

금융시장 환경변화에 따른 거시경제 및 해외변수들의 주가에 대한 영향력 변화*

김정희

부경대학교 경제학부, 제1저자
(kjounghee@hanmail.net)

장병기

부경대학교 경제학부, 교신저자
(bkchang@pknu.ac.kr)

우리나라의 금융시장은 외환위기를 겪으면서 급격한 개방과 변혁을 맞이하였다. 외환시장과 연계된 외국인투자자가 중요한 세력으로 자리매김하게 된 한편, 펀드와 연기금시장의 성장으로 기관투자자의 역할 또한 증대되었다. 이에 주식시장 내부적인 발전은 물론 외환 및 채권시장과의 연계성에서도 많은 변화를 맞이하게 되었다. 이에 본 연구는 금융시장 환경변화에 따라 환율, 금리 등의 거시경제변수들과 해외변수들의 주가에 대한 영향력이 변화하였는지, 어떻게 변화하였는지를 분석한다.

분석결과, 외환위기를 기점으로 설명변수들의 주가에 대한 영향력에서 큰 변화가 발생한 것으로 확인되었다. 첫째, 환율의 주가에 대한 영향력이 양(+)에서 음(-)으로 변화하였다. 구조변화 이전에는 환율상승이 무역수지개선을 통한 기업의 수출증대로 주가상승의 요인이었으나, 구조변화 이후에는 자본의 유입(유출)에 의한 주가상승(하락)과 환율하락(상승)이 동반되는 자본이동 요인이 더욱 중요해진 것으로 파악되었다. 둘째, 시장금리인 회사채수익률의 경우 구조변화 이전에는 영향력이 미미하거나 약한 음(-)의 영향력을 보였으나, 구조변화 이후에는 강한 양(+)의 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 외환위기 이후 금융상품의 다양화, 포트폴리오기법의 대중화 등으로 주식과 채권의 대체자산관계가 증가한데 기인한 것으로 판단된다. 셋째, 유가의 경우 구조변화 이전에는 유의한 음(-)의 영향력을 보였으나 구조변화 이후에는 그 영향력이 거의 사라졌다. 넷째, 미국주가의 영향력은 구조변화 이후 더욱 강화되었다. 금융시장의 개방도가 급격히 증가하면서 우리나라의 주식시장은 글로벌 포트폴리오 자금의 중요한 투자대상이 되었고 이에 주가동조화 현상은 강화된 것으로 파악된다. 전체적으로 주가결정에 있어서 실물적 요소가 중요하게 작용하던 이전과 달리 금융시장이 발전하면서 금융적 요소가 더욱 중요하게 작용했다고 판단된다. 따라서 정부의 정책적 관점 또한 실물부분 못지않게 자본이동이나 금융시장의 상황변화에 민감하게 대처해야 할 것으로 사료된다.

핵심 주제어 : 구조변화, 실질주가, G&H공적분, 동태적OLS, 한계검정법

* 논문투고일 2010년 6월 3일, 심사완료일 2010년 7월 9일

I. 서론

세계 금융시장의 글로벌 통합화와 더불어 우리나라의 주식, 채권 및 외환시장에서도 급격한 변화를 맞이해 왔다. 주식시장의 경우 1992년 1월 외국인의 국내주식 직접투자를 허용하기 시작한 이후 OECD 가입을 준비하는 과정에서 지속적으로 개방 폭을 확대해 왔다. 특히 외환위기를 겪으면서 1997년 12월에는 종목당 투자한도를 50%로 확대하였으며, 이후 1998년 5월에는 일부 공공기업을 제외하고 투자한도를 완전히 철폐하였다. 이에 따라 외국인의 국내 상장주식 보유비중도 1992년에는 4.9%에 그쳤으나 1995년 11.9%, 2000년 30.1%, 2004년 6월에는 44%로 급격히 증가해 왔다. 2004년 정점에 이른 후에는 20%중반 대까지 떨어졌다가 다시 늘어나는 등 국내주식시장의 중요한 세력으로 작용하고 있다. 이러한 외국인들의 자금은 외환시장과 연계하여 유출입 되므로 두 시장 간의 연관성에 변화를 가져오기도 하였다.

외환시장의 경우 1990년 3월 시장평균환율제도의 도입으로 일일 변동 폭을 0.4%로 확대한 이후 1993년 10월에는 1.0%, 1997년 11월에는 10%를 거쳐 1997년 12월 16일에는 마침내 자유변동환율제도를 채택하게 되었다. 이에 발맞추어 투기적거래, 국내외펀드의 유출입 등으로 외환거래량도 급격히 증가하게 되었다. 1990년대 초에는 일평균 외환거래량이 수억 달러에 불과하였으나 2008년 1분기에는 611억 달러에 달하여 정점에 이른 후, 2010년에는 500억 달러 내외의 거래량을 유지하고 있다.

한편 채권시장의 개방은 상대적으로 지체되어 1994년 7월에 외국인의 중소기업 무보증사채 매입허용을 시작으로 본격적 개방이 시작되었다. 1997년 1월부터는 중소기업 회사채에 대한 투자한도가 확대되고 6월 이후에는 대기업 무보증사채에 대한 외국인 투자가 허용되는 등 개방 폭이 점차적으로 확대되어 1998년에는 사실상 완전한 개방이 이루어졌다. 채권시장의 외국인 투자는 최근 들어 활성화되기 시작하였으며 주식시장에 비하여서는 그 영향력이 크지 않다고 볼 수 있다. 그러나 외국인의 보유비중이 2000년에는 0.16%, 2005년에는 0.6%에 불과하였으나 2007년부터 급격히 증가하기 시작하여 2010년 3월에는 5.4%로 증가하였다. 특히 국공채의 경우 외국인 보유비중이 10%를 돌파하였다.

외국인의 국내주식 투자증대는 주식시장과 외환시장의 관계변화를 이끌어왔으며, 국내외 증권펀드들의 활성화와 더불어 포트폴리오 투자기법의 발달은 주식시장과 채권시장 간의 연계를 강화해왔다. 또한 최근의 외국인 채권투자증가는 외환시장과 채권시장의 연계 또한 변화를 유도해 왔다. 이렇듯 금융시장의 개방과 발전에 의한 금융시장 환경변화는 주식시장, 채권시장 및 외환시장의 관계에서 변화를 유발하였으며 환율, 금리와 같은 거시경제변수들의 주식시장에 대한 영향력에도 많은 변화를 이루어 왔을 것으로 추정된다. 따라서 본 연구

는 주가결정모형을 이용하여 거시경제 및 해외변수들의 주가에 대한 영향력 변화를 살펴보고자 한다. 특히 환율이나 금리의 영향력 변화에 주목하여 금융시장 환경변화에 따른 금융시장 간의 연계를 실증적으로 파악하고자 한다.

주가, 금리, 환율의 관계에 대한 기존의 연구들이 많으나 이들은 주로 금융변수간의 상호연관성 연구에 치우쳐 왔으며 관계변화에 대해서는 크게 주목하지 못하고 있다. 환율결정모형 속에서 주가의 영향력을 살펴본 연구로는 Soenen and Hennigar(1988), Roll(1992), Granger, Huang and Yang(2000), Morley(2007), Sim & Chang(2008), 서병선(2001), 조정구(2002), 이충언(2005), 이근영(2002, 2003, 2007) 등이 있으며, 주가결정모형 속에서 환율의 영향을 연구한 논문으로는 Chen, Roll and Ross(1986), Lee(1992), Campbell and Ammer(1993), Jones and Kaul(1996), 정성창(2000), 정성창·정석영(2002), 황선웅·최재혁(2006) 등이 있다. 이들 연구의 결과를 종합해 보면 환율과 주가의 관계에 대하여 일반적 결론을 가지고 있지는 않다. 주가와 채권수익률간의 관련성에 대한 연구로는 Fama & French(1989), Flannery, Hameed & Harjes(1997), 구본일·엄영호·최완수(1999), 김용선·차진섭(1999), 박재환(2000), 정성창(2000), 지호준·김상환(2001) 등이 있는데 이들의 연구 대부분이 주가와 금리간의 부(-)의 관계를 규명하고 있다. 환율과 채권금리간의 관련성 연구로는 McKinnon(1982), Clinton(1988) 등이 있으며 대부분의 연구에서는 환율결정모형 속에서 금리의 영향력을 부수적으로 파악하였다.

본 연구와 유사하게 주가결정모형 속에서 환율 및 금리의 영향력을 분석한 기존의 연구들을 자세히 살펴보면 다음과 같다. 미국의 자료를 이용한 Fama(1970, 1981, 1990)와 Chen(1991)은 실질 경제활동이 소비와 투자기회에 영향을 주게 되어 거시경제변수들의 변화가 주가에 밀접한 영향력을 미친다고 체계적으로 밝혔다. 이러한 경제적 논리와 1980년대 초 APT(Arbitrage Pricing Theory)를 이용한 실증적 검증의 영향을 받아, Chen, Roll and Ross(1986)는 가치평가모형을 기초로 주식가격에 영향을 미치는 주요한 경제적 상황요인들을 식별하여 검증하였다. 이들의 연구가 시발점이 되어 이후 연구들은 보다 정교한 방법론들을 활용하게 되었다. 초기의 연구들은 주로 다중회귀분석, ARMAX (Autoregressive Moving Average with Exogenous Variables) 모형, VAR(Vector Auto Regression) 모형 등을 주로 사용해 왔다. 그러나 초기 연구방법론들은 1) 주가지수의 동태적인 측면을 무시한 측면, 2) 시계열의 안정성을 위한 변수들의 차분 과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실하는 문제점 등을 가지게 되어 이후 연구들은 공적분과 VECM(Vector Error Correction Model)을 주로 사용하게 되었다. 우리나라 주가에 대하여 VECM을 이용한 초기연구로는 Kwon & Shin(1999), 정성창(2000) 등이 있다.

Chen, Roll and Ross(1986)는 주식시장 수익률에 대한 체계적인 영향력으로서 경제변수들을 검토하였다. 그 결과 거시경제 변수들은 예상 현금흐름과 상대적인 어음할인율을 통해

주가에 영향을 주는 것으로 확인하였다. Campbell and Ammer(1993)는 주가와 거시경제 변수들과의 관계를 분석한 결과, 주식과 채권수익률은 미래의 초과주식수익률과 인플레이션 정보에 의해 크게 변동함을 밝혔다. 반면 실질이자율이 단기 명목이자율과 구조변화의 기율 기 영향을 받아도 수익률에 대한 영향력은 거의 없다고 밝혔다. 정성창(2000)은 VECM을 이용하여 분석한 결과 종합주가지수와 거시경제 변수들 간에 장기적인 균형관계에 있으며 이들의 관계는 이론에서 예상한 부호와 동일하다고 밝혔다. 한편 환율과 주가는 정(+)의 장기적인 관계에 있는 것으로 확인하였다. 정성창·정석영(2002)은 Johansen의 공적분 분석을 이용하여 우리나라 주식가격과 거시경제변수들과의 장기적 균형관계를 분석한 결과, 주가지수는 3년 만기 회사채수익률, 오일가격, 대미달러 환율과 부(-)의 장기적 균형관계를 갖고 있으며, 인플레이션, 산업생산지수, 실질통화 공급량과는 정(+)의 장기적 균형관계에 있다고 밝혔다. 한편 황선웅·최재혁(2006)은 주식시장에서 금리, 국제원유가격, 경상수지 등의 요인보다 원/달러 환율, 소비자물가지수, 산업생산지수 요인의 비중이 높은 것으로 확인하였다. 또한 전체기간에서 환율과 주가는 부(-)의 관계에 있으며 외환위기 전후로 구분하여 분석한 결과도 동일하다고 주장하였다. 장병기·최종일(2001)은 주가와 거시경제변수 및 경제주체들의 기대심리간의 장기균형 및 동학구조관계를 분석한 결과, 실질주가지수는 BSI와 장기균형 관계에 있는 반면 환율 및 금리의 장기적 영향력은 유의하지 않다고 밝혔다.

본 연구는 기존의 연구들과 달리 환율, 금리 등의 거시경제변수가 주가에 미치는 영향력의 변화에 주목하고자 한다. 금융시장의 환경변화는 금융시장 투자주체들의 구성을 변화시켜 왔으며 이러한 투자주체들의 변화는 금융시장의 관계에서 변화를 만들어 왔을 것으로 추정되기 때문이다. 연구목적을 달성하기 위하여 연구방법론 또한 최신의 기법들을 동원하여 분석하고자 한다. 먼저 변수들 간의 관계변화를 파악하기 위하여 구조변화를 고려한 공적분 기법을 적용하여 단일 변수가 아닌 변수들 간의 관계변화 시점을 파악한다. 변화시점 파악이 이루어지면 변화시점을 전후하여 기간구분을 한 후, 다양한 최신의 공적분기법들을 적용하여 장기균형관계를 파악하며 VECM 모형을 이용한 장단기 영향력의 변화를 비교분석하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 주식가격과 거시경제변수들과의 관계를 표현할 수 있는 이론적 배경과 이를 바탕으로 한 실증모형을 구축하고, 제III장에서는 본 연구에 적용되는 실증분석방법론에 대하여 설명한다. 제IV장에서는 실증분석결과를 자세히 제시하고 그 의미를 해석하며, 마지막으로 제V장에서는 본고의 추정결과를 정리하고 시사점을 도출한다.

II. 이론적 배경 및 실증분석모형

주가에 영향을 미치는 경로는 매우 복잡하여 주가변동의 원인을 정확히 파악하기란 쉽지 않다. 그러나 거시경제변수 변동에 대해 주가가 어느 정도로 어떠한 방향으로 반응하는지에 대한 실증분석이 활발히 이루어져 왔는데, 주로 이론적 배경으로는 배당평가모형이 이용되어 왔다. 배당평가모형에서 주가는 주식을 소유함으로써 얻을 수 있는 기대되는 미래 현금흐름을 적절한 할인율로 할인한 값으로 본다. 이때 기업의 미래 기대수익의 현재가치는 거시경제변수들에 의해 영향을 받는다. 배당평가모형은 아래의 식(1)과 같다.

$$SP = \sum_{t=1}^{\infty} E\left[\frac{CF_t}{(1+\rho)^t}\right] \quad (1)$$

여기서, SP 는 주가, CF 는 미래 현금흐름, ρ 는 위험조정할인율 또는 요구수익률, E 는 기대치를 의미한다. Chen, Roll and Ross(1986)의 연구에서 배당평가모형을 사용하여 주가에 영향을 미치는 중요한 거시경제변수들을 정의한 이후, 주가에 영향을 미치는 거시경제변수들은 흔히 그들이 선정한 거시경제변수들을 중심으로 고려되었다. 한편 우리나라는 경제의 해외의존도가 매우 높으므로 국내연구들에서는 해외부문 관련변수들을 포함하여 연구되어져 왔다. 따라서 본 연구에서도 국내외 선행연구 결과들을 기초로 하여 설명변수들을 선정하였는데 이러한 설명변수들이 주가에 미치는 경로에 대한 이론적 배경을 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 실물부문에서 경기수준을 나타내는 변수로 GDP나 산업생산지수가 이용될 수 있다. 흔히 분기나 연도별 자료에서는 GDP가 대용될 수 있으며 월별자료에서는 산업생산지수가 이용될 수 있을 것이다. 산업활동이 활발할수록 주가는 상승할 것으로 기대되므로 주가에 정(+)의 영향을 줄 것으로 추정된다. 기업들의 생산 활동이 활발해지면 경기는 확대되고 기업의 매출과 수익이 증가하여 현금흐름이 좋아지고 주가는 상승하게 된다. 그러나 주가가 경기를 3-6개월 선행하는 것으로 알려진 현실을 고려한다면 실증분석에서 반드시 정의 관계를 나타내지는 않을 수 있다.¹⁾

다음 통화량은 시중의 유동성이나 할인율을 통하여 주식시장에 영향을 줄 수 있으나 그 영향력은 장·단기 시각에 따라 달라질 수 있다. 먼저, 단기적으로 통화량이 증가하면 이자율이 하락하여 위험조정할인율이 감소하고, 투자수요증대에 의한 승수효과로 기대현금흐름

1) 주가의 경기선행성을 고려하여 실물경기변수로 경기선행지수와 기업경기전망지수(BSI)를 사용하여 분석해 보았으나 통계적 유의성이 매우 낮은 것으로 나타나 최종모형에서 제외하였다.

이 증가되어 주가는 상승한다. 그러나 장기적으로는 통화량이 증가하면 인플레이션과 이자율이 상승하여 위험조정할인율이 상승하게 되고, 결국 주가를 하락시키는 결과를 초래할 수도 있다. 즉, 통화량의 증가는 견해에 따라 정(+) 혹은 부(-)의 영향을 미칠 수 있다. 일반적으로 경기상승기에는 경제규모의 확대와 더불어 풍부한 유동성효과에 의한 주가상승 요인이 되나 경제규모의 확대가 없는 경기침체기에는 인플레이션 원인이 되어 주가하락을 유발할 수 있을 것이다.

배당평가모형에서 직접적으로 나타난 것처럼 이자율이 상승하면 위험조정할인율이 증가하여 기대되는 미래수익의 현재 가치가 감소하며 주가는 하락하게 되어 금리는 주가에 부(-)의 영향을 주게 된다. 그러나 장병기(2005)에서 밝힌 바와 같이 주가와 금리가 반드시 부(-)의 관계를 가지는 것은 아니다. 금융상품의 다양화와 금융시장의 고도로화로 주식과 채권이 대체투자자산으로 적극 활용된다면 정(+)의 관계가 성립한다. 즉, 주가가 하락할 때 투자자금은 주식에서 채권으로 이동하며 이때 주가하락과 채권수익률 하락(채권가격 상승)은 동반된다. 마찬가지로 주가가 상승할 때는 채권시장에서 주식시장으로 자금이 이동하면서 채권수익률 상승과 주가상승이 동반된다. 이를 흔히 금융시장에서 “flight to quality”로 언급한다. Barsky(1989)는 비학술적 용어이었던 “flight to quality”에 대한 엄격한 이론적 배경을 제공하였다. 또한 경기순환 측면에서 미래의 경기회복 전망이 주가와 금리를 모두 상승시킬 수 있다. 미래의 경기회복 전망은 그 기업의 미래수익 증가를 기대케 하여 주가를 상승시킴과 동시에 미래의 설비투자, R&D투자 등의 증대로 인한 자금수요의 증가를 기대케 하여 장기금리의 상승을 유발시킨다. 실제 금융시장에서는 실물시장보다 빠르게 반응하는 경향이 있으므로 경기의 본격적 회복으로 투자가 활성화되기 이전에 이미 채권가격의 하락(장기금리의 상승)을 초래하는 경우가 많이 있다. Shiller and Beltratti(1992)는 이자율의 상승이 미래경기에 대한 긍정적 정보를 제공하며 기업의 이익이나 배당전망을 밝게 하여 주가와 금리간의 정(+)의 관계를 부각시킨다고 하였다. 또한 주가에 대한 금리의 영향력은 장기금리와 단기금리가 다르게 역할을 할 수도 있을 것이며 실물 및 금융시장의 상황에 따라 변할 수 있을 것이다.

해외관련변수로는 환율, 유가, 해외주가가 고려될 수 있다. 환율의 경우, 실물부분을 고려한다면 우리나라는 대외 수출의존도가 매우 높기 때문에 주가와 환율이 정(+)의 관계를 가질 수 있다. 환율이 인상되면(통화의 평가절하) 수출비중이 높은 기업의 수출경쟁력이 강화되어 기업의 매출이 증가하고 이에 따른 경영호전으로 주가는 상승할 수 있다. 원/달러 환율의 변동은 환율변동위험에 노출되는 수출기업 등의 채산성 변동을 통하여 경기에 영향을 미침으로써 주가변동을 초래하게 된다. 이러한 관계는 기업이 수출과 수입 중 어느 쪽에 비중을 두고 있느냐에 따라 차이가 발생할 수 있다. 또한 국가 전체로는 총생산 중 수출이 차지하는 비중이 증가할수록 정(+)의 관계는 증가할 것이다. 한편 주가와 환율 간의 부(-)의

관계에 대한 견해도 있다. 이는 흔히 ‘J-curve’ 효과에 의해 시차가 존재하고, 원화 평가절상 시기에는 경상수지의 적자가 확대됨에도 불구하고 국내경기의 호황과 시중 유동성의 풍부로 종합수지의 흑자가 발생하여 주식 매입이 증대될 수 있기 때문이다. 또한 자본시장의 해외 개방이 진전될수록 주가상승에 따른 해외 주식자금의 유입은 환율의 하락을 동반할 수 있을 것이다. 특히 우리나라의 경우 40%를 넘나드는 외국인 주식보유비중을 고려할 때 동시차적으로 외국인 주식자본의 유입(유출)에 의한 환율하락(상승)이 주가상승(하락)과 동반될 수 있다.

거의 100% 원유 순수입국가인 우리나라의 경우 주가에 대한 유가의 영향력은 부(-)의 관계를 가질 것으로 기대된다. 한편 세계금융시장의 통합과 더불어 글로벌 포트폴리오자금의 이동은 국가 간 주가의 동조화를 이끌어 왔다. 글로벌포트폴리오 펀드는 가장 상위분배단계에서 주식과 채권의 투자비중을 조정하게 되는데 만약 주식투자자금의 배정비중이 증가한다면 전 세계로 투자되는 주식자금은 대부분 국가에서 증가된다. 따라서 미국 등 선진국의 주식시장이 호조일 때 우리나라로 들어오는 외국인의 주식자금도 증가하게 되고 우리나라의 주가도 상승하게 된다. 한편 무역을 통한 세계경제의 통합화 하에서 국내투자자들의 심리 또한 해외경기에 민감하게 반응하므로 국내주가는 해외주가에 동조화 될 수 있다. 따라서 본 연구는 설명변수에 미국의 주가지수(S&P 500)를 포함하여 글로벌주가동조화를 통제하였다. 외국인의 국내 상장주식 보유비중의 변화(1992년 4.9%, 1995년 11.9%, 2000년 30.1%, 2004년 44% 등)를 고려할 때 주가동조화의 점진적 강화현상이 기대된다.

본 연구는 배당평가모형에서 현금흐름과 위험조정할인율에 영향을 미치는 거시경제 및 해외변수들로 원/달러 환율, 장·단기 금리, 산업생산지수, 통화량, 유가, 미국주가지수를 이용하였으며 이는 식(2)과 같이 나타낼 수 있다.

$$KOSPI = f(WS, CBY, CALL, IP, M, DUI, SP500) \quad (2)$$

여기서 *WS*는 원/달러 월평균환율, *CBY*는 장기금리의 대응변수로 이용된 3년 만기 AA-등급 회사채수익률, *CALL*은 단기금리의 대응변수로 사용된 콜금리, *IP*는 산업생산지수, *M*은 통화량(M2의 월평균), *DUI*는 두바이유 유가, *SP500*은 미국의 S&P500 주가지수를 의미한다. 식(2)에 근거하여 실증분석모형에서는 금리를 제외한 모든 변수에 로그를 취하고 실질변수화하는 과정을 거쳐 식(3)과 같은 주가결정모형을 이용한다.

$$\begin{aligned} realkospit &= \beta_0 + \beta_1 ws_t + \beta_2 CBY_t + \beta_3 CALL_t + \beta_4 ip_t + \beta_5 m_t \\ &+ \beta_6 dui_t + \beta_7 realsp500_t + e_t \end{aligned} \quad (3)$$

여기에서 $realkospit = \ln(\frac{KOSPI_t}{CPI_t})$, $ws_t = \ln(WS_t)$, $ip_t = \ln(IP_t)$, $m_t = \ln(\frac{M_t}{CPI_t})$, $dui_t = \ln(\frac{DUI_t}{CPI_t})$, $real sp500_t = \ln(\frac{SP500_t}{USCPI_t})$, e_t 는 모형의 추정오차를 의미한다. 주가, 통화량 및 유가는 소비자물가지수로 나누어 실질변수로 만들고 미국의 주가는 미국의 소비자물가지수로 나누어 실질변수화 시켰다.

본 연구의 실증분석에 필요한 통계자료는 한국은행과 International Monetary Fund의 International Financial Statistics에서 구하였다. 모형에 사용된 거시경제변수들 중 계절성이 있는 것으로 알려진 변수들은 계절성을 제거하기 위하여 Census X11-multiplicative방법을 이용하여 계절조정된 값을 이용하였다. 분석기간은 주식시장이 외국인에게 개방되기 시작한 1992년 1월부터 2009년 12월까지의 월별자료를 이용하였다.

III. 실증분석방법론

3.1. 실증분석절차

본 연구에서는 금융시장 환경변화에 따른 거시경제 및 해외변수들의 주가에 대한 영향력 변화를 비교분석하기 위하여 아래와 같이 4단계의 과정을 거쳐 분석한다. 먼저, 개별 자료들의 시계열적 성격을 규명하기 위해 단위근 검정을 실시한다. 전통적인 단위근 검정법인 ADF(augmented dickey-fuller) 단위근 검정과 Phillips-Perron 단위근 검정뿐만 아니라 구조변화를 고려한 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정방법과 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검정방법을 적용한다. 전통적 단위근 검정결과는 분석기간 동안 시장에서 구조변화가 발생하였다면 신뢰성이 떨어진다. 따라서 내생적으로 구조변환점을 파악하여 분석하는 단위근 검정기법들을 적용하여 분석한다. 둘째, 데이터의 성격이 규명되면 이를 근거로 변수들 간의 관계변화 또는 주가결정모형의 변화를 파악하기 위해 구조변화를 고려한 Gregory and Hansen(1996a, b)(이하 G&H)의 공적분분석을 실시한다. 셋째, G&H 공적분 분석결과에서 파악되는 구조변환점을 기준으로 기간을 구분한 후 실질주가지수와 거시변수들 간의 공적분(장기균형)관계를 기간별로 분석한다. 이때 공적분기법으로는 전통적인 Engle and Granger(1987) 공적분 검정과 Johansen(1988, 1991) 공적분 검정뿐만 아니라 비교적 최근에 개발된 Pesaran, Shin and Smith(2001)의 한계검정법(bounds test)을 적용한다. 마지막으로, 공적분관계가 확인되면 보다 효율적인 공적분벡터 추정을 위하여 Stock and

Watson(1993)의 DOLS(dynamic ordinary least squares)를 적용하여 장기균형관계를 파악한 후, 이를 바탕으로 ARDL(AutoRegressive Distributed Lag) 모형을 추정하여 거시경제변수들의 주가에 대한 장단기 영향력을 분석한다.

3.2. 구조변화를 고려한 단위근 검정

본 연구에서는 전통적 단위근 검정법인 ADF와 PP 단위근 검증에 추가하여 구조변화를 고려하는 단위근 검정법들을 적용하여 분석한다.²⁾ 분석기간 동안 시장에서 구조변화가 발생하였다면 전통적 단위근 검정의 결과는 그 신뢰성이 더욱 떨어진다. 따라서 구조적 전환점이 사전적으로 결정되는 것이 아니라 내생적으로 결정되는 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정방법과 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검증방법을 각각 이용하여 분석해 본다. Zivot and Andrews(1992)와 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)에 제시된 방법들 중 가장 일반적인 모형은 아래의 식(4)에서 출발한다.

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad (4)$$

여기서 y_t 는 각각 변수들의 대수값을 의미한다. λ 는 T_B/T 이며 T 와 T_B 는 각각 전체기간과 구조변환점을 나타낸다. $t > T\lambda$ 일 때 $DU_t(\lambda)$ 는 1이며 그렇지 않을 경우에는 0으로 수준의 변화를 나타낸다. $t > T\lambda$ 일 때 $DT_t(\lambda)$ 는 $t - T_B$ 이며 그렇지 않을 경우에는 0으로 기울기의 변화를 나타낸다. 이 방법은 검정통계량 $t_\alpha(\lambda)$ 를 사용하여 $\alpha=1$ 이라는 귀무가설을 기각할 확률이 가장 높은 분기점 λ 를 선택하는 것이다.

3.3. 구조변화를 고려한 공적분 검정

단위근 검정결과, 시계열자료들이 $I(1)$ 진행을 따르는 것으로 나타나면 변수들 간의 장기균형관계 파악을 위해 공적분 검정이 필요하다. 구조변화를 고려한 단위근 검정결과 변수들에서 구조변화가 있는 것으로 나타나면 변수들 간의 장기균형관계에서도 구조변화가 있을 가능성이 높다. Gregory and Hansen(1996a, b)에 의해 제안된 구조변화를 고려한 공적분검정 모형은 Engle-Granger방법을 변형시킨 형태로 아래의 모델에 기초한다.

2) ADF와 PP검정은 매우 잘 알려진 방법론이므로 설명을 생략한다.

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \psi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \psi_{t\tau} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (5)$$

$$\psi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{if } t > [n\tau] \end{cases}$$

여기서 y_{1t} 는 I(1) 진행을 따르는 종속변수이며 y_{2t} 는 I(1)진행을 따르는 설명변수들의 m-벡터이다. μ_1 은 구조변화 이전 기간의 상수항을 나타내며 μ_2 는 구조변화 이후의 상수항 변화를 나타낸다. α_1^T 은 구조변화 이전 기간의 공적분 계수를 나타내며 α_2^T 는 구조변화 이후의 공적분 계수의 변화를 나타낸다. 변수들 간의 관계에서 구조적 변화가 있었다면 μ_2 나 α_2^T 중 적어도 하나는 0이나 제로벡터가 아닐 것이며 구조변화가 없었다면 μ_2 나 α_2^T 는 모두 0이나 제로벡터일 것이다. 여기서 미지수로 간주되는 $\tau \in (0,1)$ 는 전체기간에 대한 구조적 분기점을 나타내며 $[\]$ 는 정수 집합을 나타낸다. Gregory and Hansen (1996a, b)이 추천한 바에 따라 본 연구는 $\tau \in (0.15, 0.85)$ 의 집합으로 분석한다.

변수사이의 공적분 관계에 대한 테스트 통계로 Gregory and Hansen (1996a, b)은 ADF^* , Z_α^* , Z_t^* 등의 값과 시뮬레이션에 의한 유의수준들을 제시하였다. 구조변환점을 찾기 위하여 우리는 각각의 τ 에 대하여 추정된 $ADF(\tau)$, $Z_t(\tau)$, $Z_\alpha(\tau)$ 등의 통계값의 최소가치를 적용한다. 통계값의 최소가치가 적용되는 이유는 이 값이 작을수록 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 가능성이 커지기 때문이다.

3.4. 기간별 공적분검정

구조변환점을 기준으로 기간을 구분한 후, 기간별로 주가와 거시경제변수들 사이에 공적분관계가 존재하는지를 살펴보기 위해 Engle and Granger(1987) 공적분검정, Johansen(1988, 1991) 공적분검정 및 Pesaran, Shin and Smith(2001)의 한계검정법(bounds test)을 실시하였다.³⁾ Engle-Granger방법은 단일 방정식 추정법으로 자유도의 손실이 적어 한정된 샘플기간에 대해서도 자유도 문제를 피할 수 있는 장점이 있으나 종속변수를 어떤 변수로 하느냐에 따라 결과가 다르게 나타나는 문제점이 있다. 반면 Johansen 검증법은 벡터자기회귀모형(VAR)을 토대로 추정하므로 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며 우도비검정을 바탕으로 여러 개의 공적분관계를 식별해 내는 특징을 지니고 있어 다변수시계열 분석에서 흔히 사용된다. 그러나 Johansen 검정법에서

3) Engle and Granger(1987) 공적분검정과 Johansen(1988) 공적분검정 방법론은 이미 잘 알려진 방법론이므로 자세한 설명은 생략한다.

여러 개의 공적분이 존재하는 경우 경제학적인 의미를 해석하는데 무리가 있다. 또한 본 연구와 같이 많은 변수들을 사용하며 데이터기간이 한정적일 경우 VAR을 토대로 최우추정법을 사용하면 자유도 문제에 봉착하는 단점이 있다. Gonzalo(1994)는 공적분 벡터를 추정하는 여러 가지 방법들을 검토한 결과 최우추정법에 의한 Johansen의 방법이 가장 우수하다는 이론 및 실증적 결과를 제시하였다. 그러나 그 이론은 점근이론 (Asymptotic theory)에 의존하기 때문에 데이터기간이 충분할 때에 한정된 결과이며 Monte Carlo 실증검증도 3변수일 경우에 한정된다. 따라서 본 연구는 소표본에서도 우수한 통계적 속성을 가진 Pesaran, Shin and Smith(2001)의 한계검정법을 추가적으로 실시한다. Pesaran and Shin(1999)의 연구에서는 소표본이라도 ARDL(autoregressive distributed lag)모형에 기초한 OLS의 추정치들은 단기적으로 일치추정량(consistency)을 보였을 뿐만 아니라 장기적으로도 초일치성(super-consistency)을 나타내는 것으로 보고하고 있다. 또한 한계검정법은 설명변수가 I(0)이든 I(1)이든 무관하게 공적분 관계 검정이 가능하다는 특징이 있다. 단위근검정의 낮은 검정력 문제는 너무나 잘 알려져 있는데 한계검정법은 단위근 검정결과에 크게 의존하지 않음으로서 단위근검정의 낮은 검정력 문제를 극복할 수 있다. Pesaran and Pesaran(1997)은 단위근 검정력이 낮고(즉, near unit root) 설명변수의 단위근 중 하나 혹은 두개 이상이 1(unity)로 접근함에 따라 검정 통계치의 분포함수가 변할 수 있으며, 이러한 경우에 기존의 공적분 방법에 문제가 발생할 수 있음을 지적하였다. 본 연구에서 적용되는 ARDL-bounds test의 함수식은 식(6)같이 설정 가능하다.

$$\begin{aligned} \Delta realkospit = & b_0 + \sum_{a=1}^n b_{1a} \Delta realkospit-a + \sum_{a=0}^n b_{2a} \Delta ws_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{3a} \Delta CBY_{t-a} \\ & + \sum_{a=0}^n b_{4a} \Delta CALL_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{5a} \Delta ip_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{6a} \Delta m_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{7a} \Delta dui_{t-a} \\ & + \sum_{a=0}^n b_{8a} \Delta realsp500_{t-a} + b_9 realkospit-1 + b_{10} ws_{t-1} + b_{11} CBY_{t-1} \\ & + b_{12} CALL_{t-1} + b_{13} ip_{t-1} + b_{14} m_{t-1} + b_{15} dui_{t-1} + b_{16} realsp500_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (6)$$

여기서 Δ 는 각 변수의 차분을 의미한다. 각 변수가 다른 차수로 적분되는 것에 상관없이 각 변수간의 공적분 관계가 성립하지 않는다는 귀무가설을 설정한 다음 시뮬레이션으로 얻은 F통계량을 이용하여 검정한다. 식(6)의 비제약오차수정모형(UECM)으로부터 1차 차 수준 변수들을 제외하는 제약오차수정모형(restricted error correction model; RECM)을 고려하면

서 검정통계량을 추정할 수 있다. 즉, 다음과 같이 결합유의수준(joint significance)에 대한 귀무가설과 대립가설을 설정하여 Wald 검정을 실시한다.

$$H_0 : b_9 = b_{10} = b_{11} = b_{12} = b_{13} = b_{14} = b_{15} = b_{16} = 0$$

$$H_1 : b_9 \neq b_{10} \neq b_{11} \neq b_{12} \neq b_{13} \neq b_{14} \neq b_{15} \neq b_{16} \neq 0$$

Pesaran, Shin and Smith(2001)가 시뮬레이션을 통해 설정한 상한 유의수준(upper critical bounds value)보다 계산된 F통계량이 큰 경우 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 하한 유의수준(lower critical bounds value)보다 계산된 F통계량이 작은 경우에는 귀무가설을 기각할 수 없다. 또한 계산된 F통계량이 상한과 하한 유의수준 사이에 존재하는 경우에는 공적분 존재에 대한 결론을 얻을 수가 없다.

3.5. 기간별 공적분벡터의 추정과 장·단기균형식

공적분관계의 존재가 확인되면 이들 변수들의 장기균형관계를 보다 정확히 파악하기 위하여 공적분벡터의 추정이 필요하다. 본 연구에서는 공적분벡터를 먼저 추정하고 이로부터 이탈하는 요인을 별도 분석하는 2단계 방식, 즉 Stock and Watson(1993)의 동태적 통상최소자승법(DOLS; Dynamic Ordinary Least Square)과 VECM(Vector Error Correction Model)을 사용하여 장·단기 균형관계를 분석한다. 공적분벡터의 추정에서 OLS 추정치의 점근적 분포는 non-standard인 단위근분포에 근거하기 때문에 OLS 결과를 근거한 추정은 타당하지 않을 것이다. 따라서 흔히 OLS의 변형인 FMOLS(Fully Modified OLS)나 DOLS(Dynamic OLS)가 흔히 사용되는데 OLS의 편의를 수정하기 위한 기법들이다.

DOLS 방식은 1차 적분된 종속변수를 회귀분석할 때 설명변수에 1차 적분되거나 단위근(unit root)이 존재하지 않는 변수 외에 1차 적분된 설명변수의 선·후행 차분들을 추가하여 장기균형을 추정하는 방식이다. DOLS방법은 변수 간에 존재하는 장기 균형관계를 추정하는데 널리 이용되는데 이는 추정이 용이하고 작은 표본에 대해 강력한 추정결과를 제시하며 아울러 독립변수 간에 존재할 수 있는 연립편차(simultaneity bias)를 수정해준다. 종속변수인 *realkospi*와 설명변수들인 *ws*, *CBY*, *CALL*, *ip*, *m*, *dui*, *realsp500*의 시계열 자료에 대해 Stock and Watson(1993)의 DOLS를 적용하면 추정식은 식(7)과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned}
 realkospit = & \beta x_t + \sum_{j=-J}^J \beta_{1j} \Delta ws_{t-j} + \sum_{j=-J}^J \beta_{2j} \Delta CBY_{t-j} + \sum_{j=-J}^J \beta_{3j} \Delta CALL_{t-j} \\
 & + \sum_{j=-J}^J \beta_{4j} \Delta ip_{t-j} + \sum_{j=-J}^J \beta_{5j} \Delta m_{t-j} + \sum_{j=-J}^J \beta_{6j} \Delta dui_{t-j} \\
 & + \sum_{j=-J}^J \beta_{7j} \Delta realsp500_{t-j} + \zeta_t
 \end{aligned} \quad (7)$$

여기서 $\beta = [\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7]$, $x = [1, ws, CBY, CALL, ip, m, dui, realsp500]^T$ 이다. 위에서 보는 바와 같이 설명변수에는 수준변수뿐만 아니라 이들 차분변수의 지체변수와 선행변수들을 특정 차수(J)만큼 동시에 포함한다.⁴⁾

마지막으로 DOLS를 통하여 추정된 장기균형관계를 포함하여 벡터오차수정모형을 추정하여 장단기 균형관계와 장기균형으로부터의 이탈에 대한 조정속도를 분석한다. 벡터오차수정모형은 시계열 변수들 간의 관계를 분석하는 방법으로 공적분관계가 존재하는 경우 수준변수와 차분변수를 동시에 회귀방정식에 포함함으로써 장기적인 균형관계뿐만 아니라 단기적인 조정관계도 검정할 수 있는 장점이 있다.

IV. 실증분석 결과

4.1. 단위근 검정결과

주가결정모형에서 거시경제 및 해외변수들의 영향력 변화를 알아보기 위해 먼저 시계열자료들의 안정성을 검정하였으며 그 결과가 <표 1>에 제시되어 있다. 전통적 검정기법에 따르면 PP검정에서 CBY의 수준변수가 10% 유의수준에서 안정적인 것으로 나타났을 뿐 나머지 모든 변수에서 수준변수는 불안정시계열인 것으로 나타났다. 한편 차분변수들은 모두 안정적시계열인 것으로 나타나 모든 변수가 I(1)진행을 따른다고 결론 내려도 큰 무리는 없어 보인다. 그러나 구조변화를 고려한 단위근 검정 결과를 살펴보면 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)검정에서 CALL이 1% 유의수준에서, Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정에서는 realkospi와 CBY가 5% 유의수준에서, CALL이 1% 유의수준에서 단위근이 존재

4) J의 선택은 조정 R2를 극대화하고 AIC(Akaike Information Criterion)나 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)를 극소화하는 모델로 선정된다.

한다는 가설을 기각하였다. 대부분의 변수들은 외환위기를 기점으로 구조변화가 발생한 것으로 파악되었다. <표 1>의 결과로부터 단위근 검정기법에 따른 결과의 불일치로 인한 낮은 단위근 검정력 문제가 대두된다. 이에 본 연구는 기존의 공적분 검정기법에 추가하여 단위근 검정결과에 크게 의존하지 않으며 단위근에 대한 낮은 검정력 문제의 극복이 가능한 ARDL 한계검정법을 추가적으로 실시한다.

<표 1> 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>realkosp</i>	-2.112	-7.914***	-8.739	-154.823***
<i>ws</i>	-2.121	-8.150***	-8.251	-202.229***
<i>CBY</i>	-3.076	-5.516***	-21.039*	-148.515***
<i>CALL</i>	-2.883	-5.535***	-17.397	-126.879***
<i>ip</i>	-3.145	-7.771***	-16.820	-215.703***
<i>m</i>	-1.964	-3.405***	-3.411	-148.170***
<i>dui</i>	-2.817	-6.890***	-9.855	-176.311***
<i>real sp500</i>	-1.312	-7.520***	-2.891	-189.774***
변수	Harvey, Leybourne and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>realkosp</i>	-3.322(98.08)	-10.915(98.01)***	-5.002(97.08)**	-11.349(98.06)***
<i>ws</i>	-1.434(98.03)	-7.263(98.01)***	-3.991(97.09)	-7.037(98.02)***
<i>CBY</i>	-3.047(98.01)	-5.482(98.01)***	-5.377(98.09)**	-7.351(98.01)***
<i>CALL</i>	-4.988(98.04)***	-7.727(98.02)***	-6.679(98.06)***	-8.298(98.01)***
<i>ip</i>	-3.566(03.07)	-6.263(08.02)***	-4.189(99.01)	-6.348(98.07)***
<i>m</i>	-3.757(97.12)	-4.359(02.10)**	-3.721(98.01)	-6.163(99.06)***
<i>dui</i>	-3.587(99.02)	-12.642(08.01)***	-4.247(97.11)	-12.556(08.01)***
<i>real sp500</i>	-2.956(98.08)	-13.790(07.12)***	-3.235(97.03)	-13.905(07.10)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

4.2. 구조변화를 고려한 공적분

변수들의 관계에서도 구조변화가 발생할 수 있으므로 구조변화를 고려한 공적분분석을 실시하였다. 즉, G&H의 방법을 사용하여 주가와 7개의 설명변수들 간의 관계에서 구조변화가 발생하였는지, 어느 시점에서 발생하였는지 등을 분석하였다. G&H 공적분 검정결과는 <표

2>에 제시되어 있다. G&H공적분결과 ADF^* 값, Z_α^* 값, Z_t^* 값이 유의수준보다 작게 나타나 전체기간에 대해서는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 비록 전체기간에 대하여 공적분관계는 성립하지 않으나 1999년 1월을 기점으로 구조변화점을 적용할 때 <표 2>에서 나타난 바와 같이 거시경제변수들의 영향력에서 많은 변화가 발생한 것으로 확인되었다. 장기공적분관계가 성립하지 않으므로 통계적 의미가 분명하지는 않으나 장기금리, 단기금리, 통화량, 미국주가지수의 영향력에서 구조변화 전후 그 부호가 바뀌는 현상이 나타났다. 따라서 이후의 분석에서는 구조변화 전후기간을 구분하여 변수들의 영향력을 분석하고 비교할 필요가 있을 것으로 판단된다. <그림 1>에 제시된 구조변환점별 ADF^* , Z_α^* , Z_t^* 통계량을 살펴보면 1999년 1월이 최저점인 것으로 나타나 최적의 구조변환점은 1999년 1월인 것으로 추정된다. 1999년 1월은 우리나라의 금융시장이 외환위기로부터 벗어나기 시작한 시점이다.⁵⁾

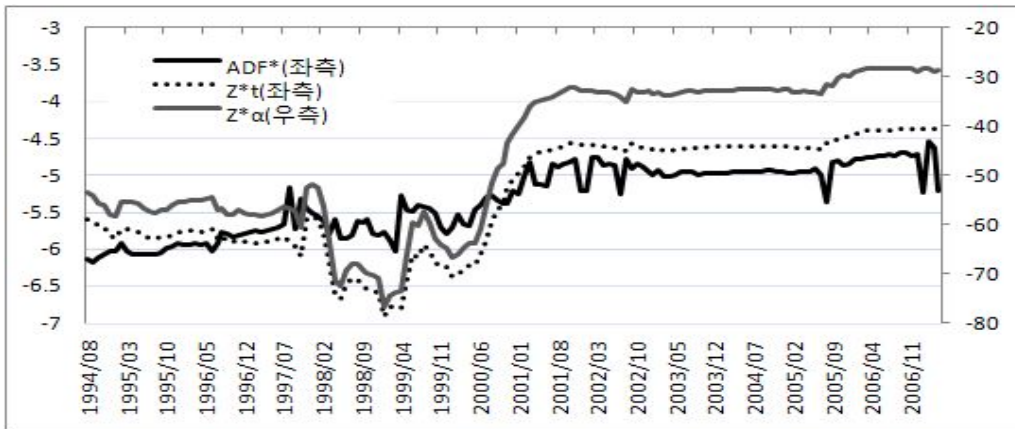
<표 2> G&H 공적분 검정결과

종속변수: $realkosp_i$							
ADF^* 값: -6.185, Z_α^* 값: -76.812, Z_t^* 값: -6.921							
구조변환점: 1999년 1월							
μ_1	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
7.628 (4.821)***	-0.819 (-3.720)***	-0.047 (-3.956)***	0.045 (5.531)***	2.551 (6.113)***	-1.084 (-3.126)***	-0.683 (-6.006)***	-0.933 (-5.882)***
μ_2	β'_1	β'_2	β'_3	β'_4	β'_5	β'_6	β'_7
-10.606 (-3.679)***	-0.572 (-1.956)**	0.124 (7.058)***	-0.130 (-6.836)***	-2.224 (-4.517)***	2.431 (5.839)***	-0.603 (4.272)***	1.464 (7.322)***

주: 1). 괄호 안은 t-값임.

2) G&H 공적분의 일반식은 $realkosp_i = \mu_1 + \mu_2\psi_{t\tau} + \beta_1ws_t + \beta'_1ws_t\psi_{t\tau} + \beta_2CBY_t + \beta'_2CBY_t\psi_{t\tau} + \beta_3CALL_t + \beta'_3CALL_t\psi_{t\tau} + \beta_4ip_t + \beta'_4ip_t\psi_{t\tau} + \beta_5m_t + \beta'_5m_t\psi_{t\tau} + \beta_6dui_t + \beta'_6dui_t\psi_{t\tau} + \beta_7real\ sp500_t + \beta'_7real\ sp500_t\psi_{t\tau} + e_t$,

5) 주가의 최저점기가 98년 10월이었고, 국가신용등급이 투자적격의 최하위 등급으로 회복한 것이 1999년 1월이었다는 점을 고려할 경우 1999년 하반기 이후가 외환위기로부터 완전히 벗어난 시점으로 볼 수 있다.



[그림 1] 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ *값, Z_{α} *값, Z_t *값

[그림 1]은 자료의 처음 15%와 마지막 15%를 제외한 각 구간에서 구조적 변환점을 찾기 위해 계산된 $ADF(\tau)$ 값, Z_{α} 값, Z_t 값들을 그래프로 나타낸 것이다. G&H 공적분검정 결과 구조변환점이 1999년 1월로 나타났는데, 그래프에서도 구조변화가 동일한 시점에 발생한 것을 확인할 수 있다. 따라서 분석기간을 1992년 1월부터 1998년 12월과 1999년 1월부터 2009년 12월로 나누어 구분하였다. 그러나 1992년 1월부터 1998년 12월 구간에서는 외환위기의 영향력이 강하게 남아있으므로 외환위기의 영향을 제거한 1992년 1월부터 1997년 6월 구간을 추가로 분석하였다.

4.3. 기간별 공적분 분석

G&H 공적분분석결과 변수들의 영향력 변화가 가장 뚜렷하게 나타난 시점이 1999년 1월이므로 1차적으로 99년 1월 전후기간을 구분하고, 추가적으로 외환위기의 특수성을 고려하여 외환위기 기간을 제외한 1992년 1월부터 1997년 6월의 기간을 분석대상으로 포함하여 3기간 분석을 실시하였다.⁶⁾ 공적분 검정방법으로는 Engle and Granger(1987)방법, Johansen(1988, 1991)방법, Pesaran, Shin and Smith(2001)의 한계검정법(bounds test) 등을 적용하였다. 기간별 Engle-Granger, ARDL-bounds test, Johansen 공적분 검증 결과가 각각 <표 3>에 제시되어 있다.⁷⁾ Engle-Granger 공적분과 ARDL-bounds test결과 3개의 기

6) [그림1]을 살펴보면 1997년 6월 이후부터 $ADF(\tau)$, Z_{α} , Z_t 값들이 급격히 하락하여 외환위기 기간 동안 구조변화의 가능성이 높음을 확인할 수 있다.

7) 기간별공적분에 앞서 기간별 단위근 검정을 실시한 결과, 모든 기간에 대하여 모든 변수들이 I(1)

간별 공적분분석 모두에서 1% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 Johansen 방법을 이용하여 기간별로 공적분검정을 시행한 결과 최소한 1개 이상의 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 3> 기간별 공적분 검정결과

	기간 1 (1992:01 ~ 1997:06)		기간 2 (1992:01 ~ 1998:12)		기간 3 (1999:01 ~ 2009:12)	
Engle-Granger	-4.507***		-5.002***		-4.710***	
ARDL-bounds test	4.780***		8.854***		4.452***	
Johansen						
Null Hypothesis	기간 1 (1992:01 ~ 1997:06)		기간 2 (1992:01 ~ 1998:12)		기간 3 (1999:01 ~ 2009:12)	
	λ_{trace}	λ_{max}	λ_{trace}	λ_{max}	λ_{trace}	λ_{max}
0	256.37***	76.63***	289.85***	74.96***	203.97***	59.06***
1	179.74***	46.03	214.89***	69.91***	144.92***	
2	133.71***	41.89**	144.99***	47.70***		
3	91.82***		97.29***			
4	60.54***		63.99***			
5	37.51**		35.57**			
6	21.57**					

주: **, ***는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미하며, 괄호 안은 t-값임.

4.4. 공적분 벡터의 추정

기간별 공적분분석에서 모든 기간에 대하여 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 보다 정확한 장기균형관계를 파악하기 위하여 Stock and Watson(1993)의 동태적 통상최소자승법(DOLS; Dynamic Ordinary Least Square)을 이용하여 장기균형관계식을 추정하였으며 그 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 기간 1에서는 콜금리, 유가, 미국주가지수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하며 기간 2에서는 회사채수익률과 미국주가지수가 1% 유의수준에서, 산업생산과 유가가 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 한편 기간 3에서는 원/달러환율, 회사채수익률, 콜금리, 통화량, 미국주가지수가 1% 유의수준에서

진행을 따르는 것으로 나타났다. 지면의 제약으로 기간별 단위근 검정결과는 제시하지 않는다.

통계적으로 유의한 것을 확인할 수 있다.

<표 4> DOLS를 이용한 장기균형관계 추정결과

	기간 1 (1992:01~1997:06)	기간 2 (1992:01~1998:12)	기간 3 (1999:01~2009:12)
intercept	0.199(0.060)	2.698(0.463)	-3.840(-1.417)
<i>ws</i>	-0.043(-0.093)	-0.036(-0.046)	-1.368(-7.263)***
<i>CBY</i>	0.012(0.059)	-0.079(-2.005)***	0.079(5.590)***
<i>CALL</i>	-0.040(-2.532)***	0.072(1.370)	-0.046(-2.757)***
<i>ip</i>	0.975(1.016)	2.854(1.776)*	0.210(0.647)
<i>m</i>	0.366(0.550)	-0.871(-0.782)	1.544(4.581)***
<i>dui</i>	-0.511(-4.509)***	-0.501(-1.772)*	-0.091(-1.078)
<i>real sp500</i>	-1.703(-6.095)***	-1.754(-3.997)***	0.327(2.658)***
Sum of squared resids	0.1037	0.0787	0.4421
R ² -adjusted	0.8979	0.9754	0.9485

주: 1) **, ***는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 2) 괄호 안은 t-값임. DOLS를 통해 추정된 모수는 점근적으로(asymptotically) t-분포를 갖고 있는 것으로 알려져 있으며, Newey and West(1987)에 따라 표준오차를 구한 결과를 이용한 t-값임. 3) 기간 1, 2, 3에 사용된 선도 및 지연변수는 각각 ± 1 , ± 3 , ± 2 이며 선도 및 지연변수들의 계수는 보고를 생략하였다.

장기균형관계를 통해 설명변수들의 주가에 대한 영향력 변화를 살펴보면 다음과 같다. 원/달러(ws)환율의 경우, 기간 1이나 기간 2에서는 주가에 대한 영향력이 유의하지 않았으나, 기간 3에서는 매우 유의한 음(-)의 영향력을 주는 것으로 나타났다. 즉, 외환위기 이후 금융시장의 개방도가 매우 높아진 후에는 원화환율이 1% 상승할 때 주가가 1.37%하락하는 것으로 나타났다. 주가에 대한 환율의 영향력을 실물부분의 관점에서 고려한다면 환율의 상승은 수출을 증가시키고 이에 따라 매출이 증가하여 주가는 상승할 것이다. 그러나 금융시장의 국제자본흐름을 고려한다면 환율과 주가는 오히려 부(-)의 관계에 놓일 수 있다. 원화 평가절상 시기에 경상수지의 적자는 확대되나 국내경기의 호황과 자본유입에 의한 종합수지의 흑자가 발생하여 주식매입이 증대되고 주가는 상승하게 된다. 또한 자본시장의 해외 개방이 진전될수록 해외 주식자금의 유입(유출)에 의한 환율의 하락(상승)과 주가상승(하락)은 동시에 발생할 수 있을 것이다. 특히 우리나라는 외국인 주식보유비중이 40%를 넘나드는 상황이므로 환율과 주가의 부(-)의 관계는 장기적인 일반화현상이 될 수 있다. 실제 외국인들은 원화가치 상승시기에 환율에 대한 투기적 기대를 포함하여 국내주식을 매입하기도 한다. 따라서 본 연구의 결과에 의하면 외환위기 이전에는 실물적 효과와 자본이동 효과가 상쇄되어 환율이 주가에 미치는 장기효과가 무의미하였으나, 외환위기 이후에는 자본이동 효

과가 지배하여 환율이 주가에 부(-)의 장기영향력을 미치는 것으로 파악된다.

시장금리이자 장기금리인 회사채금리(CBY)의 경우, 기간 1에서는 통계적으로 유의하지 않았으나 외환위기기간을 포함한 기간 2에서는 음(-)의 유의성을 나타내며, 기간 3에서는 양(+)의 유의성을 나타냈다. 외환위기 기간 동안에는 주가가 폭락하고 금리가 급등하였던 특수상황이었음을 감안하면 장기금리가 주가에 미치는 장기영향력은 미미하다가 외환위기 이후에는 유의한 정(+)의 영향력을 가지게 되었다고 판단할 수 있다. 전통적 재무이론에 의하면 이자율의 상승은 위험조정할인율의 증가를 유발하여 주가를 하락시킨다. 그러나 금융시장의 자본이동 관점에서 보면 주식과 채권이 대체자산이고 주식에서 채권으로 자금이 이동하면 주가와 채권금리는 동시에 하락한다. 반면 채권에서 주식으로 자금이동이 일어나면 주가와 채권금리가 동시에 상승하므로 주가와 채권금리는 정(+)의 관계에 놓이게 될 것이다. 또한 경기순환 측면에서도 미래의 경기회복 전망이 주가와 금리를 모두 상승시킬 수 있다. 실제 금융시장에서는 실물시장보다 빠르게 반응하는 경향이 있으므로 경기의 회복이 본격화되기 이전에 주가는 상승하고, 기업의 투자가 활성화되기 이전에 이미 채권가격의 하락(장기금리의 상승)을 초래한다. 따라서 본 연구결과에 의하면 금융시장이 고도화되기 이전에는 주식과 채권간의 자금이동이 원활하지 않은 관계로 채권금리가 주가에 미치는 영향이 미미하였으나 외환위기 이후에는 금융고도화 및 개방화와 더불어 다양한 금융상품의 출현, 주식투자계층의 확대, 포트폴리오기법의 발달 등으로 인하여 주식과 채권간의 자본이동이 활발해지고 그 관계는 정(+)의 관계로 변화한 것으로 추정된다. 주가에 대한 정책금리이자 단기금리인 콜금리의 장기영향력은 기간1과 기간3에서 유의한 부(-)의 영향력을 가지며 외환위기기간을 포함한 기간2에서는 무의미한 영향력을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 일반적으로 정책금리의 변화에 대해서는 주가가 부(-)의 반응을 일으키는 것으로 판단된다.

산업생산의 경우는 외환위기 기간이 포함된 기간 2에서만 10% 유의수준에서 양의 영향력이 나타나며 기간 1과 기간 3에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이론적으로 산업활동이 활발할수록 주가는 상승할 것으로 기대되므로 정(+)의 관계를 가질 것으로 추정된다. 그러나 주가가 경기를 3-6개월 선행하는 것으로 알려진 현실을 고려할 때 정의 관계가 성립하지 않을 수 있을 것이다.⁸⁾ 외환위기가 포함된 경우는 주가의 폭락과 산업생산의 감소가 동시에 뚜렷하게 진행된 관계로 유의한 양(+)의 관계가 나타난 것으로 추정된다.

통화량의 변화가 주가에 미치는 영향은 기간 3에서만 유의한 양(+)의 영향력을 가지는 것으로 나타났다. 반면 유가는 전 기간에 대하여 이론과 일치하게 음(-)의 영향력을 주나 기간 1에서는 1% 유의수준에서, 기간 2는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하며 기간 3에

8) 기존의 많은 연구들에서도 주가에 대한 산업생산의 영향력이 없는 것으로 나타났으며 Poon and Taylor(1991), Chen and Jordan(1993), Kavssanos and Marcoulis(2000) 등의 경험적 연구에서는 부(-)의 관계가 나타나기도 하였다.

서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 우리나라 경제규모 확대에 따른 실질소득대비 원유수입규모의 비중감소나 에너지 효율성 증가와 무관하지 않을 것이다.

마지막으로 미국의 주가지수와 한국의 주가지수간의 장기적 관계를 살펴보면 외환위기 이전에는 음(-)의 장기관계를 가지나 외환위기 이후에는 양(+)의 장기관계를 가지는 것으로 나타났다. 실제 자료를 살펴보면 92년부터 94년 말까지 우리나라의 주가가 상승세를 지속하는 동안 미국의 주가는 횡보세를 유지해 왔으며, 95년부터 외환위기 기간 동안까지는 우리나라의 주가가 하락세를 유지해 온 반면 미국의 주가는 상승세를 유지해 왔다. 즉, 외환위기가 끝날 때까지는 한국주가와 미국주가의 장기적 동조화 현상이 관찰되지 않는다. 그러나 외환위기이후에는 미국주가가 1% 상승하면 우리나라 주가가 0.327%상승하는 주식시장 동조화 현상이 관찰되었다. 우리나라는 외환위기를 겪으면서 금융시장의 개방도가 급격히 증가하고 사실상의 완전개방에 근접하게 되었다. 이에 외국자본의 국내투자가 급격히 증가하였으며 글로벌 포트폴리오 자금의 이동은 주가동조화 현상을 이끌어 왔다. 전체적으로 구조 변환점을 기준으로 특히 환율, 장기금리, 미국주가의 영향력에서 상당한 변화가 발생하였음을 알 수 있다.

4.5. VECM을 이용한 단기영향력 분석

주가와 거시경제변수들의 장·단기 동태적 관계를 규명하고자 오차수정모형(VECM; Vector Error Correction Model)을 추정하였다. VECM에서 장기균형관계로는 DOLS 방법에 의해 추정된 장기균형관계를 사용하였다. 기간별 분석을 실시하는 본 연구에서는 표본의 수가 충분히 크지 않기 때문에 설명변수 선택에 있어서 간결성을 통해 자유도의 손실을 최소화하는 것이 매우 중요하다. 따라서 모형선택방법으로 Hengrey and Ericsson (1991)의 모수축약방법(general-to-specific approach)을 사용하였다. 즉, 설정된 VECM에서 t통계량이 유의하지 않은 차분변수들을 순차적으로 제외시켜 간결한 모형을 만들어 가는 방법을 사용하였다. 본 연구에서는 최대시차를 3으로 정하였으며 모수축약방법에 의해 유의한 것이 하나도 남지 않을 경우 종속변수 시차를 제외하고 각 변수별로 최소한 하나의 시차는 남기도록 하였다.⁹⁾ <표 5>는 벡터오차수정모형의 추정 결과를 제시하고 있다. 먼저 진단테스트 결과를 살펴보면 대부분의 진단테스트 결과는 문제가 없는 것으로 나타나 모델의 유용성을 보장하고 있다. 단지 기간 3에 대한 모형에서 잔차가 ARCH(AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity)를 따르는 것으로 나타났다. 그러나 ARCH 자체는 최소좌승추정의 타당

9) 최적모형은 조정 R^2 를 극대화하고 AIC(Akaike Information Criterion)나 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)를 극소화하는 모형을 선택하였다.

성을 헤치지 않으며 단지 효율성의 문제일 뿐이다. 한편 시계열분석에서 가장 중요한 문제 중 하나는 추정된 계수가 시간에 따라 변화한다는 사실이다. 불안정한 계수는 모델오류를 만들 수 있고 결과의 편의를 유발할 수 있다. 따라서 본 연구는 추정계수가 시간에 대하여 안정적인지 확인하기 위하여 CUSUM(Cumulative Sum of Recursive Residual)과 CUSUMSQ(CUSUM of Square)테스트를 실시하였다. 테스트 결과, 모든 기간별 모형에서 추정된 계수들은 시간의 흐름에 따라 안정적인 것으로 나타났는데 이는 기간의 구분이 합리적이며 기간별 계수의 변화는 통계적으로 유의한 비교가 될 수 있음을 의미한다.

모든 기간별 모형에서 오차수정항이 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타나 장기균형으로부터의 이탈에 대하여 주가가 조정하는 것으로 나타났다. 이는 공적분관계가 존재한다는 또 다른 확인과정이다. Kremer *et al*(1992)은 오차수정항이 통계적으로 유의한지 확인하는 것이 공적분의 존재를 확인하는 더욱 효율적인 방법이라고 밝혔다.

기간별 단기영향력의 변화를 살펴보면 다음과 같다. 실질주가지수의 자기상관성이 외환위기 이전에는 존재하였으나 외환위기 이후에는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 주식시장이 외환위기 이후 더욱 효율적 시장으로 변화했다는 간접적 증거가 될 수 있다. 환율의 단기 영향력을 살펴보면, 기간 1이나 기간 2에서는 전기의 환율변화가 주가에 정(+)의 영향을 주었으나, 기간 3에서는 동시차의 환율변화에 대해 주가가 부(-)의 반응을 하는 것으로 나타났다. 외환위기이전에는 실물적요인이 지배하여 환율의 상승이 수출시장에 긍정적 효과를 발휘하여 시차를 두고 기업실적개선을 기대케 하여 주가상승을 이루어 온 것으로 해석할 수 있을 것이다. 반면 외환위기 이후에는 자본이동 요인이 지배하여 동시차적으로 환율과 주가가 부(-)의 관계를 가지는 것으로 판단된다. 한 예로 외국인의 주식매입자금 유입에 의한 주가상승과 환율하락이 동시에 발생하거나 외국인의 주식매도자금 유출에 따른 주가하락과 환율상승이 동시에 발생할 수 있다. 실제 근래의 금융시장상황에서 흔히 접할 수 있는 현상으로 사료된다. 한편 국내경제 및 금융시장의 리스크가 주가의 하락과 환율의 상승을 동시에 유발하기도 한다.

<표 5> VECM을 이용한 장기균형의 이탈에 대한 조정과 단기영향력

	기간 1 (1992:01~1997:06)	기간 2 (1992:01~1998:12)	기간 3 (1999:01~2009:12)
ect_{t-1}	-0.495(-5.949)***	-0.175(-3.039)***	-0.131(-2.386)**
$\Delta real\ kosp_{t-1}$	0.253(2.414)**	0.439(4.651)***	
Δws_t			-0.429(-2.293)**
Δws_{t-1}	1.442(1.955)**	0.783(4.982)***	
ΔCBY_t	0.014(1.098)	-0.030(-6.542)***	0.035(2.214)**

ΔCBY_{t-2}		0.085(1.682)*	0.036(2.590)***
$\Delta CALL_t$	-0.012(-2.095)**		
$\Delta CALL_{t-1}$		-0.030(-0.631)	
$\Delta CALL_{t-3}$			-0.082(-3.212)***
Δip_t	0.260(0.862)	0.857(2.743)***	0.273(1.267)
Δip_{t-1}		0.696(2.200)**	
Δip_{t-2}		1.019(3.491)***	
Δm_{t-1}		2.150(1.978)**	1.121(1.401)
Δm_{t-2}	-0.948(-1.012)		
Δdui_t	-0.179(-1.759)*	-0.326(-2.794)***	0.160(2.421)**
Δdui_{t-2}			-0.109(-1.694)*
$\Delta real\ sp500_t$			0.634(4.866)***
$\Delta real\ sp500_{t-1}$	0.772(2.952)***	0.442(2.433)**	0.236(2.037)**
$\Delta real\ sp500_{t-2}$		0.369(1.914)*	
intercept	-1.145(-5.918)***	-0.423(-3.476)***	-0.052(-2.326)**
[진단테스트]			
R^2	0.513	0.666	0.494
$Adj.R^2$	0.430	0.602	0.447
<i>Durbin-watson</i>	2.079	2.207	1.880
$\chi^2_{Auto}(2)$	2.167	2.056	2.068
$\chi^2_{Arch}(1)$	0.870	0.084	6.120**
$\chi^2_{Normal}(2)$	0.108	1.951	1.440
RESET2	0.324	0.327	0.096
CUSUM	안정	안정	안정
CUSUMSQ	안정	안정	안정

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미하며, 괄호 안은 t-값임.

장기금리인 회사채금리의 단기영향력을 살펴보면, 기간 1에서는 유의하지 않으며 기간 2에서는 동시차에서 1% 유의수준에서 음(-)의 영향력, 2시차에서는 10% 유의수준에서 양(+)의 영향력이 나타나 그 효과가 뚜렷하지 않다. 그러나 기간 3에서는 동시차와 2시차에서 뚜렷한 양(+)의 영향력이 있는 것으로 나타났다. 이는 장기효과에서와 유사하게 외환위기 이후 금융시장이 고도화 되면서 주식과 채권간의 대체자산효과가 나타난 것으로 추정된다. 정책금리인 콜금리의 영향력은 모든 기간에서 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 기간 1에서는 5% 유의수준에서, 기간 3에서는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하나 기간 2에서는 통계적으로 유의하지 않았다. 산업생산의 경우, 장기효과에서와 유사하게 단기효과에서도 외환위기 기간이 포함된 기간 2에서만 매우 유의한 양의 영향력이 나타나며, 기간 1과 기간 3에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 통화량 또한 외환위기 기간이 포함된 기간 2에서

는 유의한 양의 영향력이 나타났으나 기간 1과 기간 3에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 유가의 단기 영향력은 기간 1과 2에서는 이론과 일치하게 음의 유의한 영향력이 있는 것으로 나타났으나, 기간 3에 대해서는 2시차에서는 음(-)의 영향력이 있으나 동시차에서는 오히려 양(+)의 영향력이 있는 것으로 나타났다. 유가의 장기영향력과 더불어 우리나라 주식시장에서 유가의 영향력은 감소된 것으로 파악된다.

미국주가의 한국주가에 대한 단기영향력의 경우, 장기영향력과 달리 모든 기간에서 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 적어도 단기에는 미국의 주가 변화에 대하여 우리나라의 주가가 모든 기간에서 유의하면서 큰 반응을 보여 온 것으로 분석된다. 기간 1에서는 1%의 미국주가 상승에 대하여 0.77%상승하고 기간 2에서는 0.81%상승하며 기간 3에서는 더욱 즉각적으로 0.87%상승하는 것으로 나타났다. 특히 외환위기 이후기간에는 동시차에서 0.63%상승하는 것으로 나타나 더욱 즉각적이며 통계적 유의성도 매우 높게 나타났다. 주가동조화현상이 더욱 심화되고 있다는 사실은 금융시장에서 매우 잘 알려진 상식이 되었다.

본 연구에서 분석한 장단기 영향력을 종합해 보면, 금융시장이 개방되기 시작한 1992년 이후를 살펴볼 때 외환위기를 기점으로 우리나라의 실질주가지수에 미치는 거시경제 및 해외변수들의 영향력에서 다음과 같은 중요한 변화가 발생하였다. 첫째, 환율이 주가에 미치는 영향은 양(+)에서 음(-)으로 변화하였다. 둘째, 시장금리인 회사채수익률의 경우 구조변화 이전에는 영향력이 미미하거나 약한 음(-)의 영향력이 나타났으나 구조변화 이후에는 강한 양(+)의 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 셋째, 유가의 영향력의 경우 구조변화 이전에는 유의한 음(-)의 영향력을 보였으나 구조변화 이후에는 그 영향력이 거의 사라졌다. 넷째, 미국주가의 영향력은 구조변화 이후 더욱 강화되었다. 단기적으로는 모든 기간에서 유의한 양(+)의 영향력이 존재하나 그 크기는 구조변화 이후에 더욱 확대되었으며 장기영향력에 대해서는 구조변화 이후에만 유의한 동조화 현상이 관찰되었다.

V. 요약 및 결론

우리나라의 금융시장은 1992년 외국인의 국내주식 직접투자를 허용하기 시작한 이후 급격한 개방을 진행해 왔다. 특히 외환위기를 겪으면서 주식, 채권, 외환시장에 대하여 사실상 완전개방과 완전자유화를 실시하게 되었다. 이에 금융시장의 참여주체들은 외국인의 참여 급증으로 대폭 확대되었으며 주식이나 채권시장과 외환시장의 연계에서도 큰 변화를 맞이하게 되었다. 한편, 국내금융시장 내부적으로도 펀드시장의 활성화, 포트폴리오 투자기법의 발

전, 연기금시장의 팽창 등으로 큰 변화를 맞이하였다. 개인의 주식 및 채권투자도 확대되어 투자주체들 또한 매우 다양화되어 왔다. 이러한 금융시장의 대변혁은 금융시장간의 관계에서도 변화를 가져올 수밖에 없었을 것이다.

본 연구는 금융시장 중에서도 주식시장의 변화, 특히 채권시장과 외환시장이 주식시장에 미치는 영향의 변화에 주목하였다. 따라서 주가결정모형에서 변화가 발생하였는지, 어떻게 변해왔으며 그 이유는 무엇인지를 밝히기 위하여 노력하였다. 배당평가모형에 기초하여 실질주가지수에 미치는 변수들의 영향력 변화를 측정하였으며 설명변수들로는 환율, 회사채수익률, 콜금리, 산업생산, 실질통화량, 실질유가, 실질미국주가지수 등을 선정하였다. 금융시장 환경변화에 따른 설명변수들의 주가에 대한 영향력 변화를 비교분석하기 위하여 아래와 같은 4단계의 과정을 거쳐 분석하였다. 먼저, 개별 자료들의 시계열적 성격을 규명하기 위해 단위근 검정을 실시하였다. ADF(Augmented Dickey-Fuller)나 Phillips-Perron 단위근 검정과 같은 전통적 단위근 검정에 추가하여 구조변화를 고려한 Zivot and Andrews(1992)와 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검정방법을 적용하였다. 둘째, 데이터의 성격이 규명되면 이를 근거로 변수들 간의 관계변화 또는 주가결정모형의 변화를 파악하기 위해 구조변화를 고려한 Gregory and Hansen(1996a, b)의 공적분분석을 실시하였다. 셋째, G&H 공적분 분석결과에서 파악되는 구조변환점을 기준으로 기간을 구분한 후 공적분(장기균형)관계를 기간별로 분석하였다. 이때 공적분기법으로는 전통적인 Engle and Granger(1987) 공적분검정과 Johansen(1988, 1991) 공적분검정뿐만 아니라 비교적 최근에 개발된 Pesaran, Shin and Smith(2001)의 한계검정법(bounds test)을 적용하였다. 마지막으로, 공적분관계가 확인되면 보다 효율적인 공적분벡터 추정을 위하여 Stock and Watson(1993)의 DOLS(dynamic ordinary least squares)를 적용하여 장기균형관계를 파악한 후, 이를 바탕으로 ARDL(AutoRegressive Distributed Lag) 모형을 추정하여 거시경제변수들의 주가에 대한 장단기 영향력 변화를 분석하였다.

분석결과, 외환위기를 기점으로 설명변수들의 주가에 대한 영향력에서 큰 변화가 발생한 것으로 확인되었다. 첫째, 환율의 주가에 대한 영향력이 양(+)에서 음(-)으로 변화하였다. 장기영향력은 유의하지 않다가 음(-)으로 변했으며 단기영향력은 양(+)에서 음(-)으로 변화하였다. 즉 구조변화 이전에는 환율의 상승이 주가를 상승시키는 요인이었으나 구조변화 이후에는 하락시키는 요인이 되었다. 그 원인은 외환위기 이전에는 환율상승이 무역수지개선을 통한 기업의 수출증대로 주가상승의 요인이었으나 외환위기 이후에는 자본의 유입(유출)에 의한 주가상승(하락)과 환율하락(상승)이 동반되는 자본이동 요인이 더욱 중요해졌기 때문인 것으로 추정된다. 즉, 자본시장의 해외 개방이 진전되면서 해외 주식자금의 유입(유출)에 의한 환율의 하락(상승)과 주가상승(하락)이 동시에 발생하였다. 특히 우리나라는 외국인주식보유비중이 40%를 넘나드는 상황이므로 환율과 주가는 부(-)의 관계에 놓일 수 있다. 한

편 외국인투자자들은 원화가치 상승시기에 환율에 대한 투기적 기대를 포함하여 국내주식을 매입하기도 한다.

둘째, 시장금리인 회사채수익률의 경우 구조변화 이전에는 영향력이 미미하거나 약한 음(-)의 영향력을 보였으나 구조변화 이후에는 강한 양(+)의 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 그 이유는 외환위기 이후 금융상품의 다양화, 포트폴리오기법의 대중화 등으로 주식과 채권의 대체자산관계가 증가한데 기인한 것으로 판단된다. 전통적 재무이론에 의하면 이자율의 상승은 위험조정할인율을 증가시켜 주가를 하락시킨다. 그러나 금융시장의 자본이동 관점에서 보면 주식과 채권이 대체자산이고 채권에서 주식으로 자금이동이 일어나면 주가와 채권수익률이 동시에 상승하므로 주가와 채권수익률은 정(+)의 관계에 놓이게 될 것이다. 또한 미래의 경기회복 전망이 주가와 금리를 모두 상승시킬 수 있다. 실제 금융시장에서는 실물시장보다 빠르게 반응하는 경향이 있으므로 경기의 회복이 본격화되기 이전에 주가는 상승하고, 기업의 투자가 활성화되기 이전에 이미 채권가격의 하락(장기금리의 상승)을 초래한다. 이러한 연구결과는 Barsky(1989), Shiller and Beltratti(1992), 장병기(2005) 등의 연구와 일맥상통한다.

셋째, 유가의 경우 구조변화 이전에는 유의한 음(-)의 영향력을 보였으나 구조변화 이후에는 그 영향력이 거의 사라졌다. 즉, 외환위기 이전에는 실물적 요인이 중요하게 작용하여 주가에 대한 유가의 영향력이 유의하였으나 외환위기 이후에는 금융적 요소가 더욱 중요하게 작용하였기 때문에 유가의 영향력은 제한적으로 변했다. 한편 실질소득대비 원유소비량이 지속적으로 감소한 것이나 정부의 에너지원 다변화에 의해 석유의존도가 감소한 것도 한 원인이 될 수 있을 것이다.

넷째, 미국주가의 영향력은 구조변화 이후 더욱 강화되었다. 단기적으로는 모든 기간에서 유의한 양(+)의 영향력이 존재하나 그 크기는 구조변화 이후에 더욱 확대되었으며, 장기영향력에 대해서는 구조변화 이후에만 유의한 동조화 현상이 관찰되었다. 외환위기 이후 금융시장의 개방도가 급격히 증가하면서 우리나라의 주식시장은 글로벌 포트폴리오 자금의 중요한 투자대상이 되었고 이에 주가동조화 현상은 강화되었다. 한편 세계경제의 통합화가 가속되면서 국내투자자들의 심리 또한 해외경기에 더욱 민감하게 반응하여 주가의 동조화를 강화시켰을 것이다.

본 연구에서는 구조변환점을 기준으로 주가에 대한 거시 및 해외변수들의 영향력에서 큰 변화가 이루어져 왔음을 발견하였다. 특히 환율, 시장금리, 해외주가의 영향력에서 상당한 변화가 발생하였음을 확인하였다. 주가결정에 있어서 실물적 요소가 중요하게 작용하던 외환위기 이전과 달리 외환위기 이후에는 금융적 요소가 중요하게 작용했다고 판단된다. 따라서 정부의 정책적 관점 또한 실물부분 못지않게 금융적 요소 또는 금융시장의 상황변화에 민감하게 대처해야 할 것이다. 특히 금융시장이 과거와 다르게 나날이 복잡화되고 상호연관

성이 강화되는 상황이므로 이를 철저히 모니터링하지 못하면 정책적 판단오류를 유발할 수도 있을 것이다. 본 연구는 주가결정모형을 이용하여 구조변화를 분석하였다. 그러나 환율결정모형이나 채권금리결정모형을 이용한 후속연구가 진행된다면 금융시장의 관계변화에 대한 보다 폭 넓은 분석과 이해가 가능하리라 생각된다.

참 고 문 헌

- 구본일·엄영호·최완수(1999), “채권시장과 주식시장의 동적 상관성과 가격결정에 관한 연구,” **재무연구**, 제12권 제2호, pp.257-280.
- 김용선, 차진섭(1999), “주가와 거시경제변수의 관계 분석” **한국은행 조사연구**, pp.99-12.
- 박재환(2000), “외국인 주식투자와 주식수익률,” **한국증권학회 발표 논문집**, pp.415-442.
- 이근영(2002), “환율과 주가간의 상관관계분석,” **경제학연구**, 제50집 제4호, pp.231-266.
- 이근영(2003), “주가와 환율의 동태분석: 아시아 국가들의 경우,” **국제경제연구**, 제9권 제3호, pp.259-289.
- 이근영(2007), “주가와 환율의 상호작용분석,” **국제경제연구**, 제13권 제2호, pp.55-82.
- 이충언(2005), “외국인 주식 투자와 환율,” **국제경제연구**, 제11권 제3호, pp.57-77.
- 서병선(2001), “통화량, 산업생산, 환율의 장기균형관계에 대한 연구,” **경제학연구**, 제49권 제1호, pp.245-272.
- 장병기(2005), “주식시장과 채권시장의 관계변화에 관한 국가 간 비교분석,” **증권학회지**, 제34권 제1호, pp.95-128.
- 장병기, 최종일(2001), “주가, 기대심리, 거시경제변수의 장기균형 관계: Cointegration을 중심으로,” **재무관리연구**, 제18권 제2호, pp.125-144.
- 정성창(2000), “우리나라 증권시장과 거시경제변수: VECM을 중심으로,” **재무관리연구**, 제17권 제1호, pp.137-159.
- 정성창, 정석영(2002), “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기 균형관계,” **재무연구**, 제15권 제2호, pp.205-235.
- 조정구(2002), “실질주가와 환율 간의 장기관계 분석: 통화론적 접근,” **한국국민경제학회**, 제11권 제2호, pp.161-187.
- 지호준·김상환(2001), “외환, 주식, 채권시장의 상호 관련성- 한국, 일본의 비교,” **재무관리연구**, 제18권 제2호, pp.169-191.
- 황선웅, 최재혁(2006), “VECM모형을 이용한 거시경제변수와 주가간의 관계에 대한 실증분석,”

재무관리논총, 제12권 제1호, pp.183-213.

- Barsky, R.(1989), "Why don't the Prices of Stocks and Bonds move together?", *American Economy Review*, Vol.79, pp. pp.1132-1145.
- Campbell, John Y. and John Ammer(1993), "What Moves the Stock and Bond Market? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns," *Journal of Finance*, 48, pp.3-37.
- Chen, N.(1991), "Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy," *Journal of finance*, Vol.46(2), pp.529-554.
- Chen, N, Roll, R and S. Ross(1986), "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, Vol.59(3), pp.383-403.
- Chen, J. and D, Jordan(1993), "Some Empirical Tests in the APT: Macrovariables vs. Derived Factors," *Journal of Banking and Finance*, Vol.17, pp.65-89.
- Clinton, K.(1988), "Transactions Costs and Covered Interest Arbitrage: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol.96(2), pp.358-371.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger(1987), "Cointegration and Error-Correction : Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, pp. 251-276.
- Fama, E.(1970), "Multiperiod Consumption-Investment Decision," *American Economic Review* Vol. 60, pp.163-174.
- Fama, E.(1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money," *American Economic Review* Vol.71, pp.545-565.
- Fama, E.(1990), "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity," *Journal of Finance* Vol.55, pp.1089-1108.
- Fama, E. F. and French, K. R.(1989), "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol.25(1), pp.23-49.
- Flannery, M. J, Hameed, A. S. and Harjes, R. H.(1997), "Asset Pricing, Time-varying Risk Premia and Interest Rate risk," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 21(3), pp. 315-335.
- Gonzalo, Jesus(1994), "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics* Vol.60, pp.203-233.
- Granger, C., Huang, B. N. and Yang, C. W.(2000), "A Bivariate Causality between Stock Price and Exchange Rates : Evidence from Recent Asian Flu," *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.40, pp.337-354.
- Gregory, A. W. and Hansen B. E.(1996a), "Residual Based Tests for Cointegration in Modles with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, Vol.70, pp.99-126.

- Gregory, A. W, and Hansen B. E.(1996b), "Practitioners Corner : Tests for Cointegration in Models with Regime and Trends Shifts," *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, Vol.56, pp.555-560.
- Harvey, D. I., Leybourne S. J., and Newbold P.(2001), "Innovational Outlier Unit Root Tests with an Endogenously Determined Break in Level," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.63(5), pp.559-575.
- Hendry, D. F. and N. R. Ericsson(1991), "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", *European Economic Review*, Vol.35, pp.833-886.
- Johansen, S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169-210.
- Johansen, S.(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol.59, pp.155-180.
- Jones, C. M. and G. Kaul(1996), "Oil and the Stock Market," *Journal of Finance*, pp. 463-491.
- Kavussanos, M. G. and S. N. Marcoulis(2000), "The Stock Market Perception of Industry Risk and Macroeconomic Factors," *International Journal of Maritime Economics*, Vol.2, pp. 35-256.
- Kremers, J. J., N. R. Ericson and J. J. Dolado(1992), "The Power of Cointegration tests," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, pp.325-347.
- Kwon, C. S. and S. Shin(1999), "Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns," *Global Finance Journal*, Vol.10, pp.71-81.
- Lee, Bong-Soo(1992), "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rate, Real Activity, and Inflation," *Journal of Finance* Vol.47, pp.1591-1603.
- Mckinnon, R. I.(1982), "Currency Substitution and Instability in the World dollar Standard," *American Economic Review*, Vol.72(3), pp.320-334.
- Morley, B.(2007), "The Monetary Model of the Exchange Rate and Equities : an ARDL Bounds Testing Approach," *Applied Financial Economics*, 17, pp.391-397.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West(1987), "A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55(3), pp.703-708.

- Pesaran, M. H. and Y. Shin(1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis," in *Centennial Volume of Ragnar Frisch*, (Eds.), S. Strom, Cambridge University Press, Cambridge,
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith(2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, pp.289-326.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P.(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, pp.335-346.
- Poon, S. and J. Taylor(1991), "Macroeconomic Factors and the UK Stock Market," *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol.18, pp.619-636.
- Roll, R.(1992), "Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices," *Journal of Finance*, Vol.47(1), pp.3-41.
- Shiller, R. J., and A. E. Beltratti(1992), "Stock prices and bond yields: Can Their Co-movements be Explained in Terms of Present Value Models?" *Journal of Monetary Economics*, Vol.30, pp.25-46.
- Sim, S.H. and Chang, B.K.(2008), "The Monetary Exchange Rate Model and Stock Prices : Using the Bounds Testing Approach," *Journal of Korea Trade*, Vol.12(2), pp.54-78.
- Soenen, L. A. and E. S. Hennigar(1988), "An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices-The US Experience between 1980 and 1986," *Akron Business and Economic Review*, Vol.19(4), pp.7-16.
- Stock, James H. and Mark W. Waston(1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated System," *Econometrica*, Vol.61(4), pp.783-820.
- Zivot, E. and Andrews D. W. K.(1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.10(3), pp.251-270.

The Relationship Changes of Stock Prices and Macroeconomic Variables with Financial Market Liberalization

Joung-Hee Kim*

Byoung-Ky Chang**

Abstract

The main purpose of this study is to explore how the effect of macroeconomic variables on the stock prices has changed according to financial market liberalization. By conducting the newest time series methods, the results show that the impacts of macroeconomic variables on stock prices have changed. The effect of exchange rates on stock prices has changed from positive to negative after the structural break(Jan. 1999). Before the structural break, a depreciation of the won led to positive shock of stock price because of trade balance improvement. However, the effect has changed to negative due to capital flow effect after the structural break. The effect of bond yields on stock prices was also changed from negative or zero to positive. It may be resulted from the fact that asset substitutability between stock and bond was increased since stock investment became popularized. The negative effect of oil prices on the stock prices was disappeared after the structural break. The effect of US stock prices on the Korean stock prices has further increased after the foreign exchange crisis.

The most important implication of this study is that the relationship between financial markets was reinforced. Thus, the policy implication of our results is that government's decision on financial policy has to be in consideration for inter-relationship of financial markets.

Key Words : Stock price, Structural break, G&H cointegration, DOLS, ARDL-Bounds test

* Lecturer, Department of Economics, Pukyong National University, Busan, Korea.

** Correspondent, Associate Professor, Department of Economics, Pukyong National University, Busan, Korea.