 경제정책과 관련하여 어떠한 경제정책도 그것이 예상된 정책이면 경제내의 실질변수에 영향을 줄 수 없다고 하였고, Sargent and Wallace(1975)도 재정금융정책과 같은 총수요정책은 실질산출량에 대하여 영향을 미칠 수 없다고 하였으며, Barro(1978) 역시 예측되지 않은 통화량의 변동만이 산출량과 유의적인 관계를 갖는다고 하였다. 반면, 신케인지안의 Fischer(1977a, 1977b)와 Phelps and Taylor(1977)는 새고전학파의 기대설정에 대비하여 경제주체들의 기대가 합리적으로 형성된다 할지라도 명목임금의 경직성은 통화정책의 실질효과를 가져올 수 있다고 주장하였다.

본 논문의 또 다른 이론적 바탕인 효율적시장가설은 Fama(1965)에 의해 알려졌는데, 효율적시장이란 증권의 가격결정과 관련된 모든 이용 가능한 정보의 경제적 의미가 신속하고 불편적으로 증권가격에 반영되는 시장을 의미한다. 즉, 증권가격의 무작위한 움직임(random walk)은 비논리적이고 비이성적인 시장의 양태를 나타내는 것이 아니라, 시장이 이성적이고 효율적이기 때문에 나타나는 현상이라는 것이다. 많은 투자자들이

시장에 참여하여 경쟁적으로 수익을 얻으려는 상황에서는 증권이나 시장의 변동에 영향을 주는 모든 정보가 시장에 반영되어 이러한 현상이 발생하며, 이는 바로 자본시장이 효율적임을 의미하는 것이다.

본 논문은 다음과 같은 점에서 기존의 연구와 차이점을 가진다.

첫째, 본 논문에서는 주식시장에 대한 통화량의 관계에 대해 통화량의 파급 시차와 파급 구조 등을 밝히려는 기존의 연구들과는 달리, 새고전학파와 신케인지안의 각기 다른 기대설정에 대하여 합리적기대가설과 효율적시장가설을 수용하여, 통화량 변화에 대해 경제주체들이 합리적으로 기대를 한다면 경제주체들은 통화량 변화에 대해 즉각적으로 반응을 할 것이라는 가정하에, 주가와 통화량을 포함한 거시경제변수들 사이에 공적분(cointegration)관계가 존재하는지를 검정 한 후, 공적분관계가 있다고 판정되는 경우 장기균형관계를 명시적으로 고려하는 적절한 벡터시계열모형, 즉 VECM(vector error correction models)을 이용하여 실증분석을 시행하고자 한다. 국내에서 거시경제변수들과 주식시장의 관계에 대해 VECM을 이용한 연구들로는 정성창(2000), 장병기, 최종일(2001), 정성창, 정성영(2002), 정성창, Timothy(2002)등의 연구가 있으나, 통화량의 변화에 대하여 본 논문에서와 같이 기대설정의 개념을 도입한 연구는 아직까지 전무한 실정이다.

둘째, 우리나라의 경우 1997년 말 찾아온 외환위기가 경제구조의 변환점으로 인식되어, 외환위기 이후에는 경제주체들의 기대심리가 거시경제변수에 외환위기 이전보다는 더욱 정확하면서도 빠르게 흡수 될 수 있으므로, 본 논문에서는 주식시장에서 경제주체들의 기대에 대하여 외환위기 이전과 이후에 있어 변화가 있다면 이는 곧 재정금융정책에 있어 기대의 중요성을 일깨우는 동시에, 경제주체들의 기대를 가장 효율적으로 이용할 수 있는 재정금융정책의 운용이 필요할 것으로 사료되어 외환위기 이전과 이후로 구분하여 각각 실증분석을 시행하고자 한다.

이론적으로 합리적기대가설과 효율적시장가설에 의해 장래에 대한 경제주체들의 기대가 주식가격에 영향을 미칠 수 있음에도 불구하고, 이에 대한 직접적이고 체계적인 분석이 이루어지지 않고 있으므로 본 논문은 거시경제분석에 필요한 고찰이 될 수 있다.

II. 가설 설정

1. 통화량 변화에 대한 기대가설의 의미

통화량 변화에 대한 새고전학파적 기대가설을 총수요·총공급 모형¹⁾으로 살펴보면

다음과 같다(손정식, 2000 ; 조용래, 2000 ; 이성휘, 1985). 먼저, 경제주체들이 통화량 증가를 예상한 경우를 살펴보면, 만약 경제주체들이 중앙은행이 과거에 실업이 발생하면 항상 확장정책을 시행해 왔고, 또 그것이 총수요를 우상향으로 증대시켜 물가가 상승해 왔음을 경험적으로 사전에 알고 있다면, 합리적 예상을 하는 경제주체들은 그 정보를 임금계약을 할 때 고려하여 물가예상에 참작할 것이다. 따라서, 정부가 확장정책으로 총수요를 우상향으로 증대시키려 하면, 그로 인해 물가가 상승할 것을 예상하고, 실질임금의 하락을 방지하기 위해 명목임금의 인상을 요구할 것이다. 그러면 단기총공급곡선이 좌상향 이동한다. 그러면 총생산량은 잠재 GNP 수준에서 불변하고, 물가만 상승한다. 이는 정부가 확장정책을 시행하더라도 그 정책을 사전에 민간경제주체들이 예상한 경우에는 총생산이 증대하지 않아 정책효과가 없다는 결론이다. 그 다음으로, 경제주체들이 통화량 증가를 전혀 예상하지 못한 경우를 살펴보면, 만약 중앙은행이 경제주체들이 전혀 예상하지 못한 확장정책을 시행한다면 합리적 예상을 하는 경제주체들은 물가예상을 바꾸지 못 할 것이다. 그러면, 단기총공급곡선은 불변하여 그 자리에 계속 머문다. 그로 인해 균형은 우상향으로 이동하고, 물가는 상승하지만, 총생산은 잠재 GNP 수준보다 증가한다. 그러므로 정부정책을 민간경제주체들이 전혀 예상하지 못했을 때는 총생산량이 잠재 GNP 수준을 상회할 수 있어 어느 정도의 정책효과를 기대²⁾할 수는 있지만, 우리나라에서는 그 동안 간접적인 통화정책³⁾이 계속 실시됨에 따라, 민간경제주체들이 전혀 예상하지 못한 통화정책을 실시하기란 현실적으로 매우 어렵기 때문에,⁴⁾ 통화량 변화에

- 1) 새고전학파의 총수요·총공급 모형에서 총수요 측면에서는 케인지안과 근본적인 차이가 있는 것은 아니지만, 총공급 측면에서는 물가에 관한 기대 형성과정에서 새고전학파 이전에 주로 사용되었던 적응적 기대에서 합리적 기대로 대체하고 있다는 큰 차이점을 발견 할 수 있는데, 이와 같이 총수요·총공급 모형에 합리적 기대를 도입하게 되면 모형의 기본적 성질은 크게 바뀌게 된다(이성휘, 1985 ; 조용래, 2000).
- 2) 김봉호(1986)는 이러한 정책효과도 민간경제주체들의 기대가 곧 합리적으로 형성됨으로써 장기간 지속되지는 않는다고 하였다.

3)

| 년 도 | 통 화 경 책 수 단 | |
|-------------|-------------|--------------------------------------|
| | 기 본 수 단 | 구 체 적 수 단 |
| 1965년 10월까지 | 직접조절수단 | · 금융기관 대출한도제 · 한국은행제할인 한도제 · 용자사전승인제 |
| 1969년 7월까지 | 간접조절수단 | · 지준율 · 금리 |
| 1970년 7월까지 | 직접조절수단 | · 금융기관대출 내시(內示)한도제 |
| 1978년 9월까지 | 간접조절수단 | · 지준율 · 금리 |
| 1982년 1월까지 | 직접조절수단 | · 금융기관의 대민간여신 한도규정 |
| 1989년 1월까지 | 간접조절수단 | · 지준율 · 통안계정 및 통안증권 · 은행별 여신한도관리제 |
| 현재까지 | | · RP매매 · 통안증권 · 은행별 여신증감 가이드라인 |

자료 : 정운찬, 2000.

- 4) 본 논문의 분석대상기간인 1989년 1월부터 2003년 8월까지의 176개월 중 M3가 감소한 달은 4개월 뿐이며, 나머지 172개월은 모두 증가 M3가 증가를 하였으므로 민간경제주체들은 M3가 증가할 것이라는 예

대한 새고전학파적 기대가설의 의미적 결론은 장기뿐만 아니라 단기에도 실질국민소득에는 영향을 주지 않고 물가만 상승시킨다고 할 수 있다.

통화량 변화에 대한 신케인지안적 기대가설을 총수요·총공급 모형으로 살펴보면 다음과 같다(손정식, 2000). 먼저, 경제주체들이 통화량 증가를 예상한 경우를 살펴보면, 통화량 증가에 의해 총수요곡선이 우상향으로 이동하고, 동시에 통화량 증가를 예상해서 인플레이션의 발생을 예상한 노동조합의 명목임금 인상요구로 단기총공급 곡선도 좌상향으로 이동한다. 그렇지만 어느 정도 임금과 가격의 비신축성을 전제하므로 완전조정은 이뤄지지 않는다. 그 결과 균형은 우상향으로 이동한다. 따라서, 총생산이 잠재 GNP 수준보다 증가한다. 즉 예상한 정책도 어느 정도는 효과가 있다는 이론적 결론에 도달한다. 그 다음으로, 경제주체들이 통화량 증가를 예상하지 못한 경우를 살펴보면, 통화량 증가에 의해, 총수요곡선이 우상향으로 이동한다. 예상하지 못한 통화량 증가로 인해, 예상은 불변함으로 단기총공급 곡선은 이동하지 않는다. 따라서 균형은 우상향으로 이동하고 총생산은 잠재 GNP 수준보다 증가한다. 그러므로 신케인지안 기대가설의 의미적 결론은 정부정책을 민간경제주체들이 예상하지 못한 경우는 물론 예상한 경우에도 총생산량이 잠재 GNP 수준을 상회할 수 있어 정책효과를 기대 할 수 있다는 것이다.

본 논문에서는 이와 같은 통화량 변화에 대한 새고전학파와 신케인지안의 기대가설에 효율적시장가설을 수용하여 설정한다. 즉, 통화량 증가는 물가만 상승시키며 총생산은 증가시키지 못한다는 새고전학파적 기대와, 통화량 증가가 총생산을 증가시킨다는 신케인지안적 기대를 민간경제주체들은 이미 알고 있다고 가정하여 주식시장에 대한 가설을 설정한다.

2. 주식시장에 대한 가설 설정

통화량이 주식 가격에 미치는 영향은 견해에 따라 정(正) 또는 부(負)의 관계를 가질 수 있다. 주식 가격은 기업의 내재가치를 나타내는 것이므로 이는 상당부분 현재 혹은 미래의 경제상황에 의해 영향을 받지만, 합리적이대가설과 효율적시장가설을 수용한다

상을 어느 정도는 할 수 있다. 윤형모(2000)도 “The Policy Ineffectiveness Proposition states only that anticipated changes in the money supply cannot affect real GDP. ... But it implies that the Fed faces a considerable problem in creating such a money surprise, since the Fed cannot respond to economic event in the same way it has in the past(Gordon, 1993)”의 내용처럼 Lucas (1973)의 정책무효가설은 예측된 통화공급의 증가는 실질국민소득에 영향을 주지 못한다는 것을 의미하지만, 간접적으로 통화정책이 계속 실시됨에 따라 예측되지 않은 통화정책을 실시하기가 상당히 어렵다는 것을 의미하기도 한다고 하였다.

면 주식 가격은 현재보다 미래의 경제상황에 더 많은 영향을 받을 것이며, 미래의 경제 상황은 정확히 알 수는 없으나 경제주체들은 미래의 경제상황을 예측하게 되며 이를 주식 가격에 반영 할 것이다(장병기, 최종일, 2001).

현실적으로 주식 가격은 매우 다양하고도 수많은 불확실한 여러 요인에 의해 영향을 받기 때문에 주식 가격 변동의 근원을 정확히 파악하기는 어려운 일이나 궁극적으로 주식 가격을 결정한다고 할 수 있는 기업의 미래 수익 및 할인율은 거시경제변수에 의해 영향을 받으므로 거시경제변수의 변동이 주식 가격변동의 주요 요인이 될 수 있다(한원중, 2001).

따라서, 본 논문에서는 본 논문의 가정에 가장 부합되는 배당평가모형(DDM, dividend discount model)을 활용하여 다른 경제조건은 일정하다는 전제아래 물가 상승과 총생산량 증가라는 각각의 요인 하나씩만을 변동시켜 그것이 주식 가격에 어떤 영향을 미칠 것인가를 비교상태분석하여 주식 가격 변화의 움직임을 파악하였다.⁵⁾

주식 가격과 거시경제변수들과의 관계를 분석하기 위한 가장 기초적인 이론이면서, 주식 가격과 거시경제변수들과의 관계를 가장 적절하게 표현하는 대표적인 모형 중의 하나가 배당평가모형(DDM, dividend discount model)이라 할 수 있는데(정성창, 2000 ; 박정식, 박종원, 조재호, 2001 ; 한원중, 2001), Chen and Roll and Ross(1986)의 연구에서도 주식 가격에 영향을 미치는 거시경제변수들을 유도하기 위하여 배당평가모형을 사용하였다.

이러한 배당평가모형은 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다(정성창, 2000).

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

식 (1)에서 P는 주식가격, E(CF)는 기대현금흐름,⁶⁾ 그리고 K는 위험조정할인율을 나타내고 있는데, P는 E(CF)와는 정(正)의 관계를, K와는 부(負)의 관계를 갖고 있음을 알 수 있다. 이와 같이 거시경제변수의 변화는 기대현금흐름 E(CF)와 위험조정할인율 K에 직접적인 영향을 주게 되어 주식 가격에 변화를 가져오게 되므로, 거시경제변수를 통한 주식가격의 예측은 배당평가모형에 의해 가능하다고 할 수 있다.

먼저 민간경제주체들이 통화량 증가가 물가만 상승시킨다는 새고전학파적 기대가설

5) 보다 자세한 내용은 김지열(2003) 참조.

6) 산업생산활동이 활성화되어 민간경제주체들의 소득과 부의 증가는 채권 수요에 영향을 미치므로, 본 논문에서는 실증분석에서 기대현금흐름 E(CF)의 대용변수로 회사채수익률을 사용하였다.

의 의미를 받아들인다면, 민간경제주체들은 구매력 상실을 보상받기 위하여 주식으로부터 더 높은 수익률을 요구하게 되어 위험조정할인을 K 가 증가하게 되므로, 결국 주식 가격은 하락하게 된다. 또한, 지금까지의 대부분의 선행연구들⁷⁾도 물가와 주식 가격은 부(負)의 관계를 갖고 있음을 증명하고 있다. 따라서, 민간경제주체들이 통화량 증가가 물가만 상승시킨다는 새고전학파적 기대가설의 의미를 받아들인다면 주식 가격은 하락할 것이다.

그 다음으로, 민간경제주체들이 통화량 증가가 총생산을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미를 받아들인다면, 총생산량이 증가하여 실물경기가 호전되면 기업수익이 증가하여 기대현금흐름 $E(CF)$ 가 증가하게 되므로 결국 주식 가격은 상승하게 된다. 또한, 지금까지의 대부분의 선행연구들⁸⁾도 총생산량과 주식 가격은 정(正)의 관계를 갖고 있음을 증명하고 있다. 따라서, 민간경제주체들이 통화량 증가가 총생산량을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미를 받아들인다면 주식 가격은 상승할 것이다.

따라서, 주식시장에 대한 가설 1을 다음과 같이 설정한다.

가설 1 : 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 주식가격을 하락시키면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 주식가격을 상승시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

3. 외환위기 이전과 이후에 대한 가설 설정

우리나라의 경우 1997년 말 찾아온 외환위기가 경제구조의 변환점으로 인식되어, 외환위기 이후에는 경제주체들의 기대심리가 거시경제변수에 외환위기 이전보다 더욱 정확하면서도 빠르게 흡수 될 수 있으므로, 주식시장에 대한 경제주체들의 기대가 외환위기 이전과 이후에 변화가 있을 것이라는 가정하에 다음과 같이 외환위기 이전과 이후에 대한 가설 2을 설정한다.

가설 2 : 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 주식시장에 미치는 영향은 외환위기 이후 변화하였다

7) Fama and Schwert(1979a, 1979b), Geske and Roll(1983), Chen and Roll and Ross(1986), Cutler and Poterba and Summers(1989), Chen(1991), DeFina(1991), Mukherjee and Naka(1995), 이명훈(1993), 강병호(2001).

8) Chen and Roll and Ross(1986), Cutler and Poterba and Summers(1989), Mukherjee and Naka(1995), 김준일(1992), 이명훈(1993), 김용선, 차진섭(1999), 정성창(2000), 정성창, 정석영(2002).

Ⅲ. 실증분석

1. 변수의 선정

본 논문에서는 우리나라의 주식 시장에서의 주식 가격의 경우 해외의존도가 높은 관례로, Chen and Roll and Ross(1986)가 사용하였던 변수들 이외에도 모형을 더욱 확장하여 해외부문 관련변수들을 포함시킬 필요가 있으므로, 주식 가격 관련 선행 연구 결과들⁹⁾을 기초로 하여 본 논문에서는 회사채수익률(yields of corporate bonds), 인플레이션(inflation)을 의미하는 소비자물가지수(consumer price index), 통화량(money supply¹⁰⁾),

<표 1> 실증분석 자료

| 사용자료 | 자료명 | 자료기간 ¹⁾ | 자료조사 | 비 고 |
|---------|--------|--------------------|-------|------------------------|
| 종합주가지수 | KOSPI | 1989년 1월~2003년 8월 | 증권거래소 | 연평균주가지수, 월별 자료 |
| | KOSPI① | 1989년 1월~1997년 12월 | | |
| | KOSPI② | 1998년 1월~2003년 8월 | | |
| 회사채수익률 | YCB | 1989년 1월~2003년 8월 | 통계청 | 장외, 3년, 우량물, 월별 자료 |
| | YCB① | 1989년 1월~1997년 12월 | | |
| | YCB② | 1998년 1월~2003년 8월 | | |
| 소비자물가지수 | CPI | 1989년 1월~2003년 8월 | 통계청 | 월별 자료 |
| | CPI① | 1989년 1월~1997년 12월 | | |
| | CPI② | 1998년 1월~2003년 8월 | | |
| 통화량 | M3 | 1989년 1월~2003년 8월 | 한국은행 | 계절조정, 평간, 단위:조원, 월별 자료 |
| | M3① | 1989년 1월~1997년 12월 | | |
| | M3② | 1998년 1월~2003년 8월 | | |
| 미국주가지수 | ASPI | 1989년 1월~2003년 8월 | 통계청 | 1995 = 100, 월별 자료 |
| | ASPI① | 1989년 1월~1997년 12월 | | |
| | ASPI② | 1998년 1월~2003년 8월 | | |
| 원/달러 환율 | EXRA | 1989년 1월~2003년 8월 | 한국은행 | 대미평균환율, 월별 자료 |
| | EXRA① | 1989년 1월~1997년 12월 | | |
| | EXRA② | 1998년 1월~2003년 8월 | | |

주) 1) 외환위기 이전 기간을 주식시장 개방, 1단계 금융자유화 및 개방 시행계획 발표 등을 고려하여 1989년 1월~1997년 12월로 정하였다.

9) Chen and Roll and Ross(1986), Mukherjee and Naka(1995), Mookerjee and Yu(1997), 김용선, 차진섭(1999), 정성창(2000), 정성창, 정석영(2001), 한원종(2001).

10) 본 논문에서 M3 평간을 통화량으로 사용한 것은 1997년 12월의 경제위기 이후 IMF 관리체제에서 M3가 우리나라의 통화관리지표(monitoring variable)로 이용 될 만큼 통화량을 대신하는 지표로 널리 사용되고 있기 때문이다(정운찬, 2000).

<표 2> 실증분석 자료의 기본 통계량

| | KOSPI | YCB | CPI | M3 | ASPI | EXRA |
|-------|----------|--------|---------|----------|---------|----------|
| 수준변수 | | | | | | |
| 평균 | 730.833 | 12.404 | 84.928 | 581.919 | 133.091 | 960.657 |
| 중위수 | 713.350 | 12.375 | 86.114 | 553.501 | 119.000 | 809.805 |
| 최대값 | 1110.500 | 24.310 | 110.900 | 1192.296 | 229.000 | 1706.800 |
| 최소값 | 312.200 | 5.250 | 54.569 | 120.581 | 55.000 | 666.560 |
| 표준편차 | 168.345 | 4.140 | 16.482 | 326.245 | 58.499 | 248.694 |
| 대칭도 | -0.221 | 0.142 | -0.192 | 0.245 | 0.241 | 0.620 |
| 첨도 | 2.551 | 2.408 | 1.825 | 1.785 | 1.464 | 2.108 |
| 1차 차분 | | | | | | |
| 평균 | -0.872 | -0.043 | 0.320 | 6.122 | 0.720 | 2.834 |
| 중위수 | -5.200 | -0.050 | 0.329 | 6.086 | 1.000 | 1.080 |
| 최대값 | 134.900 | 10.230 | 2.305 | 16.618 | 18.000 | 458.500 |
| 최소값 | -103.800 | -3.580 | -0.600 | -5.421 | -21.000 | -117.780 |
| 표준편차 | 50.179 | 1.015 | 0.445 | 3.161 | 5.180 | 45.719 |
| 대칭도 | 0.257 | 5.486 | 1.011 | 0.314 | -0.910 | 6.079 |
| 첨도 | 2.579 | 62.401 | 6.411 | 4.427 | 7.047 | 61.165 |
| | KOSPI① | YCB① | CPI① | M3① | ASPI① | EXRA① |
| 수준변수 | | | | | | |
| 평균 | 780.386 | 14.595 | 74.038 | 357.747 | 91.917 | 780.570 |
| 중위수 | 765.950 | 14.010 | 74.375 | 325.316 | 85.000 | 782.015 |
| 최대값 | 1110.500 | 24.310 | 93.441 | 704.166 | 173.000 | 1484.080 |
| 최소값 | 390.300 | 10.970 | 54.569 | 120.581 | 55.000 | 666.560 |
| 표준편차 | 146.045 | 2.606 | 10.984 | 172.608 | 29.885 | 93.802 |
| 대칭도 | -0.096 | 0.830 | -0.140 | 0.406 | 1.154 | 4.044 |
| 첨도 | 2.267 | 3.338 | 1.877 | 1.934 | 3.525 | 30.755 |
| 1차 차분 | | | | | | |
| 평균 | -4.616 | 0.102 | 0.363 | 5.454 | 1.103 | 7.492 |
| 중위수 | -9.800 | 0.020 | 0.365 | 5.065 | 1.000 | 1.640 |
| 최대값 | 100.200 | 10.230 | 2.305 | 11.446 | 11.000 | 458.500 |
| 최소값 | -103.800 | -1.890 | -0.412 | 1.791 | -6.000 | -12.040 |
| 표준편차 | 42.630 | 1.117 | 0.369 | 2.161 | 2.506 | 45.419 |
| 대칭도 | 0.139 | 6.988 | 1.494 | 0.340 | 0.746 | 9.365 |
| 첨도 | 2.512 | 64.550 | 9.301 | 2.186 | 5.620 | 92.781 |
| | KOSPI② | YCB② | CPI② | M3② | ASPI② | EXRA② |
| 수준변수 | | | | | | |
| 평균 | 652.130 | 8.923 | 102.224 | 937.957 | 198.485 | 1246.676 |
| 중위수 | 626.950 | 7.985 | 101.300 | 903.858 | 201.500 | 1214.025 |
| 최대값 | 984.500 | 23.360 | 110.900 | 1192.296 | 229.000 | 1706.800 |
| 최소값 | 312.200 | 5.250 | 95.664 | 709.450 | 154.000 | 1109.760 |
| 표준편차 | 172.379 | 3.725 | 4.697 | 144.099 | 20.953 | 110.399 |
| 대칭도 | -0.002 | 1.993 | 0.375 | 0.338 | -0.516 | 1.757 |
| 첨도 | 2.442 | 6.876 | 1.749 | 1.941 | 2.152 | 7.589 |
| 1차 차분 | | | | | | |
| 평균 | 3.828 | -0.261 | 0.223 | 7.201 | 0.119 | -7.886 |
| 중위수 | -0.600 | -0.170 | 0.300 | 7.305 | 0.000 | -2.820 |
| 최대값 | 134.900 | 1.300 | 1.647 | 16.618 | 18.000 | 67.580 |
| 최소값 | -98.600 | -3.580 | -0.600 | -5.421 | -21.000 | -117.780 |
| 표준편차 | 59.689 | 0.785 | 0.485 | 4.114 | 7.749 | 36.235 |
| 대칭도 | 0.195 | -1.977 | 0.448 | -0.288 | -0.551 | -0.838 |
| 첨도 | 2.207 | 8.715 | 3.079 | 3.697 | 3.427 | 4.528 |

그리고 미국주가지수(America stock price index)와 원/달러 환율(exchange rate)을 거시경제변수로 선정하여, 각 변수들간의 단위불일치를 조정하기 위하여 모든 자료는 자연로그 변환을 취하였다.

본 논문에서의 실증분석 자료의 기본통계량은 <표 2>와 같다. <표 2>에 따르면, KOSPI, M3는 외환위기 이후 기간에서 더 큰 증가를 나타낸 반면, YCB, CPI, ASPI, EXRA는 외환위기 이전 기간에서 더 큰 증가를 나타내었다.

2. 단위근 검정

<표 1>의 실증분석 자료와 같은 시계열자료들은 평균이 표본기간이 변함에 따라 가변적인 대표적인 불안정시계열자료이다. 이와 같이 금융시계열자료들은 불안정시계열(non-stationary time series)¹¹⁾에 속하는 것이 많은데, 불안정시계열은 안전성 조건¹²⁾을 만족하지 않으며 일반적으로 결정적(deterministic) 또는 확률적 추세(stochastic trend)를 갖기 때문에, 시계열자료가 불안정적(non-stationary)일 때는 기존의 분석이론에 입각한 추정 및 검정에는 오류가 있을 수 있다.¹³⁾ 따라서, 불안정시계열은 그 자체를 분석하기보다는 먼저 안정적인 시계열로 변환하여 추세를 제거 한 뒤 계량분석을 실시하여야 한다.

본 논문에서는 이들 시계열 자료에 대해 가장 대표적인 단위근 검정법(unit root test)¹⁴⁾인 ADF 검정법(augmented Dickey-Fuller test)과 PP 검정법(Phillips-Perron test)을 사용하여 상수와 추세를 포함하여 검정하였다.

먼저 ADF 검정¹⁵⁾에서 시차는 송일호, 정우수(2002)가 제안한 것과 같이 자기상관함수(acf : autocorrelation function)와 편자기상관함수(pacf : partial autocorrelation function)에 의해 최적시차를 YCB②는 5로 결정하였으며, 그 외의 변수들은 거의 자기상관이 없었지만 김명직, 장국현(2002)이 제안한 것과 같이 시차항의 개수에서 충분히 큰 값을 고려하기 위하여 2로 설정하였다. 또한, 본 논문에서의 PP 검정¹⁶⁾에서 NW(Newey-

11) 시간이 경과함에 따라 평균과 분산 또는 공분산이 가변적인 시계열자료를 말한다.

12) 평균, 분산 또는 공분산이 유한한 상수이며 시간가변적이 아닌 시계열자료를 말한다.

13) 이러한 사실은 정태·동태모형에 관계없이 적용되는 내용으로 1980년대 후반 이후부터 학계에서 크게 주목받기 시작하였다.

14) 단위근 검정법(unit root test)은 일반적인 확률적 차분모형(stochastic difference)에서 자귀회귀형(autoregressive term)을 중심으로 정의되는 행태방정식의 근이 1이라는 값, 즉 단위근을 포함하느냐를 판별하는 방법론이다(이종원, 이상돈, 2000).

15) ADF 검정법(augmented Dickey-Fuller test)에 관한 보다 자세한 내용은 Said and Dickey(1984) 참조.

16) PP검정법(Phillips-Perron test)에 관한 보다 자세한 내용은 Perron(1988), Phillips(1987), Phillips and

West) Lag는 EXTRA②는 10으로 하여 최적시차를 결정하였으며, 나머지 변수들에 대해서는 Newey and West(1987)와 Schwert(1987)의 제안과 같이 $T^{\frac{1}{4}}$ 로 설정하여 검정하였다.

단위근 검정 결과 <표 3>에서와 같이 ADF 검정에서는 모든 변수들이 단위근을 가지고 있는 불안정한 시계열이며 1차 차분한 변수들은 안정적인 시계열인 것으로 나타났다. 한편, PP 검정에서는 YCB②가 ADF 검정과는 상반된 결과를 보였으나, <표 3>의 결과

<표 3> 단위근 검정

| | ADF 검정 | | PP 검정 | |
|--------|----------------------|--------------------------|----------------------|---------------------------|
| | 수준변수 | 1차 차분 | 수준변수 | 1차 차분 |
| KOSPI | -2.771 | -7.344*** | -2.499 | -9.449*** |
| YCB | -0.951 ¹⁾ | -7.104**** ¹⁾ | -0.932 ¹⁾ | -10.827**** ¹⁾ |
| CPI | -2.238 | -8.877*** | -2.026 | -8.779*** |
| M3 | -2.388 | -4.185*** | -2.356 | -7.938*** |
| ASPI | -0.985 | -7.946*** | -0.965 | -11.102*** |
| EXRA | -2.590 | -7.445*** | -2.762 | -7.450*** |
| KOSPI① | -1.186 | -5.520*** | -0.833 | -7.252*** |
| YCB① | -2.332 | -4.098*** | -2.335 | -6.511*** |
| CPI① | -2.548 | -6.419*** | -2.566 | -6.408*** |
| M3① | -0.154 | -4.992*** | -0.117 | -9.170*** |
| ASPI① | 0.807 | -5.757*** | 0.848 | -9.092*** |
| EXRA① | 1.875 | 3.858** | 0.911 | 8.284*** |
| KOSPI② | -1.982 | -3.837*** | -1.889 | -5.623*** |
| YCB② | -1.091 ¹⁾ | -3.545**** ¹⁾ | -5.367*** | -7.737*** |
| CPI② | -2.588 | -6.496*** | -2.027 | -7.495*** |
| M3② | 0.101 ²⁾ | -2.605* ²⁾ | -1.021 | -4.626*** |
| ASPI② | -1.970 | -5.331*** | -2.441 | -6.966*** |
| EXRA② | -1.187 ¹⁾ | -5.523**** ¹⁾ | -1.595 ¹⁾ | -5.379**** ¹⁾ |

- 주) 1) 상수와 추세 없음.
- 2) 상수만 포함.
- 3) MacKinnon(1991) critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
- 4) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값.
- ** : 5% 유의수준에서 유의적인 값.
- * : 10% 유의수준에서 유의적인 값.

를 종합하여 볼 때 본 연구에서 고려하는 모든 변수들은 $I(1)$ 과정을 따르는 것으로 판단하여도 큰 무리가 없을 것으로 생각되며, 이러한 결과는 선행연구¹⁷⁾들의 결과와도 일치한다.

3. 공적분 검정과 VECM

시계열분석의 기본가정은 시계열이 유한한 분산을 가지며 시계열의 평균치 및 상관함수가 시간의 흐름에 따라 불변인 경우로 정의되는 안정적 시계열을 갖는다는 데 있다. 그러나 대부분의 시계열자료들은 가성회귀현상(spurious regression)을 갖는 불안정 시계열이며 이러한 시계열은 <표 3>과 같이 단위근을 갖는다. 회귀분석시 단위근을 갖는 시계열들을 가지고 분석함으로써 발생하는 가성회귀의 문제점에 대한 해결책은 전통적인 이론으로는 찾기 어렵다.

단위근 검증 결과 시계열자료가 불안정적일 경우에는 두 가지의 접근법이 존재한다(장병기, 최종일, 2001). 첫째는 연속적인 차분 과정을 거쳐 안정적 시계열을 도출한 다음 회귀분석을 수행하는 과정이다. 하지만, 이렇게 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 단위근을 갖는 시계열들이 공적분(cointegration)이 되어 있다면 일치성을 갖는 회귀계수들의 추정치를 구할 수 있으며, 따라서 계량이론이 뒷받침된 예측모형을 단위근을 갖는 시계열을 사용해서도 만들 수 있다는 것이다.

이러한 공적분의 검정 방법은 단일변수 시계열자료의 경우 Engle and Granger(1987)의 방법이 일반적으로 사용되나, 본 논문에서처럼 다변량 시계열 자료인 경우에는 Johansen(1988, 1991)과 Johansen and Juselius(1990)가 제안한 Johansen 공적분검정(Johansen procedure)이 다른 방법들보다 더 우월한 것으로 알려져 있으므로, 본 논문에서는 Johansen 공적분검정 방법을 사용하고자 한다.

Johansen 공적분검정 방법은 공적분관계의 수와 모형의 파라미터들을 MLE(maximum likelihood estimation)로 추정하고 검정하는 방법으로 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며 여러 개의 공적분 관계를 식별해 낼

17) 정성창(2000), 장병기, 최종일(2001), 정성창, 정석영(2002), 정성창, Timothy(2002)의 ADF 검정법과 PP 검정법을 이용한 연구에서도 한국의 주요 거시경제변수들이 $I(1)$ 과정을 따르고 있음을 보여주었고, Mukherjee and Naka(1995)는 일본의 주요거시변수들이, 그리고 Cheung and Ng(1998)과 Mookerjee and Yu(1997)는 선진 5개국과 싱가포르의 주요 거시경제변수들이 $I(1)$ 과정을 따르고 있음을 보여주었다.

수 있다. 즉, MLE를 사용하여 VAR(vector autoregressive model)로 공적분 관계를 추정하는 한편 LR(likelihood ratio test)을 바탕으로 공적분계수를 결정할 수 있도록 한다. 따라서 단순히 공적분을 검정하는 데 지나지 않고, 공적분이 존재할 때 공적분 모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관련한 여러 가지 가설검정까지도 수행하는 장점도 지니고 있으며(송일호, 정우수, 2002), 대부분의 다른 선행연구¹⁸⁾에서도 이 검정방법을 채택하고 있다.

본 논문에서는 공적분 검정에 있어서는 시차가 매우 중요하므로 적절한 Lag interval의 설정을 위하여, Akaike(1976)가 제안한 AIC(Akaike Information Criteria)와 Schwarz(1978)가 제안한 SBC(Schwarz Criteria)를 계산한 결과 <표 4>에서와 같이 적정시차가 2개월로 결정¹⁹⁾되었으며 Δx_t 의 VECM(vector error correction models)식에는 이의 Lag가 1개 포함 될 것이므로 이를 반영하여 식 (2)와 같이 공적분 검정 모형을 설정하였다.

$$H_1(r) : \phi x_{t-1} + \psi D_t = B(A' x_{t-1} + \rho_0) + B_{\perp} \varepsilon_0$$

(B_{\perp} 는 $B_{\perp}' B = 0$ 을 만족하는 null space) (2)

<표 4> 시차에 대한 AIC와 SBC

| 시 차 | 전체기간 | | 외환위기 이전 | | 외환위기 이후 | |
|-----|--------|--------|---------|--------|---------|--------|
| | AIC | SBC | AIC | SBC | AIC | SBC |
| 2 | 33.822 | 34.803 | 29.088 | 30.445 | 35.452 | 37.215 |
| 3 | 33.948 | 35.589 | 29.283 | 31.558 | 35.691 | 38.628 |
| 4 | 34.144 | 36.449 | 29.531 | 32.735 | 36.107 | 40.219 |
| 5 | 34.318 | 37.294 | 29.766 | 33.910 | 36.284 | 41.571 |

공적분 검정 결과 <표 5>에서와 같이 Trace 통계량인 $\lambda_{trace}(r)$ 에 따르면 전체기간과 외환위기 이전에는 $r = 0$ 으로 표시되는 귀무가설은 기각되고 $r > 0$ 으로 해석 할 수 있어

18) Johansen 공적분검정 방법을 사용한 선행연구들로는 Mukherjee and Naka(1995), Mookherjee and Yu(1997), Cheung and Ng(1998), 장병기, 최종일(2001), 정성창, 정석영(2002), 정성창, Timothy(2002) 등의 연구가 있다.

19) Johansen 공적분 검정 방법을 사용한 송일호, 정우수(2002)의 연구에서도 1990년 4월~2000년 12월까지의 월별 대미환율, 한국의 소비자물가지수, 미국의 소비자물가지수의 시차를 2개월로 하여 검정을 하였으며, 김명직, 장국현(2002)도 1991년 1월~1997년 11월까지의 월별 3년만기 회사채유통수익률과 1991년 3월~1997년 11월까지의 91일만기 CD수익률의 시차를 2로 하여 검정을 하였다.

최소한 1개 이상의 공적분 벡터가 존재하는 것을 알 수 있으며, 외환위기 이후에는 $r \leq 2$ 로 표시되는 귀무가설은 기각되고 $r > 2$ 로 해석 할 수 있어 최소한 3개 이상의 공적분 벡터가 존재하는 것을 알 수 있다.²⁰⁾

<표 5> 공적분 검정 결과

전체기간

| Hypothesized No. of CE(s) | Trace Statistic | Critical values | |
|---------------------------|-----------------|-----------------|-----------|
| | | Trace(1%) | Trace(5%) |
| $r = 0$ | 116.870 | 103.18 | 94.15 |
| $r \leq 1$ | 67.558 | 76.07 | 68.52 |
| $r \leq 2$ | 37.693 | 54.46 | 47.21 |
| $r \leq 3$ | 14.815 | 35.65 | 29.68 |
| $r \leq 4$ | 4.662 | 20.04 | 15.41 |
| $r \leq 5$ | 0.249 | 6.65 | 3.76 |

외환위기 이전

| Hypothesized No. of CE(s) | Trace Statistic | Critical values | |
|---------------------------|-----------------|-----------------|-----------|
| | | Trace(1%) | Trace(5%) |
| $r = 0$ | 104.651 | 103.18 | 94.15 |
| $r \leq 1$ | 60.204 | 76.07 | 68.52 |
| $r \leq 2$ | 33.604 | 54.46 | 47.21 |
| $r \leq 3$ | 19.404 | 35.65 | 29.68 |
| $r \leq 4$ | 8.422 | 20.04 | 15.41 |
| $r \leq 5$ | 2.137 | 6.65 | 3.76 |

외환위기 이후

| Hypothesized No. of CE(s) | Trace Statistic | Critical values | |
|---------------------------|-----------------|-----------------|-----------|
| | | Trace(1%) | Trace(5%) |
| $r = 0$ | 139.226 | 103.18 | 94.15 |
| $r \leq 1$ | 90.037 | 76.07 | 68.52 |
| $r \leq 2$ | 50.588 | 54.46 | 47.21 |
| $r \leq 3$ | 23.055 | 35.65 | 29.68 |
| $r \leq 4$ | 7.197 | 20.04 | 15.41 |
| $r \leq 5$ | 0.934 | 6.65 | 3.76 |

20) \max 통계량인 $\lambda_{\max}(r, r+1)$ 는 $\lambda_{\text{trace}}(r) - \lambda_{\text{trace}}(r+1)$ 이므로 쉽게 계산할 수 있다.

Engle and Granger(1987)는 <표 5>와 같이 공적분이 존재할 경우 1차 차분된 변수로 구성되는 VAR(vector autoregressive model)은 모형설정의 오류를 범하게 되므로, 이 경우 공적분에서 얻어지는 오차항을 이용하는 새로운 VAR, 즉 VECM(vector error correction models)을 구성하여야 한다고 하였으므로 본 논문에서도 VECM을 이용하여 검정을 한다.

VECM은 다음의 식 (3)와 같은 p차 VAR모형을 기초로 하고 있다(장병기, 최종일, 2001).

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \alpha + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기에서 X는 변수벡터, Π 는 계수벡터, α 는 상수항 벡터, ε 는 오차항 벡터인데, 식 (3)을 1차 차분된 형태로 변환시키면 식 (4)와 같이 오차수정항 $\xi_0 X_{t-1}$ 이 포함된 VECM 방정식이 된다.

$$\Delta X_t = \zeta_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \alpha + \zeta_0 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{단, } \zeta_i = - \left[I_n - \sum_{j=1}^i \Pi_j \right], \quad i = 1, 2, \dots, p$$

$$\zeta_0 = - \left[I_n - \sum_{i=1}^p \Pi_i \right]$$

식 (4)의 오차수정항의 계수 ξ_0 는 공적분 벡터와 조정계수 벡터로 구분하여 표시할 수 있다.

VECM을 이용하여 공적분 벡터를 KOSPI에 정규화시킨 값은 <표 6>과 같다.

즉, 전체기간에서는 KOSPI가 ASPI와 CPI와는 정(正)의 관계를, M3, EXTRA, YCB와는 부(負)의 관계를 보였다. 외환위기 이전에는 KOSPI①이 ASPI①, CPI①와는 정(正)의 관계를, M3①, EXTRA①, YCB①와는 부(負)의 관계를 보인 반면, 외환위기 이후에는 KOSPI②가 M3②, ASPI②, EXTRA②, YCB②와는 정(正)의 관계를, CPI②와는 부(負)의 관계를 보였다.

<표 6>에 의해 전체기간에서는 M3가 1% 증가하는 경우 KOSPI는 7.086% 감소함을 알 수 있다. 외환위기 이전에도 M3①이 1% 증가하는 경우 KOSPI①은 16.364% 감소하는 반면, 외환위기 이후에는 M3②가 1% 증가하는 경우 KOSPI②는 8.665% 증가함을 보였다.

VECM에 의한 추정결과를 보면 <표 7>에서와 같이 전체기간과 외환위기 이전에서 KOSPI와 KOSPI①의 오차수정항이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 반면, 외

<표 6> VECM에 의한 공적분 벡터

| | 전체기간 | 외환위기 이전 | 외환위기 이후 |
|----------|----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
| KOSPI | 1 | 1 | 1 |
| M3 | 7.086 (-7.133) [-0.993] | 16.364 (-21.198) [-0.772] | -8.665*** (-1.247) [-6.946] |
| ASPI | -3.559* (-2.488) [-1.431] | -5.169 (-6.646) [-0.778] | -1.012*** (-0.250) [-4.040] |
| CPI | -25.005 (-24.184) [-1.034] | -54.878 (-69.283) [-0.792] | 25.150*** (-4.018) [-6.260] |
| EXRA | 3.230* (-2.122) [-1.522] | 6.630 (-6.494) [-1.021] | -0.466 (-0.593) [-0.785] |
| YCB | 0.798 (-0.649) [-1.230] | 0.422 (-1.210) [-0.348] | -0.042 (-0.193) [-0.218] |
| constant | 53.245 | 112.668 | -54.829 |

주) 1. ()는 standard errors, []는 t-statistics.
 2. *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값.
 ** : 5% 유의수준에서 유의적인 값.
 * : 10% 유의수준에서 유의적인 값.

<표 7> VECM 추정 결과

전체기간

| | $\Delta KOSPI_t$ | $\Delta M3_t$ | $\Delta ASPI_t$ | ΔCPI_t | $\Delta EXRA_t$ | ΔYCB_t |
|----------------------|----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|
| 오차수정항 | 0.003 (-0.005) [-0.514] | 0.002*** (-0.000) [-8.117] | 0.007*** (-0.002) [-3.141] | 0.001*** (-0.000) [-2.803] | -0.003 (-0.002) [-1.141] | 0.001 (-0.005) [-0.135] |
| $\Delta KOSPI_{t-1}$ | 0.405*** (-0.076) [-5.317] | -0.005 (-0.004) [-1.089] | 0.018 (-0.034) [-0.524] | -0.001 (-0.005) [-0.278] | -0.104*** (-0.033) [-3.172] | -0.052 (-0.071) [-0.731] |
| $\Delta M3_{t-1}$ | -0.809 (-1.343) [-0.603] | 0.271*** (-0.074) [-3.678] | -1.482*** (-0.599) [-2.473] | -0.0254 (-0.087) [-0.292] | 1.115** (-0.577) [-1.931] | 1.243 (-1.243) [-1.000] |
| $\Delta ASPI_{t-1}$ | -0.0864 (-0.174) [-0.495] | -0.007 (-0.010) [-0.706] | 0.177** (-0.078) [-2.276] | 0.005 (-0.011) [-0.409] | -0.005 (-0.075) [-0.072] | -0.020 (-0.161) [-0.124] |
| ΔCPI_{t-1} | -1.696* (-1.156) [-1.467] | -0.097* (-0.063) [-1.525] | -0.099 (-0.516) [-0.193] | 0.137** (-0.075) [-1.825] | -1.339*** (-0.497) [-2.695] | -1.558* (-1.070) [-1.456] |
| $\Delta EXRA_{t-1}$ | 0.896*** (-0.216) [-4.148] | 0.018* (-0.012) [-1.533] | 0.236*** (-0.096) [-2.448] | 0.063*** (-0.014) [-4.491] | 0.480*** (-0.093) [-5.167] | -0.198 (-0.200) [-0.990] |
| ΔYCB_{t-1} | -0.089 (-0.112) [-0.790] | -0.020*** (-0.006) [-3.220] | -0.098** (-0.050) [-1.958] | -0.007 (-0.007) [-0.914] | 0.016 (-0.048) [-0.338] | 0.294*** (-0.104) [-2.826] |
| constant | 0.014 (-0.019) [-0.761] | 0.010*** (-0.001) [-9.656] | 0.024*** (-0.008) [-2.954] | 0.004*** (-0.001) [-2.951] | -0.008 (-0.008) [-0.955] | -0.013 (-0.017) [-0.734] |

외환위기 이전

| | $\Delta KOSPI①_t$ | $\Delta M3①_t$ | $\Delta ASPI①_t$ | $\Delta CPI①_t$ | $\Delta EXRA①_t$ | $\Delta YCB①_t$ |
|-----------------------|-----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|
| 오차수정항 | 0.004 (-0.007) [-0.655] | 0.002*** (0.000) [-4.461] | 0.006** (-0.003) [-2.021] | 0.002*** (0.000) [-4.101] | 0.002 (-0.002) [-0.716] | 0.007 (-0.005) [-1.265] |
| $\Delta KOSPI①_{t-1}$ | 0.200** (-0.106) [-1.891] | -0.001 (-0.007) [-0.145] | 0.012 (-0.048) [-0.243] | -0.012* (-0.008) [-1.491] | -0.028 (-0.038) [-0.750] | -0.021 (-0.086) [-0.240] |
| $\Delta M3①_{t-1}$ | -1.682 (-1.500) [-1.122] | 0.089 (-0.106) [-0.845] | -2.059*** (-0.677) [-3.039] | -0.013 (-0.113) [-0.111] | 0.122 (-0.533) [-0.230] | 0.775 (-1.217) [-0.637] |
| $\Delta ASPI①_{t-1}$ | -0.236 (-0.216) [-1.092] | -0.020* (-0.015) [-1.317] | 0.154* (-0.098) [-1.573] | 0.038** (-0.016) [-2.302] | 0.102* (-0.077) [-1.331] | 0.041 (-0.175) [-0.236] |
| $\Delta CPI①_{t-1}$ | 0.532 (-1.224) [-0.435] | 0.040 (-0.086) [-0.464] | 0.680 (-0.553) [-1.231] | 0.189** (-0.092) [-2.051] | -0.932** (-0.435) [-2.142] | -1.685* (-0.993) [-1.697] |
| $\Delta EXRA①_{t-1}$ | -1.416*** (-0.510) [-2.774] | -0.008 (-0.036) [-0.218] | 0.292 (-0.231) [-1.267] | 0.203*** (-0.039) [-5.282] | 2.610*** (-0.181) [-14.383] | 3.343*** (-0.414) [-8.074] |
| $\Delta YCB①_{t-1}$ | -0.232* (-0.164) [-1.414] | -0.014 (-0.012) [-1.188] | -0.110* (-0.074) [-1.489] | -0.019* (-0.012) [-1.545] | 0.010 (-0.058) [-0.169] | 0.397*** (-0.133) [-2.982] |
| constant | 0.026 (-0.025) [-1.064] | 0.015*** (-0.002) [-8.682] | 0.039*** (-0.011) [-3.506] | 0.003* (-0.002) [-1.660] | -0.001 (-0.009) [-0.121] | -0.012 (-0.020) [-0.595] |

외환위기 이후

| | $\Delta KOSPI②_t$ | $\Delta M3②_t$ | $\Delta ASPI②_t$ | $\Delta CPI②_t$ | $\Delta EXRA②_t$ | $\Delta YCB②_t$ |
|-----------------------|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------|
| 오차수정항 | -0.100* (-0.061) [-1.636] | 0.006** (-0.003) [-2.061] | 0.068** (-0.030) [-2.255] | -0.005* (-0.003) [-1.362] | -0.068*** (-0.019) [-3.666] | 0.004 (-0.051) [-0.070] |
| $\Delta KOSPI②_{t-1}$ | 0.392*** (-0.114) [-3.449] | 0.000 (-0.005) [-0.007] | 0.067 (-0.056) [-1.188] | 0.010* (-0.006) [-1.604] | -0.068** (-0.034) [-1.976] | 0.078 (-0.095) [-0.816] |
| $\Delta M3②_{t-1}$ | -0.129 (-2.448) [-0.053] | 0.476*** (-0.112) [-4.267] | -0.440 (-1.208) [-0.364] | -0.121 (-0.134) [-0.905] | -0.384 (-0.743) [-0.516] | -0.915 (-2.056) [-0.445] |
| $\Delta ASPI②_{t-1}$ | 0.040 (-0.277) [-0.144] | -0.011 (-0.013) [-0.849] | 0.093 (-0.137) [-0.678] | -0.018 (-0.015) [-1.154] | -0.084 (-0.084) [-0.992] | -0.121 (-0.233) [-0.521] |
| $\Delta CPI②_{t-1}$ | -2.814 (-2.661) [-1.057] | -0.295*** (-0.121) [-2.432] | -2.543** (-1.313) [-1.937] | 0.284** (-0.146) [-1.948] | 1.024 (-0.808) [-1.268] | 0.003 (-2.234) [-0.001] |
| $\Delta EXRA②_{t-1}$ | 1.030*** (-0.380) [-2.712] | 0.051*** (-0.017) [-2.976] | 0.531*** (-0.187) [-2.832] | 0.034* (-0.021) [-1.619] | 0.024 (-0.115) [-0.209] | -0.519* (-0.319) [-1.629] |
| $\Delta YCB②_{t-1}$ | -0.088 (-0.160) [-0.552] | -0.024*** (-0.007) [-3.354] | -0.131* (-0.079) [-1.660] | 0.004 (-0.009) [-0.452] | 0.090** (-0.048) [-1.854] | 0.307** (-0.134) [-2.293] |
| constant | 0.013 (-0.021) [-0.594] | 0.004*** (-0.001) [-4.495] | 0.008 (-0.011) [-0.752] | 0.003** (-0.001) [-2.225] | -0.002 (-0.006) [-0.248] | -0.009 (-0.018) [-0.487] |

주) 1. ()는 standard errors, []는 t-statistics.

- 2. *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값.
- ** : 5% 유의수준에서 유의적인 값.
- * : 10% 유의수준에서 유의적인 값.

환위기 이후에서는 KOSPI②와 M3② 모두 오차수정항이 통계적으로 유의한 것으로 나타나 장기균형으로부터 이탈에 대하여 두 변수 모두가 반응하여 조정되는 것으로 나타났다.

또한, 본 연구에서 추정된 모형들의 잔차를 분석하기 위하여 식 (5)와 같이 Jarque and Bera(1980)의 정규성 검정을 실시한 결과, KOSPI, YCB, KOSPI①, KOSPI②, M3 ②, ASPI②는 5%의 유의수준에서 귀무가설을 기각 할 수 없는 것으로 나타났다.

$$Jarque - Bera = \frac{N-k}{6} \left[S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right] \quad (5)$$

따라서, 외환위기 이전의 기간에서는 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 주식가격을 하락시킨다는 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되었으며, 외환위기 이후의 기간에서는 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 주식가격을 상승시킨다는 신케인 지안적 기대가설의 의미가 적용되었다고 할 수 있다. 이처럼 우리나라의 주식시장에서는 외환위기 이전과 이후의 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대에 변화가 있었다.

이러한 현상은 외환위기 이전보다는 외환위기 이후에, 연봉제의 적극적인 도입과 IMF와 정부에 의한 강력한 물가 억제 정책 등으로 인해 임금이나 물가가 외환위기 이전보다는 신축적이지 못함을 의미한다. 물론, 외환위기 이후에 있어서 통화량의 증가가 주가를 상승시킨 것은 유동성증가에 의한 유동성장세 효과일 가능성도 배제할 수는 없지만,²¹⁾ 이러한 현상이 외환위기 이전의 기간에서는 나타나지 않은 것으로 보아 외환위기 이전과 이후의 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대는 큰 변화가 있었음을 더욱 확실히 알 수 있다.

IV. 결 론

본 논문에서는 합리적기대가설(rational expectation hypothesis)과 효율적시장가설(efficient market hypothesis)을 이론적 바탕으로 하여 주식시장에 대한 경제주체들의 기대가 외환위기 이전과 이후에 어떤 변화가 있는지를 분석하였다.

민간경제주체들이 통화량 증가가 물가만 상승시킨다는 새고전학파적 기대가설의 의미를 받아들인다면 주식 가격은 하락 할 것이며, 민간경제주체들이 통화량 증가가 총생산량을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미를 받아들인다면 주식 가격은 상승

21) 이러한 점을 지적해 준 익명의 편집위원에게 감사드린다.

할 것이라는 가설 1과, 주식시장에 대한 경제주체들의 기대가 외환위기 이전과 이후에 변화가 있을 것이라는 가설 2를 설정하여 분석 한 결과, 외환위기 이전의 기간에서는 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 주시가격을 하락시킨다는 새고전학파적 기대 가설의 의미가 적용되며, 외환위기 이후의 기간에서는 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 주시가격을 상승시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용됨을 알 수 있었다.

이처럼 우리나라의 주식시장에서는 외환위기 이전과 이후의 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대에 변화가 있었다. 이와 같이 주식시장에서 경제주체들의 기대에 대하여 외환위기 이전과 이후에 있어 변화가 있다면 이는 곧 재정금융정책에 있어 기대의 중요성을 일깨우는 동시에, 경제주체들의 기대를 가장 효율적으로 이용할 수 있는 재정금융정책의 운용이 필요하다는 것을 알 수 있다.

본 논문은 주식시장이 효율적이라는 가정 하에, 민간경제주체들이 통화량 변화가 경제에 미치는 영향을 새고전학파적으로 기대 하는지 아니면 신케인지안적으로 기대 하는지를 사후적으로 평가를 하였는데, 사실상 민간경제주체들의 기대를 직접 모형화하지 못한 한계점을 가진다. 주식시장과 거시경제변수들간의 관계에 대해서도 아직 정립된 모형이 없는 현재의 상황에서 기대 변수를 주식시장에 직접 모형화하기에는 어려운 점도 있겠지만, 이러한 연구는 앞으로의 연구과제로 남겨둔다.

참 고 문 헌

- 강병호, 금융기관론, 박영사, 2001.
- 김명직, 장국현, 금융시계열분석, 경문사, 2002.
- 김봉호, “예상치 못한 통화량변화가 실질산출량에 미치는 효과분석”, 건국대학교 논문집, 제23권 제1호, 1986, 167-186.
- 김용선, 차진섭, “주가와 거시경제변수간의 관계 분석”, 조사연구자료, 99-12, 1999.
- 김준일, “주가와 주요거시경제변수간의 상호관계에 대한 실증분석”, 한국개발연구, 제14권 제4호, 1992, 63-77.
- 김지열, “증권시장에서 기대가설의 의미 - 통화량 변화를 중심으로 -”, 부경대학교 경제학박사 학위논문, 2003.
- 박정식, 박종원, 조재호, 현대재무관리, 다산출판사, 2001.
- 손정식, 화폐금융론, 법문사, 2000.
- 송일호, 정우수, SAS와 EVIEW를 이용한 계량경제실증분석, 삼영사, 2002.
- 윤형모, “외화자산접근모형에서 기대설정의 의미”, 한국경상논총, 제18권 제1호, 2000, 55-75.
- 이명훈, “주식시장의 효율성 및 주가변동요인 분석”, 금융경제연구, 제62호, 1993.
- 이성휘, “합리적 기대이론과 거시경제학의 변모”, 경제논집, 제24권 제4호, 1985, 423-453.
- 이종원, 이상돈, RATS를 이용한 계량경제분석, 박영사, 2000.
- 장병기, 최종일, “주가, 기대심리, 거시경제변수의 장기균형 관계”, 재무관리연구, 제18권 제2호, 2001, 125-144.
- 정성창, “우리 나라 증권시장과 거시경제변수 - VECM을 중심으로 -”, 재무관리연구, 제17권 제1호, 2000, 137-159.
- 정성창, 정석영, “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기 균형 관계”, 재무연구, 제15권 제2호, 2002, 205-235.
- 정성창, Timothy, H. L., “우리나라 증권시장과 거시경제변수 : ANN와 VECM의 설명력 비교”, 재무관리연구, 제19권 제2호, 2002, 211-231.
- 정운찬, 화폐와 금융시장, 을곡출판사, 2000.
- 조용래, “Walras와 Keynes의 일반균형이론”, 상경연구, 제15권 제1호, 1990, 45-58.
- 한원중, “국내외 거시경제변수가 주가변동에 미치는 파급효과 분석”, LG 경제연구원, 2001.

- Akaike, H., "Canonical Correlation Analysis of Time Series and the Use of an Information Criterion," In *System Identification : Advances and Case Studies*, R. Mehra and D. G. Laniotis, eds., Academic Press, New York and London, 1976.
- Barro, R. J., "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States," *Journal of Political Economy*, 86(4), (1978), 549-580.
- Chen, N., "Financial Opportunity and the Macroeconomic," *Journal of Finance*, (1991), 529-554.
- Chen, N., Roll, R. and Ross, S. A., "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 59(3), (1986), 383-403.
- Cheung, Yin-Wong and Lilian K. Ng, "International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity," *Journal of Empirical Finance*, 5, (1998), 281-296.
- Cutler, D. M., Poterba, J. M. and Summers, L. H., "What Moves Stock Price," *The Journal of Portfolio Management*, 15(3), (1989), 4-12.
- DeFina, R. H., "Does Inflation Depress the Stock Market?," *Business Review*, (1991), 3-12.
- Engle, R. F. and C. W. Granger, "Co-integrated and Error Correction : Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, (1987), 251-276.
- Fama, E., "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, 1965.
- Fama, E. and Schwert, W., "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics*, (1979a), 115-146.
- Fama, E. and Schwert, W., "Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation," *American Economic Review*, 1979b.
- Fischer, S., "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, 85(1), (1977a), 191-205.
- Fischer, S., "Long-Term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy : A Comment," *Journal of Monetary Economics*, 3, (1977b), 317-323.
- Geske, R. and Roll, R., "The Monetary and Fiscal Linkage between Stock Returns and Inflation," *Journal of Finance*, (1983), 1-33.
- Gordon, J. O., *Macroeconomics*, 1993.
- Jarque, C. and A. Bera., "Efficient Tests for Normality, Homoskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals," *Economics Letters*, 6, (1980), 255-259.

- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, (1988), 231-254.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, (1991), 1551-1580.
- Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-With applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, (1990), 169-210.
- Lucas, R. E. Jr., "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic theory*, 4, (1972), 103-124.
- Lucas, R. E. Jr., "Some International Evidence on Output Inflation Trade Offs," *American Economic Review*, 63, (1973), 326-334.
- Lucas, R. E. Jr., "Econometric Policy Evaluation : A Critique," in Brunner, K. and Meltzer, A. H. eds, *The Phillips Curve and Labor Market, Supplement to the Journal of Monetary Economics*, 1976.
- MacKinnon, J. G., "Critical Values for Cointegration Tests," Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships : Readings in Cointegration*, edited by R. F. Engle and C. W. J. Granger, *Oxford University Press*, 1991.
- Mookerjee, Rajen and Qiao Yu, "Macroeconomic Variables and Stock Prices in a Small Open Economy : The Case of Singapore," *Pacific-Basin Finance Journal*, 5, (1997), 377-388.
- Mukherjee, T. K. and Naka, A., "Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market," *The Journal of Financial Research*, 18(2), (1995), 223-237.
- Muth, J. F., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements," *Econometrica*, 29(6), (1961), 315-335.
- Newey, W. and K. West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent covariance Matrix," *Econometrica*, 55, (1987), 703-708.
- Perron, P., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, (1988), 297-332.
- Phelps, E. S. and Taylor, J. B., "The Stabilizing Power of Monetary Policy under Rational Expectations," *Journal of Political Economy*, (1977), 165-190.
- Phillips, P. C. B., "Time Series Regression With a Unit Root," *Econometrica*, 55,

(1987), 277-301.

Phillips, P. C. B. and Perron, P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), (1988), 335-346.

Said, E. and David A. Dickey., "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71, (1984), 599-607.

Sargent, T. J. and Wallace, N., "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, 83(2), (1975), 241-254.

Schwartz, G., "Estimating the Dimension of a Model," *Ann Statist*, 6, (1978), 461-464.

Schwert, G. W., "Effect of Model Specification on Tests for Unit Root in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, 20, (1987), 73-104.

통계청, <http://www.stat.go.kr/>.

증권거래소, <http://www.kse.or.kr/>.

한국은행, <http://www.bok.or.kr/>.

A Study on the Expectation Change of Economic Subjects in Stock Market

- Focusing on Effect of Change in Money Supply
Before and After a Currency Crisis-

Ji Yeol Kim*

〈abstract〉

This paper deals with the relationship between money supply and the stock market. However, unlike past works, it has employed a rational expectation hypothesis and an efficient market hypothesis drawn from new classical macroeconomics and new Keynesian macroeconomics, respectively. Accordingly, hypothesis 1 states that if economic subjects have rational expectation, they will immediately respond to a change in money supply. On the other hand, hypothesis 2 supposes that the expectation of economic subjects has changed after the currency crisis. This paper has first identified unit root by using the augmented Dickey-Fuller test and the Phillips-Perron test, then testing both hypotheses by employing the Johansen Procedure and vector error correction model for the periods before and after a currency crisis.

Keywords : Stock Market, Rational Expectation Hypothesis, Efficient Market Hypothesis, Vector Error Correction Models

* Asia university