

금융시장 발전에 따른 금융변수간의 관계변화

장 병 기*

〈요 약〉

본 연구에서는 금융시장의 발전에 따른 금융변수들 간의 상호관계변화를 분석하였다. 금융시장의 발전은 시장참여자들의 구성을 변화시키고 시장참여 자본들의 성격을 다양화시킬 뿐만 아니라 금융시스템의 변화도 도모하므로 금융시장의 구조변화를 일으킬 수 있다. Zivot and Andrews(1992) 분석, Gregory and Hansen(1996) 분석 등 구조변화를 고려하는 분석기법들을 사용함으로써 외환위기 발생시점 및 1999년도 금융시장의 급격한 발전시점에 금융변수간의 관계에서 구조적 변화가 있었다는 것을 확인하였다.

구조변화 이전에는 주가와 금리의 장단기 관계가 부(-)의 관계에 있는 것으로 나타났으나 구조변화 이후에는 주가와 금리가 정(+)의 관계로 바뀌고 있는 것으로 나타났다. 이는 주식과 채권이 대체자산으로서의 역할을 충실히 하게 되면서 변화한 것으로 해석할 수 있을 것이다. 기존의 대부분 문헌들이 주가와 금리는 반비례의 관계에 있거나 무관한 관계에 있다고 밝힌 것에 비교하면 본 논문의 결과는 상반된 주장을 하고 있는 것처럼 보인다. 그러나 본 논문의 연구결과는 기존의 논문과 상반된 결과를 제시한다기보다는 변화되고 있는 관계에 새로운 주목을 유발하고 있다고 보아야 할 것이다. 한편, 구조변화 이후에는 주가와 환율은 부(-)의 관계가 강화되었으며, 금리와 환율의 관계에서도 부(-)의 관계가 강화되었다.

주제어 : 구조변화, 금융시장 발전, Hsiao의 그랜저 인과관계, 주가, 금리

I. 서 론

한국의 금융시장은 세계화의 물결과 더불어 1990년대 초반 이후 급격히 개방되어왔다. 1992년 1월, 외국인의 국내주식 직접투자를 허용하기 시작한 이후 OECD 가입을 준비하는 과정에서 지속적으로 자본시장 개방 폭을 확대하여 왔다. 특히 1997년 12월

논문접수일 : 2004년 6월 9일

논문게재확정일 : 2004년 11월 1일

* 신라대학교 국제통상학부

** 이 논문은 2003년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음.(KRF-2003-003-B00036) 본 연구의 질적 향상을 위해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

의 외환위기 발생 이후 IMF와의 협의에 따라 자본시장 개방의 획기적 전환점을 맞이하게 되었다. 외환시장에서는 일일 환율변동폭의 제한이 완전히 폐지되고 증권시장에서는 외국인의 국내 주식과 채권 투자한도와 국내 금융기관과 기업의 해외자금 차입한도가 대폭 완화되었다. 그 결과 국내 금융시장에 대한 외국인의 지배력도 급속히 증가하게 되었으며 국내 기업과 금융기관의 해외차입도 급증하여 국내 금융시장의 글로벌화가 급격히 진행되어 왔다. 본 연구의 기본 착안은 금융개방 및 발전과 더불어 한국 금융시장이 구조적 변화를 겪게 되지 않았는가에서 출발하였다.

금융시장의 개방은 시장참여자들의 구성을 변화시키고 시장참여 자본들의 성격을 다양화시킬 뿐만 아니라 금융시스템의 발전도 도모한다. 우리나라의 금융시장도 시스템 면에서나 시장의 구성자본성격 면에서 많은 변화를 가져온 것이 사실이다. 주식시장에서 외국인 자본의 지배적 역할이나 외환시장에서 단기투기자본의 역할 급증 등이 그 대표적 예이다. 그러나 선행연구들은 금융시장의 구조적 변화에 별로 주목하지 못하고 있는 것으로 판단된다. 일부 해외의 연구들이 금융시장의 개방에 따른 성장효과나 무역효과를 분석했을 뿐 금융시장 자체의 구조변화에는 주목하지 못하고 있다. 최근 들어 본격적으로 금융시장이 개방된 우리나라의 입장에서는 이러한 개방이 금융시장의 구조를 어떻게 바꾸어 왔는지 심도 있게 분석할 필요가 있을 것이다. 따라서 본 연구는 구조변화 연구에 대한 시발점으로 금융시장의 구조변화를 금융시장 상호간의 관계변화에서 찾고자 한다.

본 연구는 금융시장의 발전에 따라 주식시장, 채권시장, 외환시장간의 동학관계 변화가 발생하였는지를 살펴본다. 즉, 금융시장의 대표적 지표인 주가, 금리, 환율 간에는 장기와 단기에 있어서 상호 영향력이 어떻게 바뀌었는지 분석한다. 이때 변수들의 관계를 설명하는 특정이론을 모형화하여 실증하는 방법을 선택하지 않고 최근의 시계열 분석법을 이용하여 제약되지 않은 모형을 이용하여 분석함으로써 논쟁하는 혹은 상반되는 이론들 중 어떤 이론이 더욱 지지될 수 있는지 실증한다. 한 예로 기존의 문헌들이나 전통적 재무이론은 주가와 금리가 부(-)의 관계에 있는 것으로 제시하고 있으나 최근 금융시장전문가들은 주가와 금리가 정(+)의 관계에 있는 것으로 판단한다. 이론과 시장참여자들의 생각에는 큰 차이가 존재한다. 어쩌면 이는 기존의 문헌들이 구조변화를 간과하고 있기 때문일 수도 있으며 시장의 참여자들이 너무 단기 변동에 민감하기 때문일 수도 있다. 본 연구는 이러한 이론과 현실의 차이(gap)를 구조적 변화에 주목하여 해결하고자 한다.

금융시장의 개방(혹은 발전)에 따른 금융시장의 구조변화(혹은 금융시장 간의 상호관계변화)에 대한 국내의 연구는 아직 전무한 것으로 판단된다. 그러나 금융시장의 발

전이나 개방이 거시경제 변수(주로 성장이나 무역효과)에의 영향력에 관한 연구는 해외 연구로 다수 존재한다. Fase & Abma(2003), Arteta, Eichengreen & Wyplosz(2001), Edwards(2001), Eichengreen(2000), Beck, Demirguc-Kunt, & Levine(1999), Krray(1998), Rodrik(1998) 등의 연구가 대표적이다. 금융시장의 발전이 성장에 긍정적인 영향을 주는 지에 대해서는 명백한 결론을 도출하지 못하고 있으나 이들의 연구는 금융시장의 개방정도나 발전정도에 대한 다양한 지표를 개발하여 왔다.

한편 금융변수간의 상호관계에 관한 기존의 연구들은 국내외 연구 모두에서 다수 존재한다. 그러나 이들의 연구는 주로 단일 금융변수간의 상호연관성 연구에 치우쳐 있으며 구조적 변화에 대해서는 주목하지 못하고 있다. 특히 국내 금융시장에 대한 연구는 외환위기 이후(본격적 자본시장 개방)의 기간에 대한 분석이 매우 제한적이다. 아직 데이터의 수가 충분하지 못하기 때문에 외환위기 이후의 연구는 제한적일 수밖에 없었다. 외환시장과 주식시장간의 관련성에 관한 연구로는 Bahmani-Oskooee & Sahrabian(1992), 지호준, 김영일(1999), 이대호, 김용래(2000), Granger, Huang, & Yang(2000), 이재득(2002) 등이 있다. 이들 연구는 외환위기 이전이나 직후 기간에 대하여 분석하였으며 환율과 주가의 관계에 대하여 일반적 결론을 가지고 있지는 않다. Bahmani-Oskooee & Sahrabian(1992)는 환율결정이론의 포트폴리오 접근법에 근거한 Granger 인과모형에서 주가와 환율이 장기적으로는 인과관계가 없으며 단기적으로는 양방향 인과관계가 있다고 주장하였다. 지호준, 김영일(1999)는 한국, 미국, 일본, 독일시장을 대상으로 교차상관관계검정과 다양한 인과관계 검정을 실시하였으며 한국의 경우 환율이 주가에 선행하며 주가와 환율은 부(-)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 이대호, 김용래(2000)는 금융위기를 경험한 아시아 국가를 대상으로 BVAR 모형과 오차수정모형을 이용하여 인과관계를 검증하였으나 정(+)의 관계인지 부(-)의 관계인지는 제시하지 않았다. Granger, Huang, & Yang(2000)는 공적분과 오차수정모형을 이용하여 아시아 국가들을 대상으로 분석한 결과 국가별로 상반된 결과가 나왔으며 한국의 경우 환율이 주가에 선행하며 부(-)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 이재득(2002)은 차분변수를 이용한 회귀분석에서 주가는 원/달러환율과 부(-)의 관계에 있으며 원/엔환율과는 정(+)의 관계에 있는 것으로 나타났다.

주식시장과 채권시장간의 관련성에 대한 연구로는 Fama & French(1989), Flannery, Hameed & Harjes(1997), 구본일, 엄영호, 최완수(1999), 김용선, 차진섭(1999), 박재환(2000), 정성창(2000), 지호준, 김상환(2000) 등이 있는데 이들의 연구 대부분이 주가와 금리간의 부(-)의 관계를 규명하고 있다. 이들의 연구결과는 본 연구의 결과나 최근 금

용실무자들의 판단기준과 상반되는 결론이다. 국내의 연구들 중에는 주식시장과 채권 시장간의 관계를 직접적으로 분석한 연구도 일부 있으나 대부분의 연구는 주가를 설명하는 모형에서 많은 거시경제변수들 중 금리를 포함시켜 금리의 주가에 대한 영향력을 분석하였다. 구본일, 엄영호, 최완수(1999)은 이변량 GARCH-M모형을 이용하여 분석하였으며 박재환(2000)은 차분변수를 이용하여 OLS, GLS, ARCH, GARCH 분석을 하였다. 지호준, 김상환(2000)는 3변량 MA-GARCH모형을 이용하여 분석하였으며 김용선, 차진섭(1999)과 정성창(2000)은 주가를 설명하는 거시경제변수들의 모형을 이용하여 분석하였다. Fama & French(1989)는 과거 주가와 채권의 직접적 관계보다는 채권 수익률과 주가를 경기 등의 실물변수로써 각각 예측할 수 있는지의 여부에 관심을 두었으며 공통의 거시경제 요인들에 의하여 영향을 받기 때문에 양자간에도 유의한 상관관계가 있음을 보였다. Flannery, Hameed & Harjes(1997)는 시장포트폴리오 수익률과 채권수익률의 변동성 위험들이 모두 주식의 수익률에 대한 결정요인으로서의 역할을 하는가 하는 이요인 가격결정모형을 검증하여 긍정적인 결과를 얻었다. 외환시장과 채권시장간의 관련성 연구로는 Mckinnon(1982), Clinton(1988) 등이 있으나 국내연구는 드물다. 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 주가, 금리 및 환율의 이론적 관계를 정리하고 제Ⅲ장에서는 우리나라의 금융발전의 양적지표를 살펴봄으로서 금융시장의 시계열적 변모를 파악한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석의 자료와 방법론을 설명하고 제Ⅴ장에서는 실증분석결과를 자세히 제시하고 그 의미를 해석한다. 즉, 구조변화를 고려한 단위근 검증과 구조변화를 고려한 공적분 분석을 통하여 구조변화를 확인하고, 그 결과에 따라 기간 구분하여 장기 및 단기의 동환관계를 최근 시계열 분석법으로 분석한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 본고의 추정결과를 정리하고 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 금융변수간의 이론적 관계

재무이론의 전통적 견해에 따라 주식을 소유함으로써 얻을 수 있는 미래수익을 현재의 이자율로 할인한 값이 주가라고 한다면 주가와 금리는 부(-)의 상관관계를 가지게 된다. 이는 기초자산(fundamental)을 강조한 주가의 해석이다. 예를 들어, 금리가 상승하면 기업의 기대되는 미래수익의 현재 가치가 감소하게 되어 주가는 하락하게 될 것이다. 반대로 이자율이 하락하게 되면 기업의 자금조달비용이 감소하게 되고 이는 기업 수익을 증가시켜 주가를 상승시키는 효과를 유발할 것이다.

그러나 주가도 시장의 수요와 공급에 의해서 결정된다는 사실에 착안하면 주가와 금

리가 반드시 부(-)의 관계를 가지지는 않을 것이다. 금융시장의 개방으로 주식과 채권 모두에서 투자가 활성화 되었으며 단기 차익을 노리는 많은 자본들이 이러한 금융상품 가격결정에 영향을 미치게 된다. 따라서 투자자의 입장에서 주식과 채권을 대체자산으로 본다면 정(+)의 관계가 성립할 수 있다. 즉 주가가 하락하면 안전자산 선호현상으로 채권이 대체투자대상으로 각광을 받게 되며 이는 채권가격의 상승으로 이어진다 (Barsky, 1989). 채권가격이 상승한다는 것은 금리가 떨어진다는 것을 의미한다. 포트폴리오 선택에서 주식과 채권을 대체자산으로 보고, 자본(유동성)의 이동이라는 관점에 집중한다면 주가와 금리는 정(+)의 관계를 가지게 된다.

한편 경기순환 측면에서 살펴보면 미래의 경기회복 전망이 주가와 금리를 모두 상승시켜 주가와 금리가 정(+)의 관계에 있을 수 있음을 보여준다. 미래의 경기회복 전망은 그 기업의 미래이익 증가를 기대케 하여 주가를 상승시키고 동시에 미래의 설비투자, R&D투자 등의 증대로 인한 자금수요의 증가를 기대케 하여 장기금리의 상승을 유발한다. Shiller and Beltratti(1992)는 이자율의 상승이 미래경기에 대한 긍정적 정보를 제공하며 기업의 이익이나 배당전망을 밝게 하여 주가와 금리간의 정(+)의 관계를 부각시킨다고 하였다.

주가와 금리의 관계를 직접적으로 밝힌 연구는 아니지만 Khil and Lee(2000)의 연구도 흥미있는 이론적 시사점을 준다. 이들의 연구에서는 실질주가수익률과 인플레이의 관계를 밝히는 과정에서 실질생산 충격에 대해서는 부(-)의 관계를 통화충격에 대해서는 정(+)의 관계를 유발한다고 밝혔다. 물론 명목이자율이 인플레이와 반드시 동조하는 것은 아니지만 피셔효과를 적용한다면 실질주가수익률과 명목이자율이 충격의 유형에 따라 다른 상관관계를 가질 수 있음을 시사한다. 따라서 주가와 금리의 관계는 금융시장의 구조와 상황변화에 따라 다르게 나타날 수 있을 것이다.

다음으로 주가와 환율의 이론적 관계를 살펴보면 한국은 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 재산성 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 환율의 변동과 주가간의 관계에 있어서 원/달러 환율이 하락하는 국면에서 주가 상승세가 나타나고 환율이 상승하는 국면에서는 주가 하락이 나타나 양자간에는 부

(-)의 관계가 있는 것으로 보고되고 있다. 이는 흔히 'J-curve' 효과에 의한 시차가 존재하고, 원화 평가절상 즉, 환율하락시기에는 경상수지의 적자가 확대됨에도 불구하고 국내경기의 호황과 시중 유동성의 풍부로 종합수지의 흑자가 발생하여 주식 매입이 증대할 수 있기 때문이다. 또한 자본시장의 해외 개방이 진전될수록 주가상승에 따른 해외 주식자금의 유입은 환율의 하락을 유발할 수 있을 것이다.

따라서 주가와 환율은 정의 관계와 부의 관계를 모두 가질 수 있으며 그 당시의 경제 및 금융시장의 구조와 상황에 의해 달라질 수 있을 것이다. 실물경제의 대외 수출의 존도가 증가할수록 정(+)의 관계는 증가할 것이며 주식시장의 대외개방도가 클수록 부(-)의 관계가 증가할 것이다. 우리나라 경제의 경우 대외수출의존도의 급격한 증가와 주식시장 외국인 투자의 급격한 증대를 동시에 기해 왔으므로 부와 정의 효과가 동시에 증가되어 왔다는 것을 알 수 있다. 따라서 이는 실증문제로 귀결될 수밖에 없다.

마지막으로 금리와 환율의 관계를 나타내는 이론으로는 금리평가설(Interest Parity Hypothesis)을 대표적으로 들 수 있다. 금리재정거래에 의하면 국내외 금리차, 실제금리와 예상환율 등의 차이를 고려하여 단기금융시장과 외환시장에서 거래를 한다. 만약 장래에 국내환율이 절상될 것으로 예측되면 외국인의 국내투자 수익이 종전보다 환차익으로 인하여 커지므로 자금은 외국으로부터 유입되어 원화표시 금융자산에 투자하게 된다. 우리나라의 경우에는 환율제도가 개편된 이후 외환시장과 국내 콜시장간에 금리재정거래가 이루어질 수 있는 여건이 조성되어 있다. 그러나 금리재정거래는 콜금리와 환율을 이용한 거래로서 장기금리와 환율의 관계를 설명하기에는 적당하다고 보기 어렵다. 장기금리와 환율의 관계를 볼 때는 위에서 살펴본 금리와 주가, 그리고 환율과 주가의 관계로부터 복합적으로 나타날 수 있다. 즉 금리와 주가가 부의 관계를 나타내고 환율과 주가가 부의 관계를 나타낸다면 금리와 환율은 정의 관계를 나타낼 수 있다.

한편 자본이동이 급격히 증가하면서 자본의 흐름 측면에서 관찰한다면 금리와 환율은 부의 관계를 나타낼 수 있다. 즉 한국의 경기회복 전망은 금리를 상승시키고 이는 자본의 유입을 통하여 환율을 하락시킬 수 있다.

Ⅲ. 금융시장 발전지표

본 장에서는 그동안 관련문헌들이 금융발전의 양적지표로 가장 많이 사용해 왔던 지표들을 중심으로 한국의 금융시장 발전을 시계열로 정리하여 보았다. 금융발전 지표로 고려한 변수는 모두 여섯가지이다. 첫째는 금융심화(financial depth)의 정도를 나타내는 변수로 흔히 사용되는 유동성부채(liquid liabilities)이다. 이는 현금에 은행 및 비은

행금융기관의 통화성부채를 합한 것으로 실증분석에서는 흔히 GDP로 나눈 비율(LLY)이 사용된다.¹⁾ [그림 1]의 결과를 보면 1997년까지는 매우 미미한 증가세를 보여 40%대 미만에 머물다가 1998년부터 급격한 증가세를 보여 2001년 이후에는 80%대를 나타내고 있다. LLY 지표로 볼 때 외환위기 이후 우리나라의 금융시장이 급격히 발전하기 시작했음을 알 수 있다.

두 번째 지표는 LLY의 대안적 측정으로 예금은행자산의 GDP 대비 비율(DBY)이다.²⁾ 이 변수는 경제에 대한 예금은행의 중요성을 측정한다. [그림 1]의 DBY 지표를 살펴보면 1997년 이후 그 증가세가 급격해 왔음을 알 수 있다. LLY나 DBY는 사이즈 측정으로 민간과 공공부문의 자본할당은 고려하지 않는다. 따라서 세 번째 지표로 GDP 대비 예금은행의 민간신용(PRIV)을 측정해본다.³⁾ 이 변수는 정부나 공공기관에 대한 신용을 제외함으로써 금융중개발전의 질적인 측면도 고려한다. PRIV 역시 1996년 이후부터 특히 1997년 이후 급격한 증가를 보여 한국금융시장이 외환위기를 계기로 획기적 발전을 해왔음을 추론할 수 있다.

다음은 외부자금조달의 한 수단인 주식시장의 발달정도를 대리하는 지표를 살펴본다. 네 번째 지표는 GDP에 대비한 상장기업의 시가총액(MCAP)이다. [그림 2]의 MCAP를 보면 비즈니스 사이클의 성격을 가지고 있음을 알 수 있다. 흔히 기존연구들이 금융시장 발전의 보조지표로 시가총액을 사용하고 있으나 시가총액은 주식시장의 활동을 측정하는 것이 아니며 경기사이클과 밀접한 관계가 있다. 단지 88올림픽을 전후하여 주식시장의 붐이 일어났으며 이에 MCAP의 수준상승이 일어났다. MCAP는 주식시장의 활동을 나타내는 지표가 못됨으로 우리는 다섯번째 지표로 주식시장 활동지표인 GDP대비 거래대금(VALTRD)을 측정한다. 이는 MCAP의 보완적 지표가 될 수 있다. VALTRD 지표를 보면 business cycle의 특성을 가지고 있으면서도 80년대 말(88올림픽 전후)과 90년대 말(외환위기 이후)에 각각 수준상승 했음을 보여준다. 마지막으로 시가총액 대비 거래대금인 회전율(TURNOVER)을 측정한다. 즉, $TURNOVER = VALTRD * 100 / MCAP$ 이다. VALTRD는 경제의 사이즈에 대한 상대적 거래량이며 TRUNOVER는 주식시장 사이즈에 대한 지표이므로 TRUNOVER는 VALTRD와 보완적이다. TURNOVER 지표 역시 business cycle 성격을 가지고 있으나 1992년 이후(외국인에게 국내주식에 대한 직접투자 허용 시점) 한 단계 수준 상승했으며 외환위기 이후 또 한번 수준상승 했음을 보

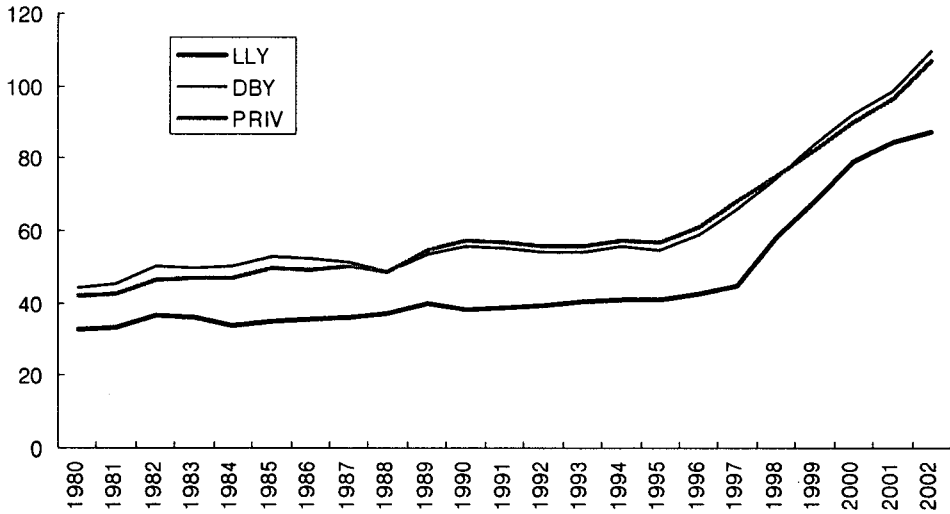
1) IFS(International Financial Statistics) line 34와 line 35의 합을 line 99b로 나눈 값이다. 이는 우리가 흔히 M2로 정의하는 변수를 명목GDP로 나눈 값이다.

2) 이 변수는 IFS line 22a-22d를 line 99b로 나눈 값이다.

3) IFS line 22d를 line 99b로 나눈 값이다.

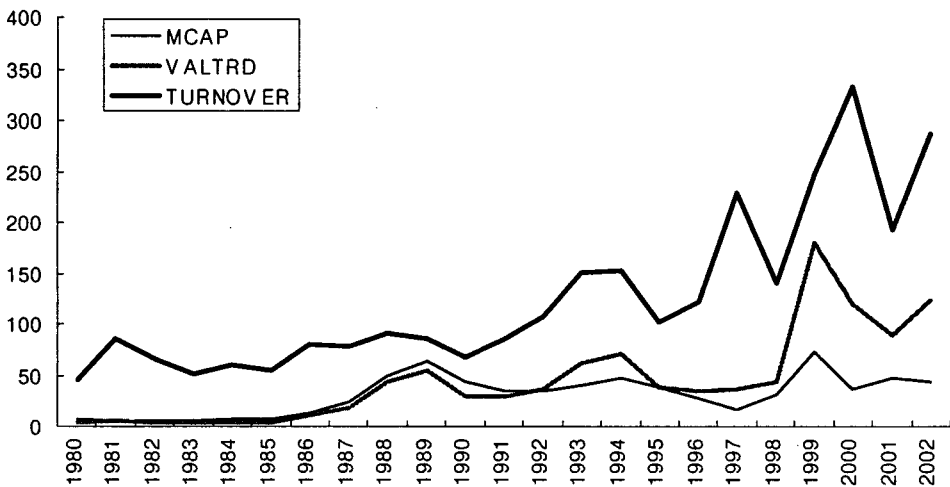
여준다. 위의 금융시장발전 지표들을 종합해 보면 우리나라의 금융시장은 정부의 자유화 정책과 맞물려 발전해 왔음을 알 수 있다. 90년대 초반 이후의 보수적이며 단계적 개방으로 서서히 발전해 오다가 외환위기를 기점으로 급격히 발전해왔음을 알 수 있다.

[그림 1] 금융시장 발전지표 I (단위 : %)



주) LLY는 GDP대비 유동성부채, DBY는 GDP대비 예금은행자산, PRIV는 GDP대비 예금은행 민간신용임.

[그림 2] 금융시장 발전지표 II (단위 : %)



주) MCAP는 GDP대비 시가총액, VALTRD는 GDP대비 거래대금, TURNOVER는 거래회전률임.

IV. 실증분석 자료 및 분석방법

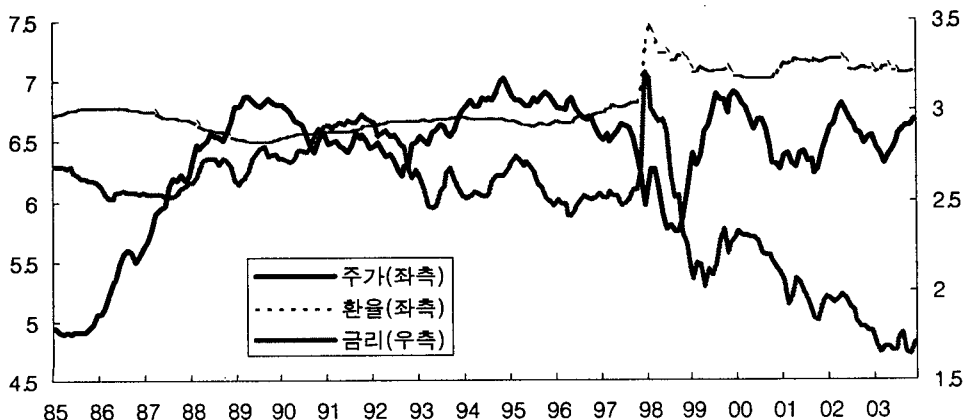
1. 자 료

우리나라의 금융시장 발전지표에 따르면 LLY, DBY, PRIV는 외환위기이후, TURNOVER는 92년 주식시장개방이후, MCAP, VALTRD는 88년 올림픽과 외환위기를 계기로 급격히 발달하기 시작한 것으로 나타나고 있다. 따라서 88올림픽, 92년 주식시장 개방, 외환위기 등은 금융시장의 구조변환점이 될 수 있을 것이다. 본 연구는 이러한 기간들을 포괄할 수 있도록 1985년 1월부터 2003년 11월까지의 월간 평균자료를 사용하였다.

국내금리 자료로는 3년만기 회사채 금리(CB)를 사용하였다. 현재 우리나라의 지표금리는 3년만기 국고채 금리이나 이는 97년 이후에나 유통되기 시작하였으므로 본 연구의 분석기간에 대해서는 적절하지 못할 것이다. 국내주가는로는 종합주가지수(KOSPI)를 사용하고 환율(ER)은 원/\$의 시장평균환율을 사용하였다. 모든 자료는 Datastream의 자료를 사용하였으며 자연로그를 취한 값을 사용하였다.

사용한 데이터의 시계열 자료는 [그림 3]에 나타나 있다. 시각적으로 파악하기에 어려운 부분도 있으나 주가와 금리의 관계에 있어서는 1999년 이후 정(+)의 관계를 보이고 있음을 예측할 수 있다. 한편 주가와 환율의 경우 외환위기를 기점으로, 금리와 환율의 경우는 1999년 이후, 시각적으로 분명하지는 않으나 어느 정도 반비례의 관계에 있음을 확인할 수 있는 것 같다.

[그림 3] 주가, 환율, 금리의 시계열 (자연로그 취함)



2. 분석방법

본 연구에서는 다음의 3가지 주요절차에 의하여 금융변수간의 장기 및 단기의 상호 관계를 분석한다. 첫째, 개별 자료들의 시계열적 성격을 먼저 규명한다. 전통적 단위근 검증법인 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검증이나 Phillips-Perron 단위근 검증 뿐만 아니라 구조적 변화를 고려하는 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정방법과 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검증방법을 실시한다. 금융시장의 발전에 의하여 금융시장 변수들의 구조적 변화가 존재하는지, 어느 시점에 구조적 변화가 발생하는지 등을 파악하고 그 결과를 근거로 단위근 검증 등을 통하여 자료의 성격을 규명한다.

두 번째 단계로 자료의 성격이 규명되면 이를 근거로 구조적 변화를 고려하는 공적분 분석을 실시한다. 즉, Gregory and Hansen (1996a, b)(이하 GH)의 방법을 사용하여 금융변수들 간의 관계에서 구조변화가 발생하였는지, 어느 시점에 발생하였는지 등을 분석한다.

세 번째 단계로 GH공적분 분석결과에 따라서 기간구분하여 금융시장 간의 장기관계 및 단기관계를 분석한다. 많은 선행연구들은 cointegration이나 correlation을 causality와 동일시하는 오류를 흔히 범하고 있다. 따라서 보다 발전되고 세련된 분석법들을 사용할 필요가 있을 것이다. 본 연구는 Cheng(1999)의 방법을 응용하여 분석한다. Cheng(1999)은 기존 causality test 방법들이 가지고 있는 단점(cointegration과 causation의 동일시 취급, 임의적 시차선택 등)들을 극복하기 위하여 공적분과 오차수정모형에서 Granger causality의 Hsiao's version을 개발하였다.

V. 실증분석 결과

1. 구조변화와 시계열의 안정성 검증

시계열분석에서 제일 먼저 검토해야 하는 것은 모든 시계열 자료들이 안정적인가를 판단하는 단위근 검증(unit root test)이다. 먼저 전통적 방법인 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검증과 Phillips-Perron 단위근 검증을 시행하였다.⁴⁾ 전체기간에

4) ADF 단위근 검증과 PP 단위근 검증법은 시계열분석법에서 너무나 잘 알려진 방법론이므로 이들에 대한 설명은 생략한다.

대한 세 변수의 단위근 검증결과는 <표 1>에 제시되어 있다. 본 연구에 사용된 모든 변수들의 수준변수(로그 값)들은 불안정(non-stationary) 시계열이라고 결론 내릴 수 있다. 한편 1차 차분변수들은 모든 기간에 대하여 안정적(stationary)시계열인 것으로 나타났다. 따라서 모든 변수들이 I (1)과정을 따르는 것으로 판단해도 무리가 없을 것이다.

<표 1> 단위근 검증결과

	구조변화를 고려치 않을 경우			
	Augmented DF(τ)		Phillips-Perron(Z _ρ)	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
KOSPI	-2.760	-8.094***	-7.557	-145.7***
CB	-1.394	-5.953***	-8.328	-153.6***
ER	-2.521	-4.579***	-8.296	-87.53***
	구조변화를 고려할 경우			
	Zivot and Andrews		Harvey, Leybourne, and Newbold	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
KOSPI	-3.878(87.11)	-10.92***(98.06)	-3.598(88.03)	-10.47***(92.09)
CB	-3.413(97.08)	-6.713***(98.02)	-3.332(97.06)	-5.222***(97.12)
ER	-4.742(97.10)	-10.97***(98.02)	-3.787(97.10)	-6.823***(97.08)

- 주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 2. 구조변화를 고려치 않을 단위근 검증의 방정식은 $\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ 이며 최적시차의 선택은 Akaike Information Criterion(AIC)를 최소화하는 시차임.
 3. Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -5.57, -5.08, -4.82이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.99, -4.50, -4.22임.
 4. ()은 구조변환점

그러나 이러한 단위근 검정결과는 분석기간 동안 외환시장이나 금융시장에 구조변화가 발생하였다면 신뢰성이 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 방법을 이용하여 단위근 검정을 다시 실시한다.

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

여기서 y_t 는 각각 변수들의 대수값을 의미한다. λ 는 T_B/T 이며 T와 T_B 은 각각 전체

기간과 구조적인 분기점을 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 $t_\alpha(\lambda)$ 을 사용하여 $\alpha=1$ 이라는 귀무가설을 기각할 확률이 가장 높은 분기점 λ 를 선택하는 것이다. <표 1>에 나타난 결과와 같이 구조변화를 고려하더라도 종합주가지수, 회사채수익률과 환율의 수준변수는 여전히 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못한다. ADF 구조변환점 측정결과에 따르면 Zivot and Andrews와 Harvey et. al. 모두에서 종합주가지수는 88올림픽직전의 주식시장 붐시기에 구조변화가 발생한 것으로 나타났으며 금리와 환율은 외환위기시점에 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 구조변화를 고려하는 단위근 검증에서도 여전히 모든 변수들은 I(1)과정을 따르는 것으로 나타났다.

2. 구조변화를 고려한 공적분 검증

시계열 자료들이 I(1)진행을 따르는 것으로 나타났으므로 변수들 간의 장기균형관계를 파악하기 위하여 공적분분석을 시행하였다. 2변수들(주가 vs. 금리, 주가 vs. 환율, 금리 vs. 환율)간의 공적분관계를 분석하였으며, 이때 구조변화를 고려하는 Gregory and Hansen (1996a, b)(이하 GH)에 의하여 제안된 방법을 사용하였다. GH방법은 구조변화를 고려하기 위하여 Engle-Granger방법을 변형시킨 형태로서 아래의 모델에 기초한다 :

$$\psi_\pi = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{if } t > [n\tau] \end{cases} \quad (2)$$

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \psi_\pi + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \psi_\pi + e_t \quad t = 1, \dots, n, \quad (3)$$

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. μ_1 은 전기간의 상수항을 나타내며 μ_2 는 구조변화 이후의 상수항 변화를 나타낸다. α_1 은 전기간의 공적분계수이며 α_2 는 공적분계수의 변화를 나타낸다. 따라서 국면전환이후의 상수항은 $\mu_1 + \mu_2$ 이며 공적분계수는 $\alpha_1 + \alpha_2$ 이다. 즉, 금융변수들 간의 관계에서 구조적 변화가 있었다면 μ_2 나 α_2 중 적어도 하나는 0이 아닐 것이며 구조변화가 없었다면 μ_2 와 α_2 는 모두 0일 것이다.

변수사이의 공적분 관계에 대한 GH분석은 ADF(Augmented Dickey-Fuller 단위근

검증)나 PP(Phillips-Perron 단위근 검증)의 수정된 형태가 적용된다. 즉, 식 (4)와 식 (5)에 나타난 것처럼 각각의 τ 에 대하여 추정된 ADF나 PP 통계값의 최소값이 적용된다. ADF나 PP 통계값의 최소값이 적용되는 이유는 이 값이 작을수록 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 가능성이 커지기 때문이다. 여기서 μ_2 와 α_2 가 모두 0이면 식 (4)와 식 (5)는 일반적인 Engle and Granger 공적분분석이 된다.

$$ADF^* = \inf(\tau \in \Lambda) ADF(\tau) \tag{4}$$

$$PP^* = \inf(\tau \in \Lambda) Z_{\rho}(\tau) \tag{5}$$

GH분석 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 결과에서 보듯이 GH분석은 Engle and Granger분석의 변형이므로 Engle and Granger분석이 가지고 있는 결점을 그대로 가지고 있다. 즉, 단일 방정식 추정법으로 자유도의 손실이 적어 한정된 샘플기간에 대해서도 자유도 문제를 피할 수 있는 장점이 있으나, 분석대상 변수들을 종속변수와 설명변수로 분리하여 검증을 실시하며 어느 것을 종속변수로 하느냐에 따라 검증결과가 다르게 나타나는 단점이 있다. 그러나 아쉽게도 이러한 문제를 극복하는 Johansen 검증법⁵⁾의 변형형태로 구조변화를 고려하는 분석법은 아직 개발되어 있지 못하다.

<표 2>의 결과에서 나타난 것처럼 구조변화를 고려하는 경우, 많은 경우에 공적분관계(장기균형관계)가 존재하는 것으로 나타났다.⁶⁾ 금리와 주가의 GH공적분분석에서는 종속변수가 금리인 경우는 공적분관계가 존재하며 종속변수가 주가인 경우는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 금리가 종속변수인 경우 두변수간의 장기균형관계는 1999년 10월을 전후로 구조변화를 겪었으며 5%의 유의수준 하에서 공적분관계를 가지고 있다. 여기서 우리가 특히 주목할 사실은 두변수간의 상호관계가 구조변화이후 양(+)으로 변화하였다는 사실이다. 즉, 전체기간에 대해서는 주가와 금리가 통계적으로 유의하지 못한 반비례관계에 있었으나 구조변화이후에는 주가와 금리가 비례의 관계를 나타내고 있다. 구조변화의 시점은 1999년 10월로 추정되었는데 이 시점은 [그림 1]과 [그림 2]에 나타난 것처럼 우리나라 금융시장이 외환위기 이후 진일보 발전한 시점이다. 또한 이 시점은 우리나라가 외환위기로부터 완전히 벗어나 경제가 잠재

5) 벡터자기회귀모형을 토대로 공적분관계를 추정하므로 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속 변수를 선택할 필요가 없으며 우도비검정을 바탕으로 여러 개의 공적분관계를 식별해 내는 특징을 지님
6) 구조변화를 고려하지 않는 전통적 Engle-Granger방법으로도 공적분검증을 실시하였으나 어떤 두변수 사이에서도 장기균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

성장률을 초과회복하기 시작하고 금융시장이 완전히 정상화되면서 선진화된 시점이기도 하다.⁷⁾

<표 2> 구조변화를 고려한 공적분 검증결과(GH test)

종속변수, 독립변수	ADF* test				PP* test			
	ADF*	구조 변환점	α_1	$\alpha_1 + \alpha_2$	PP*	구조 변환점	α_1	$\alpha_1 + \alpha_2$
금리 ← 주가	-4.961**	99.10	-0.007 (-0.266)	0.420*** (2.624)	-3.742	-	-	-
주가 ← 금리	-3.895	-	-	-	-3.593	-	-	-
환율 ← 주가	-5.844***	97.06	-0.089*** (-8.278)	-0.179*** (-5.734)	-5.080**	97.08	-0.087*** (-8.540)	-0.162*** (-5.428)
주가 ← 환율	-4.161	-	-	-	-4.089	-	-	-
금리 ← 환율	-4.976**	99.10	-0.291*** (-3.807)	-1.436*** (-2.940)	-3.955	-	-	-
환율 ← 금리	-4.162	-	-	-	-4.457	-	-	-

주) : 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 2. ADF*와 PP*의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.68, -4.95, -5.47임.
 3. - 는 공적분관계가 존재하지 않는 경우로 해당사항 없음을 나타냄.
 4. ()은 t-통계량임.

환율과 주가의 GH공적분분석에서는 종속변수가 환율인 경우에는 공적분관계가 존재하며 종속변수가 주가인 경우는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 환율이 종속변수인 경우 두변수간의 장기균형관계는 1997년 6~8월을 전후로 구조변화를 겪었으며 ADF* test는 1%의 유의수준 하에서, PP* test는 5%의 유의수준 하 공적분관계를 가지고 있다. 두변수간의 상호관계는 구조변화이후 음(-)의 관계가 강화되었음을 알 수 있다. 환율과 주가의 음(-)의 관계 강화는 우리나라 주식시장의 외국인 비중 확대와 관련이 있을 것이다. 외국인의 국내주식 보유비중(시가총액 기준)의 경우 1992년도에 4.9%에 불과하던 것이 1997년말에는 14.6%, 2001년말에는 36.6%, 마침내 2003년

7) 많은 선행연구들은 1998년 하반기 이후를 외환위기 이후 기간이라고 칭한다. 그러나 필자의 견해에는 비록 환율의 오버슈팅은 완화되었을지라도 해외투자자의 인식도, 국가신용등급, 외환보유고 등을 고려할 때 1998년과 1999년 상반기는 아직 외환위기의 영향권 기간이라고 볼 수 있을 것 같다. 선행지표인 주가의 최저점기가 98년 10월이었다는 점, 국가신용등급이 그나마 투자적격의 최하위 등급으로 회복한 것이 99년 1월이었다는 점 등을 고려할 때 99년 하반기 이후가 외환위기로부터 완전히 벗어난 시점일 것이다.

말에는 42%까지 기하급수적으로 증가하게 되었다. 구조변화 이후 외국인 투자자들에 의한 주가와 환율의 연계가 크게 강화되었다. 즉, 주가의 상승이 외국자본의 유입에 의해 주도되면서 환율의 하락을 유발하는 결과를 나타낼 수 있을 것이다. 구조변화의 시점은 1997년말로 추정되어 외환위기 발생시점과 일치한다.

금리와 환율의 GH공적분분석에서는 종속변수가 금리인 경우에는 공적분관계가 존재하며 종속변수가 환율인 경우는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 금리가 종속변수인 경우 두 변수간의 장기균형관계는 1999년 10월을 전후로 구조변화를 겪었으며 ADF* test는 5%의 유의수준 하에서 공적분관계를 가지고 있다. 두변수간의 상호관계는 구조변화이후 음(-)의 관계가 강화되었음을 알 수 있다. 금리와 환율의 음(-)의 관계 강화는 우리나라 금융시장의 실질적 개방이나 발전과 관련된다. 금융시장 개방이후 자본이동이 급격히 증가하면서 자본의 흐름 측면에서 관찰하면 금리와 환율은 부(-)의 관계를 나타낼 수 있다. 즉 한국의 경기회복 전망은 금리를 상승시키고 이는 자본의 유입을 통하여 환율을 하락시킨다.

3. 기간별 공적분 검증과 Hsiao의 인과관계분석

GH공적분분석에서 나타난 것처럼 금융변수들간의 상호관계는 금융시장의 발전과 개방으로 구조변화를 겪어왔다. 특히 주가와 금리의 관계에서는 부호변화까지 발생하였다. 따라서 본 절에서는 구조변화시점을 기준으로 기간을 구분하여 공적분분석을 시행하고⁸⁾ Hsiao 버전의 그랜저인과관계를 분석한다. 먼저, 여기서는 구조변화를 고려하지 않으므로 종속변수의 선택에 따라 검증결과가 다르게 나타나는 단점을 극복하기 위하여 Johansen 검증법을 이용하여 공적분 분석을 시행한다. Johansen 검증법은 벡터자 회귀귀모형(VAR)을 토대로 공적분관계를 추정하므로 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며, 공적분 벡터를 추정하는 여러 가지 방법들을 검토한 결과 최우추정법에 의한 Johansen의 방법이 가장 우수하다는 이론 및 실증적 결과가 있다(Gonzalo(1994)).

8) 기간 구분하여 공적분 test를 할 때는 기간별로 각 변수들의 단위근 검증을 다시 시행하여야 한다. 단위근 검증결과가 거의 모든 기간에 대하여 모든 변수들이 I(1)진행을 따르는 것으로 나타났다. 단지, 주가와 환율의 관계분석에서 구조변화시점을 1997년 6월로 할 경우 구조변화 전의 환율이 PP test에서는 I(1) 진행을 따르나 ADF test에서는 10% 유의수준에서 I(0) 진행을 따르는 것으로 나타났으며 구조변화 이후의 환율이 ADF test에서는 I(1) 진행을 따르나 PP test에서 10% 유의수준에서 I(0) 진행을 따르는 것으로 나타났다. 따라서 5% 유의수준을 고려한다면 모든 기간, 모든 변수에서 I(1) 진행을 따른다고 결론 내려도 무방할 것이다.

Granger(1988)에 따르면 공적분된 변수들은 ECM(error-correction modeling) 표현을 가져야만 한다. 오차수정항이 제외되는 단순 그랜저인과관계 분석에서는 Granger(1988)과 Miller and Russek(1990)가 지적한 것처럼 공적분관계가 존재하는 두 변수 간에도 인과관계가 존재하지 않는다는 잘못된 결론을 유도할 수 있다. ECM은 단순 그랜저인과관계와 달리 x_{t-1} 로부터 y_t 로 유도된 인과관계뿐만 아니라 x_t 로부터 y_t 로 유도된 인과관계도 탐지할 수 있으므로 장기 및 단기 모두의 인과관계를 분석할 수 있다.

인과관계(Causality)의 결과는 시차의 선택에 결정적으로 영향 받을 수 있다. 그럼에도 불구하고 일반적으로 시차의 선택이 임의적이며 이러한 임의적 시차선택은 Lee(1997)가 주장한 것처럼 오류된 모형을 유도할 수 있다. 너무 긴 시차의 선택은 자유도의 손실과 효율성(efficiency)의 저하를 가져올 수 있는 반면 너무 짧은 시차의 선택은 추정오류를 유발할 수 있다. 따라서 본 연구는 Hsiao(1981)의 방법을 사용하였다.⁹⁾ Thornton and Battarn(1985)는 시차선택의 방법들 중 Hsiao의 방법이 가장 우수하다는 것을 보여 주었다. Hsiao의 방법은 적당한 시차선택과 인과관계의 방향 선택을 위한 2단계 방법을 사용하며 Akaike(1969)의 최종예견오류(Final Prediction Error) 범주를 이용한다.

주가와 금리의 관계분석 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 먼저 패널(a)의 공적분분석 결과를 보면 구조변화 이전에는 주가와 금리가 부(-)의 장기균형관계에 있었으나 구조변화 이후에는 정(+)의 장기균형관계에 있다는 것을 알 수 있다. 패널(b)의 Hsiao 버전 그랜저인과관계를 살펴보면 외환위기 전후 모두 금리는 주가에 뚜렷한 영향을 주는 반면 주가가 금리에 주는 영향은 한계적(marginally)이다.

구조변화이전의 경우, 최종예견오류가 $0.0049596 > 0.0045884$ 이므로 금리는 주가에 영향을 준다. 한편 0.0038103 은 0.0037653 보다 매우 약간 크므로 주가는 금리에 한계적으로 영향을 준다고 결론 내릴 수 있다. 패널(c)의 결과는 공적분 결과와 Hsiao의 인과관계 결과를 더욱 굳건히 해준다. 주가방정식의 경우 오차수정항이 통계적으로 유의하므로 장기균형으로부터 이탈에 대하여 주가가 조정하며 금리의 시차항이 통계적으로 유의하므로 단기에 금리가 주가에 영향을 준다. 따라서 장기와 단기 모두에서 주가는 금리에 부(-)의 반응을 한다. 한편 금리방정식의 경우 오차수정항이 통계적으로 유의하므로 장기균형으로부터 이탈에 대하여 금리가 반응하나 주가의 시차항은 통계적으로 유의하지 못하므로 단기에 금리가 주가에 반응하지는 않는다. 따라서 금리의 주가에

9) 그랜저 인과관계 분석에 대한 Hsiao의 방법의 자세한 설명은 Hsiao(1981)과 Cheng(1996)을 참고하시오.

대한 부(-)의 반응은 제한적이다.

구조변화이후의 경우, 최종예견오류가 $0.0056258 > 0.0052581$ 이므로 금리는 주가에 영향을 준다. 그러나 0.2208200 은 0.0021853 보다 매우 약간 크므로 주가는 금리에 한계적으로 영향을 준다고 결론 내릴 수 있다. 패널(c)의 결과는 공적분 결과와 Hsiao의 인과관계 결과를 보완해준다. 주가방정식의 경우 오차수정항이 통계적으로 매우 유의하므로 장기균형으로부터 이탈에 대하여 주가가 빠르게 조정하며 금리의 시차항이 통계적으로 매우 유의하므로 단기에 금리가 주가에 강력한 영향을 준다. 따라서 장기와 단기 모두에서 주가는 금리에 정(+)의 반응을 한다. 그러나 금리방정식의 경우 오차수정항과 주가의 시차항이 모두 통계적으로 유의하지 못하므로 장기나 단기 모두에서 금리는 주가에 반응하지는 않는다.

주가와 금리의 장단기 균형관계의 분석결과를 종합해 보면 첫째, 구조변화로 인하여 주가와 금리의 상호관계가 부(-)에서 정(+)으로 변화하였다. 둘째, 구조변화이후 금리가 주가에 미치는 영향력이 강화되었다. 셋째, 구조변화전후 모두에서 주가가 금리에 미치는 영향은 제한적이다.

주가와 금리의 관계변화에 대한 실증적 분석결과를 이론적으로 해석하면 다음과 같다. 전통적 견해에 따라 주식을 소유함으로써 얻을 수 있는 미래수익을 현재의 이자율로 할인한 값이 주가라고 한다면, 주가와 금리는 부(-)의 상관관계를 가지게 된다. 즉, 금리가 상승하면 기업의 기대되는 미래수익의 현재 가치가 감소하여 주가는 하락하게 될 것이다. 그러나, 투자자의 입장에서 주식과 채권을 대체관계로 본다면 정(+)의 관계가 성립된다. 즉 주가가 하락하면 안전자산 선호현상으로 채권이 대체투자대상으로 각광을 받게 되며 이는 채권가격의 상승으로 이어진다. 채권가격이 오른다는 것은 금리가 떨어진다는 것을 의미한다. 포트폴리오 선택에서 주식과 채권을 대체자산으로 보고, 자본(유동성)의 이동이라는 관점에 집중한다면 주가와 금리는 정(+)의 관계를 가지게 된다. 또한 경기순환 측면에서 살펴보면 미래의 경기회복 전망이 주가와 금리를 모두 상승시키고 경기비관이 주가와 금리를 모두 하락시킨다. 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 유발한다. 따라서 주가와 금리의 관계는 경제 및 금융시장의 구조와 상황변화에 따라 다르게 나타날 수 있다. 주식과 채권이 대체자산으로서의 역할을 충실히 하게 되고 투자자의 자금이동이 두 자산 간에 활발히 움직이게 될수록 두 변수간의 정의 관계는 보다 부각될 것이다.

구조변화 이전에는 주가와 금리가 부(-)의 장단기관계를 나타내다가 구조변화 이후에는 정(+)의 장단기관계를 나타내게 되었는데 이에 대한 필자의 해석은 다음과 같다. 구조변화 이후 국내주식시장이 해외에 개방되고 기업들의 재무상태가 보다 투명해지면서 주식투자의 대중화가 한 단계 발전하게 되었다. 일반인의 참여도 다양한 형태로 증가되었다. 일부는 직접투자(개인투자자)로 일부는 간접투자형태(기관투자자)로 주식투자는 보다 대중화되었다. 따라서 주식과 채권이 대체자산으로서의 역할을 충실히 하게 되었고 투자자의 자금이동이 두 자산 간에 활발히 움직이게 됨으로서 두 변수간의 정의 관계가 보다 부각되었다.

주가와 환율의 관계분석 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 패널(a)의 공적분분석 결과를 보면 구조변화 이전에는 주가와 환율이 정(+)의 장기균형관계에 있었으나 통계적으로 유의하다고 보기는 어렵다. λ_{max} 는 통계적으로 유의하지 않으며 λ_{trace} 는 10% 수준에서 유의하다. 구조변화 이후에는 주가와 환율이 부(-)의 장기균형관계에 있다는 것을 알 수 있다.

구조변화이전의 경우, Hsiao 인과관계의 최종예견오류가 0.0030236이 0.0029143보다 약간 크므로 환율은 주가에 한계적 영향을 준다. 한편 0.0000355는 0.0000358보다 작으므로 주가는 환율에 영향을 준다고 결론 내릴 수 없다. 패널(c)의 결과는 공적분 결과와 Hsiao의 인과관계 결과를 애매하게 만든다. 특히, 주가방정식의 경우 오차수정항이 음(-)의 계수에서 통계적으로 유의하므로 장기균형으로부터 이탈에 대하여 주가가 조정하며 주가와 환율은 장기적으로 정(+)의 관계에 있으나 환율의 시차항이 음(-)의 계수값으로 통계적 유의성을 가지므로 단기에는 환율이 주가에 부(-)의 영향을 준다. 따라서 구조변화이전의 경우는 주가와 환율의 관계가 장기와 단기의 관계에서 상반된 결과를 가져오며 명백한 결론을 내리기 어렵다. 단지, 공적분 관계의 존재여부가 분명하지 않으므로 단기의 부(-)의 영향력이 더욱 의미가 있을 것이다. 한편 환율방정식의 경우 오차수정항이나 주가의 시차항이 모두 통계적으로 유의하지 않으므로 장기나 단기 모두에서 주가는 환율에 영향을 미치지 않는다.

구조변화이후의 경우, 주가와 환율의 부(-)의 장기 균형관계가 분명히 존재하며 패널(b)의 최종예견오류에서 0.0091785가 0.0077863보다 월등히 크므로 환율은 주가에 영향을 준다. 그러나 0.0023108은 0.0023018보다 매우 약간 크므로 주가는 환율에 한계적으로 영향을 준다고 결론 내릴 수 있다. 패널(c)의 결과는 공적분 결과와 Hsiao의 인과관계 결과를 보완해준다. 주가방정식의 경우 오차수정항이 통계적으로 음(-)의 유의적관

계를 보여 장기균형으로부터 이탈에 대하여 주가가 조정하며 환율의 시차항이 통계적으로 매우 유의하므로 단기에 환율이 주가에 강력한 영향을 준다. 따라서 장기와 단기 모두에서 주가는 환율에 부(-)의 반응을 한다. 그러나 환율방정식의 경우 오차수정항만 통계적으로 유의하여 환율이 주가에 장기적으로만 반응한다.

주가와 환율의 장단기 균형관계의 분석결과를 종합해 보면 첫째, 구조변화이전에는 주가와 환율의 상호관계가 분명하지 않았으나 구조변화 이후 명백한 부(-)의 장단기 관계를 보여준다. 둘째, 구조변화이전 이후 모두에서 주가가 환율에 미치는 영보다는 환율이 주가에 미치는 영향이 크다.

주가와 환율의 관계변화에 대한 실증적 분석결과를 이론적으로 해석하면 다음과 같다. 한국은 대외 수출의존도가 매우 높기 때문에 주가와 환율이 정(+)의 관계를 가질 수 있다. 즉 환율인상 시(통화의 평가절하시) 수출비중이 높은 기업의 수출경쟁력이 강화되어 기업의 매출이 증가하고 이에 따른 경영호전으로 주가가 상승할 수 있다. 원/달러 환율의 변동은 환율 변동 위험에 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. 그러나 환율의 변동과 주가간의 관계에 있어서 원/달러 환율이 하락하는 국면에서 주가 상승세가 나타나고 환율이 상승하는 국면에서는 주가 하락이 나타나 양자간에는 부(-)의 관계를 보일 수 있다. 흔히 'J-curve' 효과에 의한 시차가 존재하고, 원화 평가절상 즉, 환율하락시기에는 경상수지의 적자가 확대됨에도 불구하고 국내경기의 호황과 시중 유동성의 풍부로 종합수지의 흑자가 발생하여 주식 매입이 증대할 수 있기 때문이다. 또한 자본시장의 해외 개방이 진전될수록 주가상승에 따른 해외 주식자금의 유입은 환율의 하락과 동반될 수 있다.

구조변화는 외환위기를 시점으로 발생하였으며 구조변화로 주식시장은 외국인에게 본격적으로 개방되었다. 외국인의 국내주식 보유비중(시가총액 기준)의 경우 1992년도에 4.9%에 불과하던 것이 1997년말에는 14.6%, 2001년말에는 36.6%, 마침내 2003년말에는 42%까지 기하급수적으로 증가하게 되었다. 한편 외환시장은 외환거래의 자유화가 급진전되었으며 1997년11월, 일일변동폭이 10%까지 확대되었다가 1997년 12월에는 변동폭의 제한이 완전히 폐지되어 시장의 역할이 대폭 확대 되었다. 따라서 구조변화 이후 외국인 투자자들에 의한 주가와 환율의 연계가 크게 강화되었다. 즉 주가의 상승이 외국자본의 유입에 의해 주도되면서 환율의 하락을 유발하는 결과를 나타냈다.

<표 3> 주가와 금리의 관계분석

A. 구조변화(1999.10) 이전

(a) Johansen 공적분분석결과 :

	λ_{trace}	λ_{max}
r=0 :	22.16***	29.52***
r=1 :	7.36	7.36

장기균형식 = 1*KOSPI+6.421*CB-23.715

(b) Hsiao 인과관계 :

통제변수	조작변수	FPE	인과관계
KOSPI(m=1)		0.0049596	
KOSPI(m=1)	CB(n=6)	0.0045884	금리 => 주가
CB(m=3)		0.0038103	
CB(m=3)	KOSPI(n=2)	0.0037653	주가 => 금리

(c) ECM과 F-test :

$$(1-L)KOSPI_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^1 \alpha_m(1-L)KOSPI_{t-m} + \sum_{n=1}^6 \alpha_n(1-L)CB_{t-n}$$

$$\quad -0.068^*(0.09) \quad 0.374^{***}(0.00) \quad -0.116^{***}(0.01)$$

$$(1-L)CB_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^3 \alpha_m(1-L)CB_{t-m} + \sum_{n=1}^2 \alpha_n(1-L)KOSPI_{t-n}$$

$$\quad -0.086^{**}(0.03) \quad 0.432^{***}(0.00) \quad -0.035(0.16)$$

B. 구조변화(1999.10) 이후

(a) Johansen 공적분관계식 :

	λ_{trace}	λ_{max}
r=0 :	13.98*	19.05**
r=1 :	5.07	5.07

장기균형식 = 1*KOSPI-0.136*CB-6.352

(b) Hsiao 인과관계 :

통제변수	조작변수	FPE	인과관계
KOSPI(m=3)		0.0056258	
KOSPI(m=3)	CB(n=1)	0.0052581	금리 => 주가
CB(m=2)		0.0022082	
CB(m=2)	KOSPI(n=2)	0.0021853	주가 => 금리

(c) ECM과 F-test :

$$(1-L)KOSPI_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^3 \alpha_m(1-L)KOSPI_{t-m} + \sum_{n=1}^1 \alpha_n(1-L)CB_{t-n}$$

$$\quad -0.172^{***}(0.01) \quad 0.428^{**}(0.04) \quad 0.554^{***}(0.01)$$

$$(1-L)CB_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^2 \alpha_m(1-L)CB_{t-m} + \sum_{n=1}^2 \alpha_n(1-L)KOSPI_{t-n}$$

$$\quad 0.022(0.57) \quad -0.288^{***}(0.01) \quad 0.146(0.19)$$

주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 2. 패널 (b)의 ()의 숫자는 최적시차를 나타냄.
 3. 패널 (c)의 계수는 joint 계수의 합이며 ()은 joint significance에 대한 P-value를 나타냄.

<표 4> 주가와 환율의 관계분석

A. 구조변화(1997.6) 이전

(a) Johansen 공적분분석결과 :

	λ_{trace}	λ_{max}	
r=0 :	15.54*	16.63	
r=1 :	1.09	1.09	

장기균형식 = 1*KOSPI-2.293*ER+8.399

(b) Hsiao 인과관계 :

통계변수	조작변수	FPE	인과관계
KOSPI(m=1)		0.0000302	
KOSPI(m=1)	ER(n=2)	0.0000291	환율 => 주가
ER(m=2)		0.0000355	
ER(m=2)	KOSPI(n=1)	0.0000358	주가 ≠> 환율

(c) ECM과 F-test : :

$$(1-L)KOSPI_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^1 \alpha_m (1-L)KOSPI_{t-m} + \sum_{n=1}^2 \alpha_n (1-L)ER_{t-n}$$

-0.023*** (0.00) 0.149* (0.06) -2.240*** (0.01)

$$(1-L)ER_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^2 \alpha_m (1-L)ER_{t-m} + \sum_{n=1}^1 \alpha_n (1-L)KOSPI_{t-n}$$

0.001 (0.31) 0.705*** (0.00) -0.006 (0.53)

B. 구조변화(1997.6) 이후

(a) Johansen 공적분분석결과 :

	λ_{trace}	λ_{max}
r=0 :	18.05**	22.64**
r=1 :	4.59	4.59

장기균형식 = 1*KOSPI+4.782*ER-40.472

(b) Hsiao 인과관계 :

통계변수	조작변수	FPE	인과관계
KOSPI(m=1)		0.0091785	
KOSPI(m=1)	ER(n=5)	0.0077863	환율 => 주가
ER(m=2)		0.0023108	
ER(m=2)	KOSPI(n=1)	0.0023018	주가 => 환율

(c) ECM과 F-test : :

$$(1-L)KOSPI_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^1 \alpha_m (1-L)KOSPI_{t-m} + \sum_{n=1}^5 \alpha_n (1-L)ER_{t-n}$$

-0.060* (0.07) 0.416*** (0.00) -0.330*** (0.01)

$$(1-L)ER_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^2 \alpha_m (1-L)ER_{t-m} + \sum_{n=1}^1 \alpha_n (1-L)KOSPI_{t-n}$$

-0.053*** (0.00) 0.403*** (0.00) -0.036 (0.53)

주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 2. 패널 (b)의 ()의 숫자는 최적시차를 나타냄.
 3. 패널 (c)의 계수는 joint 계수의 합이며 ()은 joint significance에 대한 P-value를 나타냄.

<표 5> 금리와 환율의 관계분석

A. 구조변화(1999.10) 이전

(a) Johansen 공적분분석결과 :

	λ_{trace}	λ_{max}	
r=0 :	13.58	14.49	
r=1 :	0.91	0.91	
장기균형식 = 해당없음			

(b) Hsiao 인과관계 :

통제변수	조작변수	FPE	인과관계
CB(m=1)		0.0038188	
CB(m=1)	ER(n=3)	0.0037033	환율 => 금리
ER(m=2)		0.0008567	
ER(m=2)	CB(n=1)	0.0008619	금리 >= 환율

(c) ECM과 F-test :

$$(1-L)CB_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^1 \alpha_m(1-L)CB_{t-m} + \sum_{n=1}^3 \alpha_n(1-L)ER_{t-n}$$

$$0.334^{***}(0.00) \quad -0.221^{**}(0.05)$$

$$(1-L)ER_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^2 \alpha_m(1-L)ER_{t-m} + \sum_{n=1}^1 \alpha_n(1-L)CB_{t-n}$$

$$0.367^{***}(0.00) \quad -0.051(0.34)$$

B. 구조변화(1999.10) 이후

(a) Johansen 공적분관계식 :

	λ_{trace}	λ_{max}
r=0 :	4.37	7.26
r=1 :	2.89	2.89
장기균형식 = 해당없음		

(b) Hsiao 인과관계 :

통제변수	조작변수	FPE	인과관계
CB(m=2)		0.0018825	
CB(m=2)	ER(n=1)	0.0017753	환율 => 금리
ER(m=1)		0.0003634	
ER(m=1)	CB(n=2)	0.0003389	금리 => 환율

(c) ECM과 F-test :

$$(1-L)CB_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^2 \alpha_m(1-L)CB_{t-m} + \sum_{n=1}^1 \alpha_n(1-L)ER_{t-n}$$

$$-0.147^{***}(0.00) \quad -0.677^{**}(0.03)$$

$$(1-L)ER_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^1 \alpha_m(1-L)ER_{t-m} + \sum_{n=1}^2 \alpha_n(1-L)CB_{t-n}$$

$$0.269^{**}(0.05) \quad -0.196^{**}(0.03)$$

주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 2. 패널 (b)의 ()의 숫자는 최적시차를 나타냄.
 3. 패널 (c)의 계수는 joint 계수의 합이며 ()은 joint significance에 대한 P-value를 나타냄.

금리와 환율의 관계분석 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 패널(a)의 공적분분석 결과를 보면 구조변화 이전이나 이후 모두에서 금리와 환율의 장기균형관계는 통계적으로 유의적이지 못하다. 그러나 단기의 인과관계는 구조변화이전보다 구조변화 이후에 크게 강화되었다.

구조변화이전의 경우, Hsiao 인과관계의 최종예견오류에서 0.0038188이 0.0037033보다 크며 패널(c)의 금리방정식에서 환율의 시차항이 통계적으로 유의하므로 환율은 금리에 부(-)의 영향을 준다. 한편 0.0008567은 0.00086198보다 작고 환율방정식에서 금리 시차항이 통계적으로 유의하지 않으므로 금리는 환율에 영향을 준다고 결론 내릴 수 없다.

구조변화이후의 경우, 0.0018825가 0.0017753보다 크며 패널(c)의 금리방정식에서 환율의 시차항이 통계적으로 유의하므로 환율은 금리에 부(-)의 영향을 준다. 한편 0.0003634는 0.0003389보다 크고 환율방정식에서 금리시차항이 통계적으로 유의하므로 금리 또한 환율에 영향을 준다고 결론 내릴 수 있다.

금리와 환율의 장단기 균형관계의 분석결과를 종합해 보면 첫째, 구조변화이전 이후 모두에서 금리와 환율의 장기균형관계는 분명하지 않다. 둘째, 그러나 단기 인과관계에서는 구조변화이전보다 구조변화 이후에 부(-) 관계가 강화되었다.

금리와 환율의 관계변화에 대한 실증적 분석결과를 이론적으로 해석하면 다음과 같다. 금리와 환율의 관계를 나타내는 대표적 이론으로는 금리평가설(Interest Parity Hypothesis)이 있다. 금리재정거래에 의하면 국내외 금리 차, 실제금리와 예상환율 등의 차이를 고려하여 단기금융시장과 외환시장에서 거래를 한다. 금리재정거래는 콜금리와 환율을 이용한 거래로서 장기금리와 환율의 관계를 설명하기에는 적당하다고 보기 어렵다. 장기금리와 환율의 관계를 볼 때는 위에서 살펴본 금리와 주가, 그리고 환율과 주가의 관계로부터 복합적으로 나타날 수 있다. 즉 금리와 주가가 정의 관계를 나타내고 환율과 주가가 부의 관계를 나타낸다면 금리와 환율은 부의 관계를 나타낼 수 있다. 한편 외환위기 이후 자본이동이 급격히 증가하면서 자본의 흐름 측면에서 관찰한다면 금리와 환율은 부의 관계를 나타낼 수 있다. 즉 한국의 경기회복 전망은 금리를 상승시키고 이는 자본의 유입을 통하여 환율을 하락시킬 수 있다. 두 변수간의 상호관계에서 구조변화이후 부(-)의 관계가 강화는 우리나라 금융시장의 실질적 개방이나 발전과 관련된다. 금융시장 개방이후 자본이동이 급격히 증가하면서 자본의 흐름 측면에서 관찰하면 금리와 환율은 부(-)의 관계를 나타낼 수 있다. 즉 한국의 경기회복 전망은 금리를 상승시키고 이는 자본의 유입을 통하여 환율을 하락시킨다.

VI. 결 언

본 연구에서는 금융시장의 발전에 따른 금융변수 간의 동태적 관계변화를 분석하였다. 구조변화를 고려하는 분석기법들을 사용함으로써 1990년대 이후 급격히 변모해온 우리나라의 금융시장에 구조적 변화가 있었다는 것을 확인하였다. 구조변화 시기는 외환위기 발생시점 및 99년도 금융시장의 급격한 발전시점과 관련되는 것으로 나타났다. 구조변화 이전에는 주가와 금리가 부(-)의 관계에 있는 것으로 나타났으나 구조변화 이후에는 주가와 금리가 정(+)의 관계로 바뀌고 있는 것으로 나타났다. 이는 주식과 채권이 대체자산으로서의 역할을 충실히 하게 되면서 두 변수간의 정의 관계가 보다 부각되었기 때문이다. 한편 구조변화 이후에는 주가와 환율은 부(-)의 관계가 강화되었다. 주식시장에서 외국인의 역할이 증대되면서 주가상승에 따른 해외 주식자금의 유입이 환율의 하락과 동반되었기 때문이다. 금리와 환율의 관계에서도 구조변화이후 부(-)의 관계가 강화되었다. 금융시장 개방이후 자본이동이 급격히 증가하면서 한국의 경기 회복 전망은 금리를 상승시키고 이는 자본의 유입을 통하여 환율을 하락시켰다.

금융시장 실무자들이 최근에 사용하는 판단기준과 기존 문헌들의 연구결과는 상이한 점이 많았다. 예를 들어 기존의 문헌들이나 전통적 재무이론은 주가와 금리가 부(-)의 관계에 있는 것으로 제시하고 있으나 금융시장 전문가들은 주가와 금리가 정(+)의 관계에 있는 것으로 판단하는 점, 경상수지 이론은 한국은 대외 수출의존도가 매우 높기 때문에 환율과 기업가치인 주가는 정(+)의 관계에 있다고 보나 금융시장 전문가들은 외국인 주식투자자들의 비중 증가로 주가와 환율이 부(-)의 관계에 있다는 판단하는 점 등이다. 따라서 본 연구의 결과는 금융시장 참가자들의 판단과 기존이론과의 관계를 정립하는데 구조변화에서 그 원인을 찾아준다.

기업의 입장에서 금융시장의 관계를 보다 발전된 분석기법으로 규명한 본 연구의 결과가 유용하게 이용될 수 있을 것이다. 금융시장의 발전으로 변화된 주식, 채권, 외환시장간의 관계를 분명히 파악함으로써 각 금융변수의 예측에 도움을 줄 수 있다. 기업의 대표적 투자 자금조달 방법이 채권이나 주식의 발행이므로 이들의 관계를 분명히 파악하여 이용함으로써 자금조달비용을 감소시킬 수 있을 뿐만 아니라 잉여자본의 효율적 투자에도 활용할 수 있을 것이다. 한편 외환시장과 국내금융시장과의 관계규명은 수출입기업이나 다국적기업의 대외전략에 유용하게 이용될 수 있을 것이다. 정부의 경제정책 수립 시에도 금융시장의 구조변화를 이해하고 있을 때 그 정책효과를 극대화시킬 수 있을 것이다. 자본시장 환경변화를 경시하는 경제정책은 의도하는 효과를 달성

하기 어려울 것이다.

학문적 발전이라는 차원에서도 본 연구는 금융시장의 구조변화에 그 주목을 이끌고 있다는 점에서 의미가 있다. 기존의 국내외 연구에서는 금융시장의 발전이나 개방이 거시경제 변수(주로 성장이나 무역효과)에의 영향력에는 주목하고 있으나 금융시장 자체간의 관계변화에 대한 주목은 드문 것으로 판단된다. 특히 변화의 물결 속에 있는 우리나라의 입장에서는 이러한 연구가 더욱 필요할 것이다. 한국경제의 분석에 있어서 금융시장의 본격적 개방역사가 짧아 그 동안은 금융시장의 구조적 변화를 분석하기에 data 부족의 문제가 있었다. 그러나 이러한 data의 문제는 시간이 흐르면서 극복되어지고 있는 만큼 개방이후의 변화된 금융시장의 연구에 박차를 가할 수 있는 시기인 것으로 판단된다. 본 연구의 결과는 추후 한국 금융시장 분석에 있어서 구조변화를 인식하는 새로운 주제들을 도출시킬 것으로 기대한다.

향후 본 연구는 엔/\$환율이나 다우존스지수, 니케이지수 등의 세계적 변수나 NDF환율이나 외국인 증권투자자금 등을 고려하는 분석으로 확장시킬 수 있으며, 국제간의 비교를 통한 금융시장의 발전과 금융변수의 상호관계 분석으로 발전시킬 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 구본일, 엄영호, 최완수, “채권시장과 주식시장의 동적 상관성과 가격결정에 관한 연구”, 재무연구, 제12권 제2호, (1999), 257-280.
- 김용선, 차진섭, “주가와 거시경제변수간의 관계분석”, 한국은행 조사연구자료, (1999), 99-12.
- 박재환, “금리변수가 주식수익률에 미치는 영향”, 증권학회지, 제26집, (2000), 199-236.
- 이대호, 김응래, “환율과 주가간의 인과관계 분석”, 무역학회지, 제25권 제1호, (2000), 151-168.
- 이재득 “환율변동에 따른 주가변동 분석,” 무역학회지, 제27권 제1호, (2002), 171-195.
- 정성창, “우리나라 증권시장과 거시경제변수 -VECM을 중심으로-”, 재무관리연구, 제17권 제1호, (2000), 137-159.
- 주상영, “금융발전의 결정요인 : 경제여건과 제도의 중요성 검토”, 국제경제연구, 제9권 제2호, (2003), 149-180.
- 지호준, 김상환, “외환·주식·채권시장의 상호 관련성 : 한국·일본의 비교”, 재무관리연구, 제18권 제2호, (2001), 169-191.
- 지호준, 김영일, “환율과 주가의 관계 : 국제적 실증비교”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 261-281.
- Akaike, H., “Fitting Autoregressive Models for Prediction,” *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21, (1969), 243-247.
- Arteta, Carlos, Barry Eichengreen and Charles Wyplosz, “When does Capital Account Liberalization Help More Than It Hurts?,” *NBER Working Paper*, 8414, (2001).
- Bahmani-Oskooee, M. and Ahmad Soharbian, “Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar,” *Applied Economics*, 24, (1992), 459-464.
- Barsy, R., “Why don't the Prices of Stocks and Bonds move together?,” *American Economy Review*, 79, (1989), 1132-1145.
- Beck, Thorsten, Asli Demirguc-Kunt and Ross Levine, “A New Database on Financial Development and Structure,” *Policy Research Paper*, 2146, World Bank, (1999).
- Cheng B. S., “On the Relationship between Money and Inflation in the United States : Additional Evidence,” *Applied Economics Letters*, 3, (1996), 549-552.

- Cheng B. S., "Beyond the Purchasing Power Parity : Testing for Cointegration and Causality between Exchange rates, Prices, and Interest rates," *Journal of International Money and Finance*, 18, (1999), 911-924.
- Clinton, K., "Transaction Costs and Covered Interest Arbitrage : Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 96, (1988), 358-370.
- Edwards, Sebastian, "Capital Flows and Economic Performance : Are Emerging Economies Different?," *NBER Working Paper*, 8076, (2001).
- Eichengreen, Barry, "Capital Account Liberalization : What Do Cross-Country Studies Tell Us?," *World Bank Economic Review*, (2000).
- Fama, E. and French, "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 25, (1989), 23-49.
- Fase, M. M. G. and R. C. N. Abma, "Financial Environment and Economic Growth in Selected Asian Countries," *Journal of Asian Economics*, 14, (2003), 11-21.
- Flannery, M., A. Hameed and Harjes, "Asset Pricing, Time-varying Risk Premia and Interest Rate Risk," *Journal of Banking and Finance*, 21, (1997), 315-335.
- Gonzalo, Jesus, "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics*, 60, (1994), 203-233.
- Granger, Clive W. J., "Some Recent Developments in a Concept of Causality," *Journal of Econometrics*, 39, (1988), 199-211.
- Granger, Clive W. J., Bwo-Nung Huang, and Chin-Wei Yang, "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rate : Evidence from Recent Asian Flu," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, (2000), 337-354.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen, "Residual Based Tests for Cointegration in Modles with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, 70, (1996a), 99-126.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen, "Practitioners Coner : Tests for Cointegration in Models with Regime and Trends Shifts," *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, 53, (1996b), 555-560.
- Harvey, D.I., S.J. Leybourne and P. Newbold, "Innovational Outlier Unit Root Tests with an Endogenously Determined Break in Level," *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, 63, (2001), 559-575.
- Hsiao, C., "Autoregressive Modeling and Money Income Causality Detection," *Journal*

of Monetary Economics, 7, (1981), 85-106.

Khil, Jaek, and Bong-Soo Lee, "Are Common Stocks a Good Hedge against Inflation? Evidence from the Pacific-rim Countries," *Pacific-Basin Finance Journal*, 8, (2000), 457-482.

Kraay, Aart, "In Search of the Macroeconomic Effects of Capital Account Liberalization," World Bank, (1998).

La Porta, Rafael, Florencio Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer, and Robert Vishny, "Legal Determinants of External Finance," *Journal of Finance*, 52, (1997), 1131-1150.

La Porta, Rafael, Florencio Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer, and Robert Vishny, "Law and Finance," *Journal of Political Economy*, 106, (1998), 1113-1155.

Lee, J., "Money, Income and Dynamic Lag Pattern," *Southern Economic Journal*, 64, (1997), 97-103.

Mckinnon, Ronald I., "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard," *American Economic Review*, 72, (1982), 320-333.

Miller, S. and F. S. Russek, "Cointegration, Error-correction Models : The Temporary causality between governments taxes and spending," *Southern Economic Journal*, 57, (1990), 221-229.

Rodrik, Dani, "Who Needs Capital-Account Convertibility?," in Peter Kenen(ed), *Should the IMF Pursue Capital Account Convertibility? Essays in International Finance* no. 207, Princeton : Princeton University Press, (1998).

Shiller, R. J. and A. E. Beltratti, "Stock Prices and Bond yields : Can the Comovements be Explained in terms of Present Value Models?," *Journal of Monetary Economics*, 30, (1992), 25-46

Thornton, D. L. and D. S. Batten, "Lag-length Selection and Tests of Granger Causality between Money and Income," *Money, Credit and Banking*, 17, (1985), 164-178.

Zivot, E. and D. W. K. Andrews, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, (1992), 251-280.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 21, Number 2, Dec. 2004

Relationship Changes of Financial Markets with Financial Development

Byoung-Ky Chang*

〈abstract〉

This study is to explore whether the relationship among financial markets changed according to financial development. For this study, data analysis was conducted through analytic methods incorporated structural breaks such as Zivot and Andrews'(1992) unit root test, Gregory and Hansen's(1996a,b) cointegration test, etc. In study results, it was found that dynamic relationship between stock price and interest rate was changed from negative to positive after the structural break(Oct. 1999). It may be resulted from the fact that asset substitutability between stock and bond was increased since stock investment became popularized. The negative relationship between stock price and exchange rate was reinforced after the structural break(the foreign currency crisis). Also, the negative relationship between interest rate and exchange rate was strengthened after the structural break(Oct. 1999).

Keywords : Structural Break, Financial Development, Hsiao'S Causality Test, Stock Price, Interest Rate

* Division of Economics & International Commerce, Silla University