

## 資本市場開放이 換率·株價·金利간의 相互關聯性에 미치는 영향\*

### The Effects of Liberalization of Korean Capital Markets on the Interrelationship of Foreign Exchange Rates, Stock Prices, and Interest Rates

朴 尚 用\*\*

延 康 欽\*\*\*

최 초 논문접수일 : 93. 11

수정본 접수 일 : 94. 1

논문 게재확정일 : 94. 2

#### 초 록

본 논문은 資本市場開放前後의 外換·證券·金融市場에서의 價格메카니즘간의 상호 관계를 벡타자기상관(VAR)모형을 사용하여 동태적으로 분석한다. 市場平均換率이 적용되던 자본시장 개방이전의 1990. 3. 2~1991. 12. 26 기간과 자본시장개방이후인 1992. 1. 3~1993. 3. 31 기간 중의 對美달러 환율의 終價收益率, 한국종합주가지수의 終價收益率, 그리고 1일물 콜금리의 日別資料를 대상으로 분석하였다.

환율의 변동추이를 단순분석한 결과 자본시장개방초기에 환율의 변동이 심화됐다는 증거는 찾지 못했다. 각 변수간의 因果關係分析에 의하면, 자본시장개방이전에는 외환시장과 주식시장간의 價格메카니즘에 상호관련성이 없었으나 자본시장개방 이후 두 시장간의 상호관련성이 증대한 것으로 나타나 두 시장간에는 정보의 유기적인 관계가 강화되는 한편 한 시장의 불안이 다른 시장의 불안으로 연결될 수 있어 향후 가격변동의 위험을 증폭할 가능성이 커졌다. 반면에 금융시장과 외환·증권 시장간에는 자본시장개방이후에도 가격형성의 상호작용이 미약하여 금융시장이 아직은 다른 시장에 비해 규제되어 있다는 추측을 할 수 있었다. 分散分解와 衝擊反應函數의 분석에 의해서도 이러한 현상들을 확인할 수 있었으나 외환시장과 주식시장간의 相互還流(feedback)관계는 2주정도 경과하면 그 영향력이 상실되는 것으로 나타났다.

이상의 결과가 기업에 시사하는 바로는, 외국인에 대한 국내주식에의 투자허용이 換率 및 株價形成에 필요한 정보의 흐름에 효율성을 제고시킨 반면에 한 시장에서의 충격이 다른 시장에도 과급되어 향후 불안을 증폭시킬 가능성이 증대하기에 각종 재무위험(financial risk)을 관리하는 체계를 구축하고 강화할 것이 요구된다는 것이다.

\* 본 논문은 1992년도 산학협동재단의 학술연구비 지원에 의하여 연구된 것임.

\*\* 연세대학교 상경대학 경영학과

\*\*\* 연세대학교 상경대학 경영학과

## I. 序 論

우리나라의 外換·證券·資本市場에서는 그동안 개방화와 이와 관련된 價格形成의 자율화가 지속적으로 이루어져 왔다. 외환시장에서는 1990년 3월 1일부터 그동안 실시되어 오던 複數通貨 「바스켓」 페그制度를 市場平均換率制度로 대체하여 환율이 기본적으로 市場需給을 반영하게 되었고, 그 후 환율의 일일변동폭도 점차 확대되어 궁극적으로는 適正換率에 의해 국제수지가 자율적으로 조정되는 자유변동환율제도로 이전하게 될 예정이다. 금융시장에서도 1991년 11월 21일부터 일부 금리가 자유화되고, 금융실명제에 이어 1993년 11월 1일에는 2단계 금리자유화 조치가 이루어져 부분적으로는 금리가 자금시장의 需給에 따라 결정되게 되었다. 한편 1988년 12월의 「資本市場 國際化 中期計劃」에 따라 증권산업이 개방되고 1992년 1월 3일부터는 자본시장이 개방되어 그동안 코리아펀드(KF), 코리아유로펀드(KEF) 등 외국 투자전용회사의 설립, 국내기업의 해외전환사채 및 신주인수권의 발행 등 간접적인 형태로만 참여할 수 있었던 外國人 投資家가 국내주식시장에 제한적이긴 하지만 직접 참여할 수 있는 길이 열렸다.<sup>1)</sup>

이러한 금융환경의 급격한 변화는 환율이나 주가 그리고 금리의 행태에 영향을 주게 된다. 특히 외국인에 의한 국내 자본시장에의 참여는 증권·금융시장의 수급뿐만 아니라 외환시장의 수급에도 영향을 미치게 되어 그동안 독자적으로 가격이 형성되던 외환·증권·금융시장의 연계가 이루어지고 금융관련상품의 가격인 환율·주가·금리간의 상호관련성도 더욱 심화되리라 본다. 한편, 國內市場과 外國市場간에 정보의 이동도 신속히 이루어져 환율·주가·금리의 변동폭은 한층 커지고 이들에 대한 예측은 더욱 어려워질 것으로 예상된다. 이는 기업의 입장에서 보면 금융자산의 가격변동에 의한 위험을 관리하는 체계를 보다 강화해야 함을 의미한다. 특히 환율의 급격한 변동은 환위험의 노출이 심한 기업의 경쟁력을 약화시킬 우려가 있어 환위험 관리전략의 중요성이 증대할 것이므로 이러한 새로운 금융환경에 대처하기 위해서는 다양한 新金融商品을 이용한 換危險헤지 技法의 개발과 이에 대한 경영진의 이해가 우선되어야 하겠다.

1) 현재 종목당 상장기업 총발행주식의 10%, 그리고 외국인 1인당 상장기업 총발행 주식의 3%로 설정된 투자한도도 곧 확대되리라 본다.

따라서 본 연구에서는 자본시장의 개방화로 야기된 자본의 유출입이 환율·주가 및 금리의 변동에 미치는 영향을 분석하고 이에 따른 정책상의 의미와 기업에 시사하는 바를 제시하는 것을 그 목적으로 한다. 이를 위하여는 變動換率制下에서 환율, 주가 및 금리의 상호관련성을 파악하여 외환시장과 증권·금융시장에서 정보가 과급되는 효과를 규명한 후, 환율·주가·금리의 動的인 時系列行態를 연구하고자 한다.

앞으로 국내자본의 해외유출과 외국자본의 국내유입에 대한 규제가 점차로 완화됨에 따라 자본시장의 개방화와 국제화는 더욱 진전되리라고 본다. 자본시장의 凡世界的 統合化는 외국인의 국내자본시장에의 참여와 내국인의 국제자본시장에의 진출로 구분할 수 있다. 前者는 外國人에 의한 국내자본시장에서의 영업활동과 자본조달 및 증권·금융자산에의 투자를 포함하고 後者는 內國人에 의한 해외자본시장에서의 영업활동과 해외자산에의 투자 및 대상국가의 화폐나 제3국의 화폐단위로 자본을 조달하는 것을 포함한다. 자본시장이 폐쇄된 상황하에서는 국가간 金利差나 주식투자수익률의 차이가 환율과 균형을 이루지 않더라도 이를 회복시키는 자본의 流出入이 불가능함으로 市場相互間의 의존관계는 약하다고 하겠다. 그러나, 자본시장이 개방되면 자본의 이동이 용이해져 각국의 증권·금융시장에의 투자수익률과 환율에 대한 예측, 그리고 투자전략이 자본의 유출입규모와 속도에 민감하게 작용하여 외환·증권·금융시장의 需給에 변화를 초래하고 다시 환율과 주가 및 실세금리 등에 영향을 주게 될 것이다.

본 연구에서는 자본의 이동이 자유로운 개방경제하에서 환율, 주가 및 금리의 상호관련성, 그리고 外國人投資者의 투자행태를 이론적으로 검토한 후, 우리나라 자본시장개방전·후의 실증자료를 이용하여 환율변동의 변화를 단순분석하고 외환·증권·금융시장에서의 가격기능의 상호관련성을 Granger 因果方式(causality)과 벡타自己 回歸(VAR)모형을 이용하여 살펴 보기로 한다.

본 연구는 변동환율제하에서의 환율이 통화량, 물가수준 그리고 기타 경제활동변수 등에 관한 정보에 신속히 반응함으로 주가나 금리의 반응과 유사하다는데 착안하여 장기적인 조정과정보다는 단기적인 가격변동과 정보의 흐름에 초점을 맞추었다는 점에서 환율에 관한 다른 연구들과 차이가 있다. 日別資料 또는 週間資料를 사용함으로써 외환·증권·금융시장간의 정보흐름 및 반응속도를 포착할 수 있었을 뿐만 아니라 외국자본의 직접투자대상이 되는 우리나라 주식시장이 개방된 역사가 짧아 표본수가 작다는 문제점을 극복할 수가 있었다.

## II. 자본시장 開放下의 換率·株價·金利의 因果關係

### 2.1 외환시장과 금융시장의 연계

#### 2.1.1 환율과 금리의 相互作用

經常收支의 흐름을 강조하여 환율이 財貨의 流量(flow)에 대한 국제적 수요가 균형을 이루도록 조정되는 國際收支接近方法(balance of payment approach)과는 달리 資產市場接近方法(asset market approach)에서는 자본수지의 잠재적 흐름을 강조하여 국가간에 자본의 完全移動(perfect capital mobility)이 가능하면 환율은 각국의 자산의 저장(stock)에 대한 국제적 수요가 균형을 이루도록 즉시 조정된다. 자산시장이 신속히 균형을 이루어 국제수지의 균형을 회복하는 것은 재화의 유통규모보다 자산자체의 규모가 훨씬 크며 자산시장의 조종속도가 매우 신속하기 때문이다. 한편, 효율적인 시장에서는 경제적 요인을 포함한 모든 환율결정요인에 대한 예상이 현재의 자산가격에 반영되기에 자산시장의 균형하에서 결정된 단기환율은 실물부문에서 결정되는 장기환율의 영향을 받게 된다.

國內·外 資產의 完全代替性(perfect substitutability)을 가정하여 자산의 범위를 통화로 한정하는 貨幣論的 接近方法(monetary approach)에는 연속적인 購買力平價(PPP)의 성립 여부에 따라 伸縮價格模型(flexible-price monetary model)과 硬直價格模型(sticky-price monetary model)으로 크게 나눌 수가 있다. 신축가격모형에서는 연속적 구매력평가와 自國 및 外國 화폐시장의 균형조건으로 부터 환율과 금리는 正의 상관관계를 보인다.<sup>2)</sup> 그러므로, 명목통화량공급의 변화없이 금리가 상승하면 실질화폐수요가 감소하고 지출이 증가하여 물가상승을 야기해 自國通貨의 가치가 하락하게 된다. 반면에, 경직가격모형에서는 先物換率이 장기적 균형환율과 현재의 환율의 가중평균치로 결정됨으로 金利平價(interest rate parity) 조건으로 부터 금리와 환율은 負의 상관관계를 보이게 되어 자국과 외국간의 명목금리차이의

2) 伸縮價格模型은 Frenkel(1976)에 의해 제시된 이론이다. 신축가격모형의 기초가 되는 購買力平價(PPP)에 대한 문헌은 Officier(1976)가 잘 요약하고 있는데 실증분석의 결과는 국가, 기간, 그리고 어떠한 물가지수를 택하는가에 따라 차이가 있다. 신축가격모형에 대한 문헌요약은 Frenkel과 Mussa(1985)를 참조할 것.

증대는 외화자본의 유입을 초래해 환율이 감소하게 된다.<sup>3)</sup> 한편, 실질이자율모형(real interest rate differential model)에서는 경직가격모형에 지속된 인플레이션의 존재를 인정하여 국가간의 실질금리의 차이가 환율과 負의 상관관계를 보여 실질금리가 상승하는 경우 자본유입을 촉진하여 자국통화의 가치가 상승하게 된다.

國內外資産의 불완전대체성을 가정하여 자산의 범위를 확대한 포트폴리오均衡 接近方式(portfolio balance approach)에서는 개인의 자산을 자국 및 외국의 채권으로 확장하여 외환 시장에서의 통화의 수요는 금융자산의 수요로 부터 도출된다<sup>4)</sup> 화폐적 접근방법과 포트폴리오 균형접근방법을 종합한 Frankel(1983)의 모형을 예로 들면, 국내금리가 상승하거나 외국 자산의 純供給이 증대되면 자국통화의 가치가 상승하며, 반대로 해외금리가 상승하거나 국내 자산의 純供給이 증대하면 자국통화의 가치가 하락하게 된다.

금리가 환율의 결정에 중요한 역할을 할 뿐만 아니라 반대로 환율의 변동에 의해 금리가 영향을 받을 수도 있다. 환율의 변동은 예상환율의 변동을 야기하여 금융기관의 金利差益(裁定)去來(interest arbitrage)나 外貨去來를 통해 원화자금의 수급에 영향을 주고, 간접적으로는 해외무역 및 자본거래의 변화를 통해 시중의 자금사정에 영향을 주게 되어 금리변화를 초래한다.

### 2.1.2. 금리변화에 대한 환율의 반응

고도로 조직화된 시장에서 효율적으로 거래되는 주식, 채권, 선물 등의 가격은 예상되었던 정보를 이미 반영하였으므로 예상하지 않은 정보만이 가격에 영향을 주게 된다. 그 결과 이러한 자산가격의 단기변화는 예측불가능하며 確率歩行(random walk)의 형태를 취하게 된다. 외환시장에서 거래되는 통화의 가격인 환율도 이러한 자산들의 가격과 유사한 형태를 보여 시장참여자들이 예상하지 않은 정보를 접하게 되면 특정통화에 대한 예상을 수정하게 되어 환율은 변동하게 된다. 자산시장접근방법은 이러한 단기간의 환율변동 및 환율예측을 설명하는 데는 한계가 있다.

3) 자유로운 자본의 이동이 이루어지면서 實質換率이 심한 변동을 보이는 것을 설명하기 위해 Dornbusch(1976)가 제시한 경직가격모형에서는 단기적으로 명목환율과 실질환율이 모두 구매력평가에 의한 長期均衡으로 부터 이탈하여 과잉반응할 수 있다.

4) 이 모델을 처음 개발한 Tobin(1969)은 미시경제적 접근법으로 특정한 효용을 극대화하는데서 자산의 수요함수를 도출하였다.

Frenkel(1981)은 선물환율이 미래의 현물환율의 不便推定値로 선물환율과 미래의 실제 현물환율의 차이는 예상하지 못한 정보의 출현에 의한 것이라고 보았다. 새로운 정보의 도래를 의미하는 뉴스(News)를 예기치 못한 단기금리의 변화로 파악하여 1973년 6월부터 1979년 7월까지의 자료를 2SLS에 의해 추정한 결과 1970년 높은 인플레이션 상태하에서 예상하지 못한 이자율격차가 예상인플레이션에 관한 뉴우스를 반영하여 환율과 금리는 正의 관계를 보였다.

한편 Edwards(1983)는 환율결정에 대한 確率的 模型에서 뉴우스의 구성요인은 兩國의 통화량, 명목금리, 실질국민소득의 예상하지 못한 변화로 보아 VAR모형을 이용하여 뉴우스를 추정하였다. 그 결과, 예상하지 못한 국내통화의 증가나 국내실질소득의 하락에 관한 뉴우는 현물환율을 예상보다 상승시키고 예상치 못한 국내의 실질금리에 관한 뉴우는 현물환율을 상승시키기도 하고 하락시키기도 하는 것으로 나타났다.

## 2.2 외환·금융시장과 자본시장의 연계

### 2.2.1 주가와 환율의 상호작용

환율변동은 우선 기업의 가치와 국내경제에 영향을 미치게 되고 이러한 경제상황이 주가에 반영되어 주가의 변동을 초래한다. 전통적인 交易의 접근방법에 의하면, 국내통화의 가치가 상승하여 환율이 하락하면 국내기업은 경쟁력을 상실하게 되어 매출이 감소하며 주가는 하락하게 된다. 반대로 국내통화의 가치가 하락하여 환율이 상승하면 국내기업의 가격경쟁력을 향상시켜 수출이 증가하게 되고, 이는 기업의 수익증가로 이어져 주가는 상승하게 된다.<sup>5)</sup>

반면에, 貨幣需要의 접근방법에 의하면, 국내경제의 실질성장은 주가를 상승시킬 뿐만 아니라 국내통화의 수요를 증대시켜 상대적 가치는 상승하게 되므로 국내통화의 가치와 실질주가는 正의 관계를 갖게 된다. 실제로 환율의 하락은 수출이 증대하고 경상수지의 흑자폭이 증가하는 상황에서 발생함으로 해외부문으로 부터의 자금유입이 풍부해져 주가는 상승하고 환율의 상승은 수출이 부진하여 무역수지가 악화되는 상황에서 발생함으로 주가는 하락하는 경

5) 그러나, 급격한 환율의 인상은 단기적으로 수입품의 가격을 상승시켜 외화표시수출의 비중이 수입의 비율보다 적을 경우에는 무역수지를 악화시키고 또한 국내 물가를 상승시켜 경제에 불리하게 작용하므로 주가를 하락시킬 수도 있다.

향이 있다.<sup>6)</sup> 한편, 자본시장을 주시하면 주가가 상승할 때 주식투자용 해외자금이 유입하게 되는 경우 원화가치가 상승하고, 반대로 주가가 하락할 때 대외송금을 위한 외환수요가 증가하게 되면 원화의 가치가 하락하게 된다. 이상에서 살펴 본 바와 같이 환율과 주가의 因果關係나 方向性을 명확하게 단정지을 수는 없다.

외국자본의 國內流出入은 외화거래를 수반하므로 외국인들이 국내자본시장에 투자함에 있어 주식시장의 상황과 전망뿐만 아니라 외환시장의 동향에도 민감하게 반응한다. 외국인투자자가 국내주식시장에 투자함으로써 얻는 自國通貨表示 株式投資收益率인 베이스 통화수익률은 資本利得, 配當金收益, 그리고 通貨收益으로 나눌 수가 있는데 배당금수익이 미미한 경우 베이스 통화수익률의 위험을 결정하는데는 주식투자수익률과 통화수익률의 분산뿐만 아니라 두 시장에서의 수익률의 상관관계도 중요한 역할을 하게 된다.

### 2.2.2 주가와 금리의 상호작용

금리가 상승하게 되면 株式投資家들의 기대수익률이 증가하여 직접적으로 주가를 하락시킬 뿐만 아니라, 기업의 금융비용의 증가, 그리고 소비수요 및 투자의 위축으로 인한 기업의 예상수익감소로 인해 결국 기업의 內在價値를 감소시킴으로써 간접적으로도 주가를 하락시킨다. 이와 같이 일반적으로 주가와 금리는 負의 상관관계가 있는데 그 인과관계가 명확한 것은 아니다. 예를 들어, 逆으로 주가가 하락하게 되면 기업의 自己資本費用은 상승하게 되어 주식에 의한 직접금융을 위축시키고 대신에 간접금융에 의존하게 된다. 이 때 금융기관은 株價下落에 따른 기업의 信用等級과 담보가치의 하락 등에 따른 위험증가로 높은 금리를 요구하게 된다. 결국 주가하락은 자기자본비용과 대체관계에 있는 타인자본비용인 금리를 상승시키게 된다.

## 2.3 시계열과 VAR 시스템을 이용한 연구

1970년대에는 환율이 심한 기복을 보이고 購買力平價(PPP)로부터의 이탈이 심화하여 통

6) 우리나라에서는 1986년 이후 국제수지의 흑자폭이 확대되고 대미달러 환율이 하락하기 시작하였을 때 주가는 3년간 상승추세를 보였다. 일본의 경우 대미환율이 하락하던 1971~72년, 그리고 1976~77년에는 주가가 크게 상승하였으나, 엔화가치가 급격히 하락하던 시기인 1973년과 1978~79년에는 주가가 하락하였다.

화정책, 인플레이션, 금리 등의 거시변수로 환율을 이해하기 보다 외환시장의 효율성과 관련된 환율의 통계적 특징에 관심이 높아졌다. Frenkel and Mussa(1980)는 퍼센테이지 변화의 절대치의 평균으로 측정된 환율의 기복은 상대적인 생활비지수의 기복보다 심해 환율이 상품 가격보다 훨씬 빨리 조정되며 국제교역과 같은 다른 거시경제 변수는 환율변동의 증가에 영향이 없는 것을 보였으며, Huang(1981)은 달러, 마르크, 스텔링의 실제의 환율의 변동폭이 合理的 期待하의 환율에 대한 화폐론적 모델이 의미하는 分散의 限界(varuiance bound)보다 크다는 것을 보고했다. Meese(1986)는 Hausman(1978)의 特定檢證法(specification test)을 수정한 現價模型으로 月別資料를 이용하여 검증한 결과 달러의 엔, 마르크, 스텔링에 대한 환율에 거품이 존재할 가능성을 보였고, Evans(1986)는 1981~84의 미달러대 파운드 스텔링에 대한 선물환시장에서 초과수익률을 검증하여 투기적 거품의 존재를 제시했다.

그러나, 이러한 방법들은 환율에 대한 특정 모형을 가정하며 動的인 변수간의 관계를 單一等式 모형으로 표현하는 한계가 있다. 이에 다양한 動的인 시스템을 채택한 Ito(1988)는 국내금융시장과 국제금융시장의 연관성을 나타내는 엔/달러 환율과 일본 국내의 금리 및 유로달러 금리를 이용한 VAR 모형으로 언커버드 金利平價(UIP)를 검증하였다. 그 결과, 자본의 통제가 엄격했던 시기(1973~1977)에는 UIP를 기각했으나 자본의 이동이 자유로웠던 시기(1981~1985)에는 UIP를 기각할 수 없어 위험 프리미엄이 없는 경우에 시장은 대체로 효율적인 것으로 추정됐다. Lee(1992)는 환율을 제외한 주요 경제변수를 사용한 VAR 모형으로 1947년 1월부터 1987년 12월까지의 戰後 미국의 자료를 분석한 결과 實質株式收益率은 실질실물경제활동(산업생산량의 성장율)을 설명하고 실질금리가 인플레이션의 많은 부분을 설명하지만 실질주식수익률도 어느 정도 설명하며 인플레이션은 실질실물경제활동을 잘 설명하지 못한다는 결론을 내렸다.

한편, 외환시장과 각국의 주식시장을 연계한 연구가 최근에 이루어지고 있다. Rhee and Chang(1992)은 현물환과 선물환시장 그리고 국내증권시장과 해외증권시장에서의 커버드 金利差益(裁定)去來와 一方差益(裁定)去來의 수익성을 측정하였는데 전통적인 커버드 金利差益去來에 의한 이익기회가 이루어지지 않는 점에서 시장은 효율적이나 시장이 동시에 균형을 이루는 빈도가 적어 一方의 差益去來기회는 존재하는 것으로 나타났다. Bekaert and Hodrick(1992)은 1981년 1월부터 1989년 12월까지의 월별로 시차를 둔 초과수익률, 배당수익률, 그리고 선물환 프리미엄을 대용변수로 사용하여 세계의 主要(미국, 일본, 영국, 독일)

주식시장과 외환시장의 초과수익률에서 예측가능한 부분을 밝히고자 하였다. VAR모델에 의하면 주요국가에서 주식의 초과수익률을 예측하는 배당금수익률이 외환시장에서도 예측능력이 있고 외환시장에서의 초과수익률을 예측하는 선물환율이 주식의 초과수익률에 대한 예측능력이 있는 것으로 밝혀졌다.

국내에서는 홍갑수(1990)가 시장평균환율제도로의 이행이후 差益(裁定)去來확대로 인한 원화콜시장과 외환시장간의 연계를 살피기 위해 1990년 3월부터 6월까지의 단기간의 일별자료를 분석한 결과 GARCH모델은 환율변동이나 콜금리를 설명하는데 적합하지 않았으나 Granger 방식에 근거하여 콜금리의 分散式에 환율을 설명변수로 넣으면 상대적으로 설명력이 높아지는 것을 발견하였다. 통화정책과 관련하여 김규한(1993)은 금리, 對美平均換率, 소비자물가지수의 3변수를 이용하여 VAR 모형을 분석한 결과, 환율이 콜금리에 영향을 주며 특히 시장평균환율제도가 도입된 이래 그 연계성이 증대한 것으로 보고하고 있다. 이영훈(1992)도 통화정책과 관련하여 자본시장개방에 따른 금리와 거시경제변수와의 관계변수를 분석하기 위해 일본과 태국의 자본시장개방시의 자료를 이용하여 단기적 금리결정모형의 구조적 변화를 검증하였다. 그러나, 이상의 논문들은 주식투자수익률과의 직접적인 관계보다는 환율 및 거시경제변수가 콜금리에 미치는 영향을 주로 다루었다.

## II. 資料의 蒐集과 單純分析

### 3.1 자료의 수집

전통적인 환율결정이론은 총통화량, 인플레이션 및 이자율의 차이, 景氣關聯指標 등의 거시경제변수를 사용하기에 대체로 장기적인 환율의 변동에 초점을 맞추었다. 하지만 한 시점에서 다른 시점에서의 환율변동이 동일하다 할지라도 어떠한 행로를 거쳤느냐에 따라 경제적인 의미가 달라질 수가 있다. 특히 외국인투자자들이 단기 賣買差益에 관심을 보이는 경우 단기 환율변동에 더 민감하게 되어 實物去來에 의한 외화의 需給도 단기 환율의 변동에 민감하게 될 것이다. 외환시장과 주식시장에서는 미래의 거시경제변수들에 대한 예상을 비교적 신속히

반영한다는 점에서 환율과 주가의 단기간 행태분석을 통해 외환시장과 주식시장의 相互關聯성을 추정할 수가 있을 것이다.

본 연구에서는 시장평균환율제도가 채택된 1990년 3월 2일부터 1991년 12월 31일까지, 그리고 외국인투자자가 국내증권시장에 참여할 수 있게 된 1992년 1월 3일부터 1993년 3월 31일까지를 분석기간으로 선정하였다. 이 기간동안의 원화의 대미달러 현물의 종가환율(FXCLS)과 한국종합주가지수(KOSPI), 그리고 1일물 콜금리(CALL)의 일별자료를 분석 대상으로 삼았다.<sup>7)</sup> 이상의 자료로 부터 다음과 같이 一日連續外換收益率(RFXCLS)과 一日連續株式收益率(RKOSPI), 그리고 일일 콜금리(RCALL)로 변환을 하였다.

$$RFXCLS_t = (\log FXCLS_t - \log FXCLS_{t-1}) \times 100$$

$$RKOSPI_t = (\log KOSPI_t - \log KOSPI_{t-1}) \times 100$$

$$RCALL_t = CALL_t / 365$$

토요일에는 주식시장은 午前場이 열리나 외환시장과 금융시장은 休場하고, 年末에는 외환시장과 금융시장보다 주식시장이 먼저 거래를 마감하여 거래일이 일치하지 않기 때문에 자료를 처리하는 과정에서 토요일의 주식수익률과 年末의 외환수익률은 제거하였다. 또한, 종합주가지수는 年初에 배당금을 조정하기에 年初의 주식수익률은 始價와 終價를 이용하여 계산하였다.

### 3.2 株式市場開放前·後의 환율·주가·금리변동

시장평균환율제하에서 주식시장개방전·후의 외환수익률, 그리고 콜금리에 관한 기초통계치는 <표 3-1>에 나타나 있다.

자본시장의 개방은 기업의 資本費用引下와 다양한 자금조달의 제공, 그리고 자본시장의 건전한 성장발전에 기여한다는 긍정적인 면이 있는 반면에 해외로부터의 자금유입규모와 유입

7) 名目中金利로는 회사채 수익률, CD 금리, 통안증권 유통수익률 등을 사용할 수 있겠으나 주가 및 외환수익률도 日別資料를 사용하고 있으므로 외환시장의 수급사정 및 단기자금사정에 민감한 콜금리를 사용하는 것이 적합해 보인다. 회사채 유통수익률의 경우 거래규모가 크고 행정규제가 약한 반면에 위험을 고려하여야 하는 문제가 있다. 콜금리대신 통안증권 364일물의 유통수익률을 명목시중금리의 대용치로 사용하여 보았으나 분석결과와는 크게 달라지지 않았다. 한편, 일반적으로 금리는 單位根(unit root)검정에서 시계열의 不安定性(nonstationary)을 보이는 것으로 보고되나 다른 변수와 共分散(cointegration)관계에 있기에 VAR 모형에서 그대로 사용하였다.

속도에 따라 증권의 가격변동위험을 심화할 뿐만 아니라 외환시장을 교란하여 환율의 변동을 증대시킨다는 부정적인 면이 지적되고 있다. 국내주식시장을 개방한 후에 환율변동, 주가변동, 그리고 콜금리변동이 심화되었는가를 확인하기 위해 <표3-1>에서 주식시장개방후의 分散을 주식시장개방전의 分散으로 나누어 F 값은 구해 보면, 각각 0.8629, 0.9783, 0.4992로 통상의 유의수준에서 분산이 같다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 반대로, 주식시장개방전의 분산을 주식시장개방후의 분산으로 나눈 F 값은 각각 1.1588, 1.0222, 2.0031로 1%의 유의수준에서 주식개방전의 환율변동, 주가변동, 그리고 콜금리변동이 주식시장개방후보다 오히려 큰 것으로 나타났다.

<표 3-1> 市場平均換率制度下에서의 日別資料의 기초통계

기간 변수		주식 시장 개방 전			주식 시장 개방 후		
		RFXCLS	RKOSPI	RCALL	RFXCLS	RKOSPI	RCALL
통계							
표	본 수	445	445	445	306	306	306
단	순 평 균	0.02062	-0.07740	0.04329	0.01485	0.02188	0.03763
표	준 편 차	0.11824	1.73817	0.00589	0.10984	1.71919	0.00416
최	고-최저	0.90814	14.13309	0.02488	0.64705	13.91144	0.01740
왜	도	0.07629	0.15681	0.39995**	0.09183	0.69242**	-0.75030**
첨	도	1.47560**	2.36844**	-0.71473**	0.59382*	1.98189**	-0.75673**
자	$\rho_1$	0.16486**	-0.01385	0.096644**	0.02955	-0.0898	0.96961**
기	$\rho_2$	-0.00940	-0.01502	0.92933**	-0.12248*	0.10210*	0.93463**
상	$\rho_3$	-0.09089*	-0.03587	0.89307**	-0.09325	0.11894*	0.90226**
관	$\rho_4$	-0.04037	0.07544*	0.85894**	0.12030*	-0.05649	0.87389**
계	$\rho_5$	0.07881*	-0.07515	0.83334**	0.13244**	-0.00472	0.84562**
수	$\rho_6$	-0.07302	-0.06038	0.81636**	0.01956	0.03969	0.82213**

주) 최고-최저는 표본 중 가장 높은 값과 가장 낮은 값의 차이이다.

\*는 5%의 유의수준을, \*\*는 1%의 유의수준을 나타낸다.

$\rho = 0$ 에 대한 t-통계치는  $(\rho\sqrt{1-\rho})\sqrt{N-2}$ , 여기서 N = 표본수

단순히 분산의 크기를 비교한 바에 의하면 주식시장개방초기에 환율변동이 증가했다고 할 수는 없으나 이러한 결과는 추세를 제거(detrend)하지 않은 자료를 사용했기 때문일 수도 있

다. 따라서 대미달러 환율의 日中變化를 알아보기 위해 日中 最古換率과 日中 最低換率의 차이를 일중 최고환율과 나눈 후 100을 곱하여 구한 「範圍」의 변화를 살펴 보았다.<sup>8)</sup> 주식시장개방전의 범위의 평균은 0.12063이고 표준편차는 0.07828, 그리고 주식개방후의 범위의 평균은 0.11757 이고 표준편차는 0.06572로 범위의 변화의 Z값은 -0.57980이다. 그러므로, 범위에 변화가 없었다는 귀무가설을 유의적으로 기각할 수가 없었다.

이상의 결과에 의하면 최소한 주식시장개방元年과 이듬해의 1/4분기까지는 환율의 변동이 심화되었다고 보기는 어려우나 이는 중시개방초기에는 해외자금이 주로 유입하는 단계에 있기 때문에 향후 투자자금의 還收가 동반되는 단계에서도 이러한 현상이 유지되리라고 단언할 수는 없다.

주식시장개방전·후의 상관관계는 <표 3-2>에서와 같이 주식수익률과 외환수익률은 개방전·후 모든 負의 상관관계를 보이고 있으며 특히 개방전의 -0.00087에 비해 개방후는 -0.11083으로 그 정도가 더욱 심화되고 유의적인 것으로 나타났다.<sup>9)</sup> 환율과 콜금리의 상관관계는 開放前·後 모두 正의 값을 보이고 주가와 콜금리는 개방전에는 正의 관계, 개방후에는 負의 관계를 보이거나 유의적이지는 않다.

<표 3-2> 외환수익률, 주식수익률, 콜금리의 상관계수  
주식시장개방전

		개방전			
		RFXCLS	RKOSPI	RCALL	
주식시장 개방후	개방후	RFXCLS	1.00000	-0.00087	0.04420
	RKOSPI	-0.11083*	1.00000	0.04143	
	RCALL	0.03475	-0.07116	1.00000	

對角線을 중심으로 右上部分은 주식시장개방전의 상관계수를 左下部分은 주식 시장개방후의 상관계수를 표시한다. \* 는 5%의 유의수준을, \*\* 는 1%의 유의수준을 나타낸다.

8) t일의 對美달러 환율의 日中 最高換率을 High<sub>t</sub>, 일중 最低換率을 Low<sub>t</sub>라고 하면 t일의 「範圍」는  $100 \times (High_t - Low_t) / ((High_t + Low_t) / 2)$ 가 된다.

9) 한편, Solnik(1984)이나 Adler와 Simon(1986)의 실증검증결과에 의하면 주식수익률과 환율의 상관관계는 매우 낮았으나, 1980년에서 1985년까지의 자료를 이용하여 검증한 Eun과 Resnick(1988)의 연구에 의하면 6개국의 주식수익률과 외환수익률의 상관계수는 주로 正의 방향으로 유의적인 것으로 나타났다.

### 3.3 환율과 주가의 인과관계 분석

외환·증권·금융시장의 상호관련성을 살피기 전에 우선 예비검증으로 외환수익률과 주식수익률간의 인과관계를 규명하기 위하여 다음과 같은 Granger 모형에 의해 시차에 대한 교차관계를 분석하여 보았다.

$$RFXCLS_t = a_0 + \sum_{j=1}^{10} a_j RFXCLS_{t-j} + \sum_{j=1}^{10} b_j RKOSPI_{t-j} + e_{1t}$$

$$RFXCLS_t = c_0 + \sum_{j=1}^{10} c_j RFXCLS_{t-j} + \sum_{j=1}^{10} d_j RKOSPI_{t-j} + e_{2t}$$

확률변수간의 예측력에 입각해서 외생변수여부를 파악하기 위해 回歸式에서  $b_j=0$ 과  $c_j=0$  ( $j=1,2,\dots, 10$ )의 제약이 가해진 모형과의 F 검증을 실시하여 보았다. 주식시장개방전의 경우  $b_j=0$ 이라는 귀무가설은  $F(10,414)$  값이 0.84992로 50%의 유의 수준에서도 기각할 수가 없었으며  $c_j=0$ 이라는 귀무가설도  $F(10,44)$  값이 1.17864로 30%의 유의수준에서도 기각할 수가 없어서 Granger 因果가 존재하지 않고, 외환시장과 주식시장간에는 아무런 연계가 이루어지지 않은 것으로 나타났다. 그러나, 주식시장개방후에는  $b_j=0$ 이라는 귀무가설은  $F(10, 25)$  값이 1.93289로 5%의 유의수준에서 기각이 되었고  $c_j=0$ 이라는 귀무가설도  $F(10,275)$  값이 2.04500으로 3%의 유의수준에서 기각되었다. 그러므로, 주식시장개방후에는 외환시장과 주식시장이 還流關係(feedback)에 있어 상호연계가 이루어진 것으로 보인다.

## IV. 換率·株價·金利의 相互關聯性 分析

### 4.1 VAR 모형의 설정

환율 및 주가지수는 금리와 상호의존관계를 갖을 수 있기에 Granger의 2변량모형으로 결론을 내리기에는 한계가 있다. 이에 이러한 변수들간의 구조적 관계를 특정경제이론에 따라

제약을 가하지 않아 현실적으로 유용한 정보를 상실하지 않는 Granger 인과관계의 벡터형태인 벡터自己回歸(Vector Auto Regression 일명 VAR)의 기본모형을 설정하여 각요인의 변화가 환율에 미치는 파급효과와 환율의 변화가 각요인에 미치는 효과를 분석하여 본다. VAR 모형은 인과관계에 관한 통계적 유의성분만 아니라 한 변수가 다른 변수를 설명하는 정도, 그리고 시스템에서 한 변수가 다른 변수에의 충격(shock)에 반응하는 정도(dynamic interaction) 등 인과관계의 영향력 크기를 추정하는데 유용하다.

이러한 일련의 변수들의 시계열이 共分散 安定的 確率過程(covariance stationary process)을 취할 때,  $Z_t$ 를 RFXCLS<sub>t</sub>, RKOSPI<sub>t</sub>, RCALL<sub>t</sub>의 요소로 이루어진 3×1 벡터의 시계열변수라고 하면 VAR 기본모형은 다음과 같다.

$$Z_t = A(L)Z_t + e_t \quad (1)$$

여기서, L은 시차연산자(log operator)로  $LZ_t = Z_{t-1}$ 이며, 최적시차가 p일 때  $A(L) = A_1L + A_2L^2 + \dots + A_pL^p$ 가 된다. 그러므로, 식(1)을 달리 표현하면  $Z_t = \sum_{j=1}^p A_j Z_{t-j} + e_t$ 이며  $A_j$ 는 3×3 계수행렬로 총 9p개의 계수가 있게 된다. 豫測誤差벡터  $e_t$ 는 白色雜音(white noise)으로 系列相關은 되어 있지 않지만 同時相關은 되어 있어 모든 t에 대해  $E(e_t) = 0$ 이고,  $t \neq s$ 이면  $E(e_t, e_s) = 0$ ,  $t = s$ 이면  $E(e_t, e_s) = \Sigma$ 이며, 모든 j에 대해  $E(e_t, z_{t-j}) = 0$ 인 특성을 지닌다.

#### 4.2 VAR 모형의 추정과 인과관계분석

VAR모형을 추정하기 전에 기본적으로 先行되어야 할 것이 모형에서 사용될 시차의 결정이다. 日別資料에서 각변수간의 영향은 길어야 한달정도 지속되는 것으로 가정하여 最大時差를 한달에 해당하는 22로 잡고 Akaike의 정보판단기준법(AIC)과 Schwarz의 SC기준을 적용하여 보았으나 양기준의 최적시차가 주식시장개방전·후 모두 모든 변수에 대해 AIC기준은 최대시차를 SC기준은 최소시차를 선택하는 서로 상반된 결과를 초래하였다.

따라서, 본 연구에서는 최대시차인 22에 대해 그보다 적은 시차제약을 가한 우도비검정(likelihood ratio test)을 통해 5% 유의수준에서 기각할 수 없는 시차중에서 가장 큰 시차를 잡은 결과 주식시장개방전·후 모두 시차 10이 주식시장개방후에는  $\chi^2(90)$  값이 102.13로 18%의 유의수준을 보였다. 이를 다시 시차 10에 대해 시차 5의 우도비검정을 한 결과 주식시장개

방전이 10.7%의 유의수준을, 그리고 주식개방후가 18%의 유의 수준을 보였으나 본 연구에서는 표본수가 충분하여 過度推定現象이 발생할 가능성이 적고 殘差項이 백색잡음이 되도록 시차를 충분히 길게 할 필요가 있으므로 2주일에 해당하는 시차 10을 최적시차로 결정하였다.

일단 최적시차가 결정되면 각 방정식이 동일한 설명변수를 포함하고 있기 때문에 A(L)은 最小自乘法(OLS)을 사용하여 쉽게 추정할 수 있다. <표 4-1>은 VAR 모형의 추정결과를 요약한 것이다.

<표 4-1> VAR 모형의 추정결과  
패널 A: 주식시장개방전(1990.3.5~1991.12.26)

시차	RFXCLS			RKOSPI			RCALL		
	A <sub>11</sub>	A <sub>12</sub>	A <sub>13</sub>	A <sub>21</sub>	A <sub>22</sub>	A <sub>23</sub>	A <sub>31</sub>	A <sub>32</sub>	A <sub>33</sub>
1	0.1539**	0.0023	-0.1878	-0.9492	-0.0193	18.8556	-0.00083	-0.00007	1.0065**
2	-0.0108	0.0052	-3.7860	-0.8103	-0.0127	-77.9492	0.00007	-0.00002	-0.0450
3	-0.0937	0.0013	10.1215	-0.7174	-0.0468	59.3270	0.00032	-0.00002	0.0066
4	-0.0413	-0.0004	-7.6628	-0.9456	-0.0840	-0.6514	-0.00020	-0.00001	-0.1280
5	0.1214*	-0.0032	6.5908	0.9454	-0.0634	-9.3275	-0.00059	0.00005	0.0159
6	-0.1019*	0.0036	0.8009	-0.0513	-0.0820	32.6312	0.00071	-0.00002	0.0475
7	-0.0790	0.0023	-7.7377	-0.9546	0.0097	24.6685	0.00058	0.00004	-0.0176
8	0.0021	0.0040	0.3716	0.2217	0.0291	-50.6356	0.00046	-0.00006	0.0492
9	0.0933	0.0024	0.2805	0.1936	-0.0090	14.5402	-0.00137*	0.00001	0.0580
10	-0.0363	0.0014	-3.5958	-1.6553*	0.0883	9.2916	-0.00065	-0.00002	-0.0163
상수		-0.0311			-0.8750			0.00110*	
$\bar{R}^2$		0.03950			-0.00956			0.94429	
DW		2.00598			2.00533			2.00493	

Durbin-Watson 통계치에 의하면 VAR모형의 잔차항은 시계열상관의 문제가 없는 듯하며, 결정계수(R<sup>2</sup>)로 판단컨데 주식시장개방이후 모형의 설명력이 어느 정도 개선되었다고 할 수 있다. 설명변수의 시차변수들의 추정계수들이 통계적으로 유의한가를 검정하기 위해 블록 F(block F) 검정을 통하여 두 변수간의 Granger-Sims 인과관계를 분석한 것이 <표 4-2>에 있다. 블록 F검정에서는 한 변수의 모든 先行變數의 계수값이 전부 0이라는 귀무가설을 기각할 경우 그 변수는 종속변수에 대하여 Granger 因果하는 것으로 간주한다.

패널 B: 주식시장개방후(1992.1.3~1993.3.31)

시차	RFXCLS			RKOSPI			RCALL		
	A <sub>11</sub>	A <sub>12</sub>	A <sub>13</sub>	A <sub>21</sub>	A <sub>22</sub>	A <sub>23</sub>	A <sub>31</sub>	A <sub>32</sub>	A <sub>33</sub>
1	0.0164	0.0007	-0.2271	-1.1568	-0.0780	-2.6594	-0.00004	-0.00000	1.0917**
2	-0.1118	-0.0021	-3.0426	0.5755	0.1619**	-113.59	0.00085	0.00005	-0.2331*
3	-0.0835	-0.0025	-4.4382	-1.0942	0.0945	107.0670	0.00051	-0.00001	0.1141
4	0.1045	-0.0093*	-1.7976	0.2007	-0.0582	-25.2066	0.00078	0.00004	0.0009
5	0.0821	0.0013	16.7705	-0.3424	-0.0442	47.6090	0.00089	0.00003	-0.0723
6	0.1001	0.0072	-7.5803	-2.0357*	0.0277	-78.5022	0.00022	0.00001	0.0929
7	-0.0249	0.0008	1.5296	1.2858	-0.0051	-113.005	0.00010	-0.00002	0.0254
8	-0.0188	0.0038	-2.5590	2.0513*	-0.0622	-14.9431	-0.00056	-0.00002	-0.1008
9	0.0280	0.0006	12.8340	-1.5506	0.0441	294.9434	-0.00067	0.00001	0.0872
10	0.0347	0.0106**	-10.529	1.7354	0.0256	-129.794	-0.00047	0.00002	-0.0171
상수		-0.0247			1.0748			0.00037	0.00037
$\bar{R}^2$		0.05160			0.04382			0.95560	
DW		2.03792			1.98945			2.00471	

주) 추정모형 :  $Z_t = \sum_{j=1}^{10} A_j Z_{t-j} + e_t$

Z<sub>t</sub>는 EFXCLS<sub>t</sub>, RKOSPI<sub>t</sub>, RCALL<sub>t</sub>의 요소로 이루어진 3×1 벡타의 시계열변수이고 A<sub>j</sub>는 RFXCLS<sub>t</sub>, RKOSPI<sub>t</sub>, RCALL<sub>t</sub>의 j차수 추정계수인 A<sub>11</sub>, A<sub>12</sub>, A<sub>13</sub>로 이루어진 3×1 벡타이다.

<표 4-2> VAR 모형의 계수의 F-검정 통계치

설명변수	종 속 변 수					
	주식시장개방전			주식시장개방후		
	RFXCLS	RKOSPI	RCALL	RFXCLS	RKOSPI	RCALL
RFXCLS	2.9618 (0.0013)	1.2637 (0.2489)	1.7041 (0.0776)	1.7641 (0.0673)	1.9944 (0.0342)	1.0902 (0.3698)
RKOSPI	0.7728 (0.6542)	1.1637 (0.3138)	0.9338 (0.5018)	1.8714 (0.0493)	1.3154 (0.2220)	0.5987 (0.8145)
RCALL	0.9213 (0.5133)	0.3600 (0.9629)	708.9840 (0.0000)	0.7662 (0.6614)	0.8264 (0.6035)	593.9334 (0.0000)

주) 괄호안은 유의수준을 표시

주식시장개방전의 환율변동은 0.13%의 유의수준을 보여 주로 과거 환율자체의 알 수 없는 內在的 變動에 의해 설명되며 주가지수나 금리의 변동은 환율변동에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 환율의 변동이 콜금리의 변동에 7.76%의 유의수준으로 어느 정도 영향을 미치는지는 하지만 콜금리도 환율과 같이 아주 높은 유의수준에서 대부분 과거 콜금리자체의 내재적 변동에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 반면에, 주가지수의 변동은 환율이나 금리에 거의 영향을 미치지도 않고 또한 환율이나 금리에 영향을 받지도 않아 주식시장에서는 외환시장이나 금융시장과 독립적으로 가격이 형성되는 것으로 나타났다. 주가지수의 변동은 또한 자체의 변동과도 무관한 것으로 나타나 어느 정도 確率步行(random walk)의 가설을 뒷받침하고 있다.

주식시장개방후에는 외환시장과 주식시장에 상당한 변화가 일어났다. 우선 과거환율변동 자체에 의한 환율변동의 설명력은 6.73%의 유의수준으로 줄어 든 반면에 주식수익률에 의한 설명력이 4.93%의 유의수준으로 증가하여 주식시장의 성과가 외환수익률에도 상당히 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 주식시장에서도 확률보행의 형태를 띠던 주가의 행태가 3.4%의 유의수준에서 환율의 변동에 아주 민감하게 반응하고 있다. 이상의 결과에 의하면 주식시장이 개방되면서 외국인투자자들의 베이스통화표시 수익률이 주식수익률과 외환수익률 모두에 영향을 받기 때문에 양시장간에서의 정보의 흐름이 증대하여 외환수익률과 주식수익률은 相互還流(feedback)의 관계에 놓이게 된 것으로 해석할 수가 있다.

한편, 주식시장개방이후에도 콜금리는 여전히 과거 콜금리자체의 내재적 변동이 거의 대부분을 설명하는 것으로 나타나 아직은 금리가 시장에서 완전히 자유롭게 형성되지 않고 있으며 다른 시장과의 연계도 잘 이루어지지 않는 것으로 해석된다.

#### 4.3 분산의 분해

VAR 모형에서 예측오차의 分散分解(variance decomposition)는 직접적인 인과관계를 보여 주지는 않으나, 이를 통해 상이한 시점에서 한 변수의 변화가 다른 변수의 예측력에 長·短期的으로 어느 정도 영향을 미치는가를 살펴 볼 수가 있다. 그러므로, 시간이 경과함에 따라 각 변수간의 상대적 영향력을 통해 간접적으로 인과관계 분석에서 나온 결과도 확인하게 된다. 殘差項  $\Sigma$ 를 분해하는 방법의 하나로서 Sims(1980)가 사용한 Choleski 분해를 통한 직교

화(orthogonalization)는 그 결과가 변수배열의 순서에 민감하게 반응하는데 본 연구에서는 외환수익률, 주식수익률, 콜금리의 순으로 변수를 배열하였다.

Choleski 분해에 의하면  $GG' = \Sigma$ 를 만족하는  $G$ 에 대해 전환된 直交殘差(orthogonal innovation)를  $U_t = G^{-1} e_t$ 라고 표시하고  $C(L) = [I - A(L)]^{-1}G$ 라고 정의하면 식(1)은 다음과 같이 과거의 예측오차에 대한 移動平均의 표현으로 전환할 수가 있다.

$$Z_t = C(L)U_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_k U_{t-k} \quad (2)$$

여기서  $U_t$ 는 系列相關뿐만 아니라 同時相關도 갖지 않으며  $C_k$  행렬의  $(i, j)$ 원소인  $C_k^{ij}$ 는  $j$ 번째 변수의 한 단위 충격에 따른  $i$ 번째 변수의 반응을 나타낸다. 그러므로,  $L$ 기전의 예측치는 식(2)에서 先行變數가  $k=L$ 부터 시작하는 것과 같으며 예측 오차는 식(2)에서  $k=0$ 부터  $L-1$ 까지에 해당하는 값과 같게 된다.  $U_{t-k}$ 의 共分散行列인  $V(U_{t-k})$ 는 對角行列로  $L$ 기전 예측오차의 分散·公分散行列은  $k=0$ 부터  $L-1$ 까지의  $C_k V(U_{t-k})C_k'$ 를 합한 것과 같다.  $U$ 의  $j$ 번째 원소  $U_j$ 의 분산을  $\sigma_j^2$ 라고 하면  $Z_t$  벡터의  $i$ 번째 변수인  $Z_t^i$ 의 예측오차  $V_L^i$ 의 분산은 3변수를 이용하여 계산하는 경우 다음과 같이 된다.

$$V_L^i = \sum_{k=0}^{L-1} (C_k^{i1})^2 \sigma_1^2 + (C_k^{i2})^2 \sigma_2^2 + (C_k^{i3})^2 \sigma_3^2$$

<표 4-3>, <표 4-4>, 그리고 <표 4-5>는 각각  $j$ 변수의 잔차로 설명할 수 있는 외환수익률, 주식수익률, 그리고 콜금리의 22 거래일간의 예측의 誤差分散의 요소를 백분율로 나타내는 것으로 다음과 같이 계산한다.

$$\left\{ \sum_{k=0}^{L-1} (C_k^{ij})^2 \sigma_j^2 / V_L^i \right\} \times 100$$

우선 제1기의 외환수익률의 推定誤差의 分散은 외환수익률자체의 내재적인 변동에 의해 완전히 설명이 되는데 이는 Choleski 분해에서 변수배열시 외환수익률을 먼저 배열함으로 인한 당연한 결과이다. 외환수익률 자체의 예상치 못한 변화가 단계에 관계없이 90% 이상을 설명하나 단계가 길어지면서 주식수익률과 콜금리의 예상치 못한 변화가 설명하는 부분이 서서히 증가하는 것을 알 수 있다. 시간이 흐름에 따라 주식시장개방전에는 주식수익률의 변동과

〈표 4-3〉 외환수익률(RFXCLS)의 分散分析

단계	주식시장개방전				주식시장개방후			
	표준오차	RFXCLS	RKOSPI	RCALL	표준오차	RFXCLS	RKOSPI	RCALL
1	0.11109	100.00	0.00	0.00	0.10045	100.00	0.00	0.00
2	0.11246	99.88	0.12	0.00	0.10047	99.99	0.01	0.00
4	0.11376	98.49	0.91	0.59	0.10176	99.20	0.30	0.51
6	0.11507	97.80	1.28	0.91	0.10489	96.04	2.45	1.51
8	0.11620	97.01	1.47	1.51	0.10575	95.12	3.25	1.63
10	0.11700	96.54	1.83	1.63	0.10648	94.19	3.33	2.48
12	0.11706	96.45	1.92	1.63	0.10824	91.60	5.91	2.50
14	0.11714	96.43	1.93	1.63	0.10839	91.48	5.98	2.54
16	0.11728	96.28	2.00	1.72	0.10848	91.36	6.03	2.61
18	0.11730	96.27	1.99	1.73	0.10854	91.27	6.08	2.65
20	0.11732	96.25	1.99	1.75	0.10862	91.17	6.11	2.72
22	0.11733	96.24	2.00	1.76	0.10866	91.13	6.14	2.73

금리의 변동이 각각 2%정도만을 설명하고 있으나 주식시장개방후에는 주식수익률의 변동이 12기 이후에는 6%정도, 콜금리의 변동이 3%정도를 설명하고 있으며 특히 주식시장개방이후 주식수익률이 설명하는 부분이 3배이상 증가하였다.

〈표 4-4〉 주식수익률(RKOSPI)의 分散分析

단계	주식시장개방전				주식시장개방후			
	표준오차	RFXCLS	RKOSPI	RCALL	표준오차	RFXCLS	RKOSPI	RCALL
1	1.69687	0.01	99.99	0.00	1.57497	2.32	97.67	0.00
2	1.70060	0.39	99.59	0.02	1.58266	2.68	97.32	0.00
4	1.71009	1.03	98.75	0.22	1.61552	3.31	96.33	0.36
6	1.72556	1.70	98.08	0.22	1.61900	3.46	96.16	0.39
8	1.73333	1.90	97.78	0.32	1.64475	5.69	93.24	1.07
10	1.73591	1.95	97.73	0.33	1.68251	8.13	89.63	2.23
12	1.74725	2.77	96.87	0.35	1.69106	8.89	88.81	2.30
14	1.74832	2.83	96.81	0.36	1.69139	8.89	88.81	2.30
16	1.74864	2.85	96.78	0.37	1.69294	8.96	88.67	2.37
18	1.74895	2.85	96.77	0.38	1.69385	9.02	88.59	2.39
20	1.74916	2.85	96.75	0.40	1.69470	9.03	88.55	2.41
22	1.74935	2.87	96.73	0.41	1.69531	9.03	88.52	2.45

주식수익률도 많은 부분이 자체의 예상하지 못한 변화에 의해 설명되고 있으나 주식시장개방전에는 외환수익률의 변동이 설명하는 부분이 2%정도에 그치었으나 주식시장개방후에는 12기가 지나서는 거의 9%를 설명하고 있어 예상하지 못한 외환시장에서의 변화가 주식시장에도 어느 정도의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 콜금리의 주식수익률에 대한 영향력은 주식시장개방전에는 전무한 것으로 나타났고 주식시장개방후에도 서서히 증가는 하나 3%이하로 미미한 편이다.

콜금리의 경우에도 주식시장개방전에는 콜금리변동의 95%이상을 콜금리 자체의 예상하지 못한 변동이 설명하고 외환수익률의 설명력은 전단계에 걸쳐 1%이하로 영향력이 전무한 편이며 주식수익률도 서서히 증가하기는 하나 3%대에 머물고 있다. 주식시장개방후에는 외환수익률과 주식수익률의 설명력이 모두 증가하였으며 특히 외환수익률의 설명력은 10기를 지나면서 감소하는 반면에 주식수익률의 설명력은 꾸준히 증가하여 콜금리시장과의 연계가 미미하나마 외환시장보다는 주식시장이 더 밀접한 것으로 나타났다.

〈표 4-5〉

콜금리(RCALL)의 分散分析

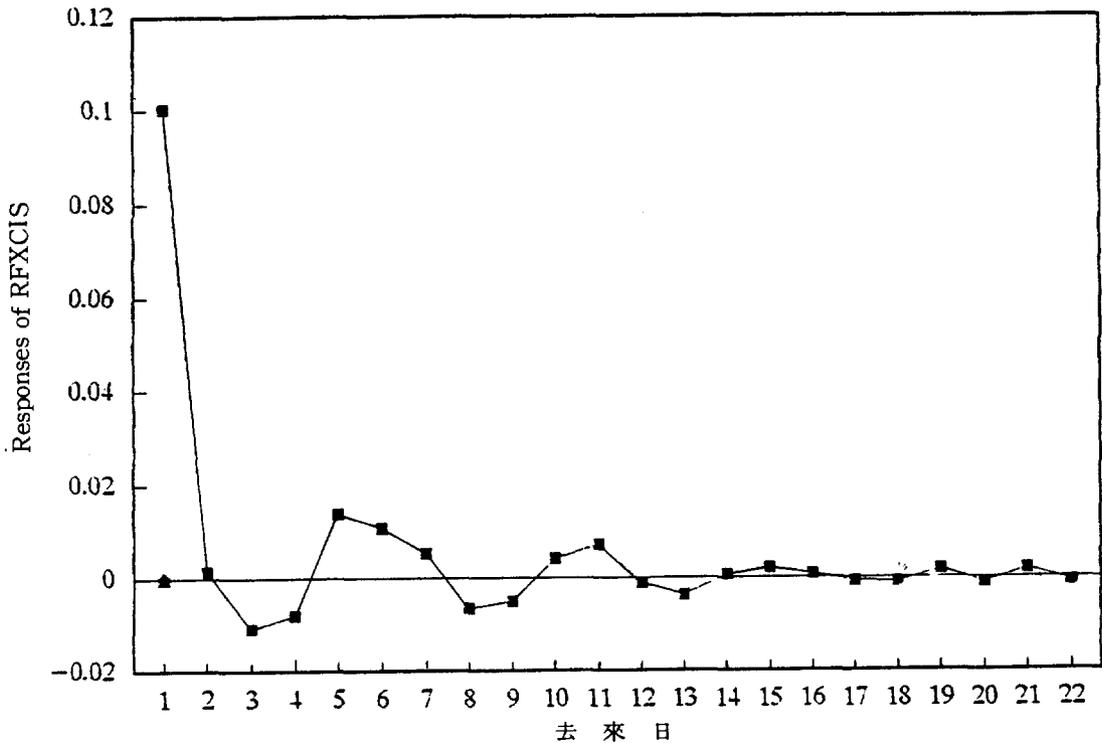
단계	주식시장개방전				주식시장개방후			
	표준오차	RFXCLS	RKOSPI	RCALL	표준오차	RFXCLS	RKOSPI	RCALL
1	0.00129	0.07	0.15	99.77	0.00083	0.01	0.57	99.42
2	0.00184	0.13	0.89	98.98	0.00123	0.00	0.52	99.48
4	0.00256	0.12	1.91	97.97	0.00166	0.86	1.35	97.79
6	0.00289	0.13	2.39	97.48	0.00198	3.11	2.86	94.02
8	0.00303	0.19	2.33	97.48	0.00221	5.17	3.63	91.20
10	0.00314	0.45	2.37	97.18	0.00238	5.41	3.57	91.02
12	0.00330	0.68	2.62	96.70	0.00254	4.98	3.79	91.22
14	0.00348	0.76	3.10	96.14	0.00270	4.76	4.50	90.74
16	0.00364	0.79	3.26	95.95	0.00285	4.49	5.35	90.17
18	0.00375	0.75	3.30	95.95	0.00299	4.31	5.98	89.71
20	0.00384	0.72	3.36	95.92	0.00311	4.21	6.32	89.48
22	0.00393	0.69	3.49	95.82	0.00321	4.12	6.50	89.38

4.4 충격에 대한 환율·주가·금리의 반응

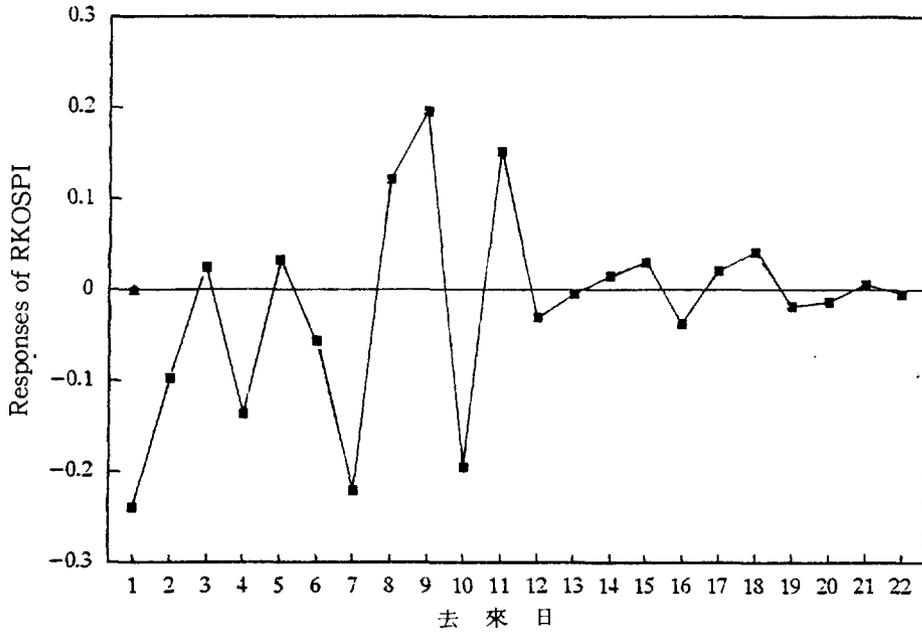
한 변수에 외생적인 충격이 가해졌을 때 시간이 경과함에 따라 변수에 미치는 동태적인 반응양상을 衝擊-反應(impulse response)결과를 통하여 살펴보도록 하겠다.  $Z_t$ 의 직교화된 移動平均인 식(2)에서  $C_k$ 의 (i, j)인 요소인  $C_k^{ij}$ 가 바로 j번째 변수의 한단위 표준편차로 표시되는 단위당 충격에 따른 k기전의 i번째 변수의 반응을 나타낸다. <그림 4-1>~<그림 4-9>는 각각 자본시장개방후에 있어서 RFXCLS, RKOSPI, 그리고 RCALL의 단위당 충격에 대한 각변수의 22일간의 모의된(simulated) 동적인 충격반응을 그린 것이다.

外生的인 환율의 단위당 충격에 대하여 환율자체의 변동에는 負의 방향과 正의 방향으로 시간이 흐름에 따라 번갈아 가며 영향을 미치나 보름정도가 지나면 그 영향력은 거의 사라지

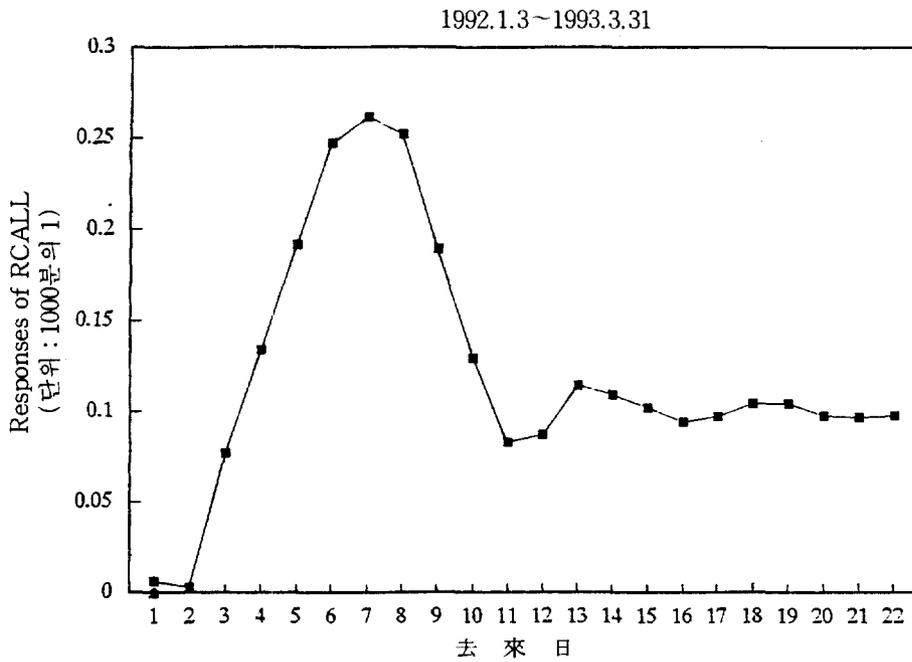
<그림 4-1> 외환수익률의 충격에 대한 외환수익률의 模擬된 動的 衝擊反應  
1992.1.3~1993.3.31



〈그림 4-2〉 외환수익률의 충격에 대한 주식수익률의 模擬된 動的 衝擊反應  
1992.1.3~1993.3.31

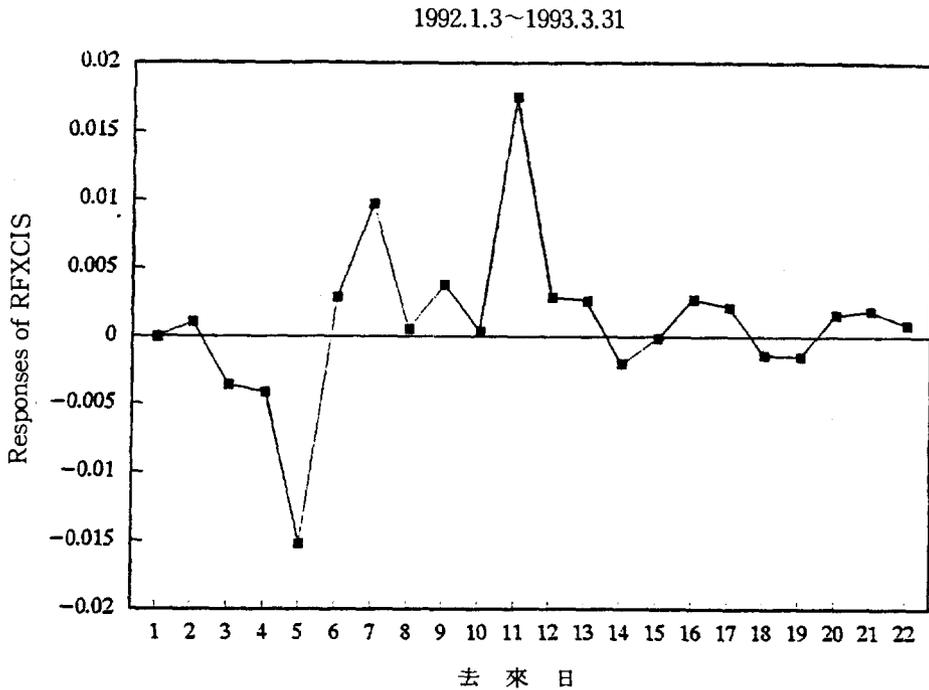


〈그림 4-3〉 외환수익률의 충격에 대한 콜금리의 模擬된 動的 衝擊反應

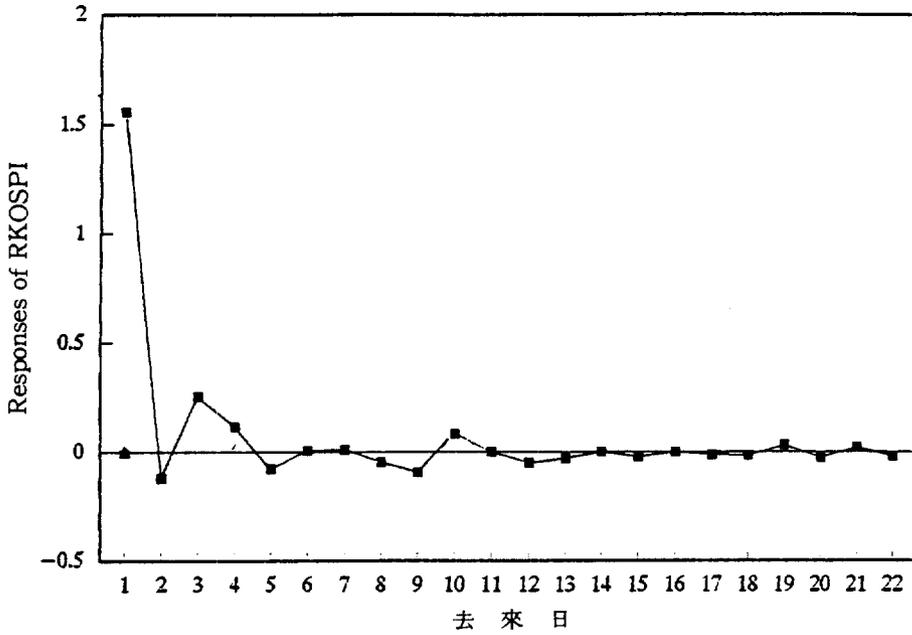


는 것으로 나타났다. 株價指數에의 파급효과는 초기의 일주일 반정도는 정도에 차이가 있지만 대체로 負의 방향으로 영향을 미쳐 환율과 주가는 逆의 관계가 있음을 나타내며, 그 이후 일주일간은 正의 방향과 負의 방향, 그리고 正의 방향으로 영향을 미치다가, 그 이후로는 영향력이 거의 상실되어 가는 것으로 나타났다. 한편 콜금리는 외환시장에의 충격에 대해 이틀 후부터 지속적으로 正의 방향으로 반응을 한다. 환율의 충격이 콜금리에 영향을 미치는 정도는 그후 계속 증가하다가 일주일을 정점으로 감소하는데 2주후부터는 비슷한 수준으로 계속해서 正의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

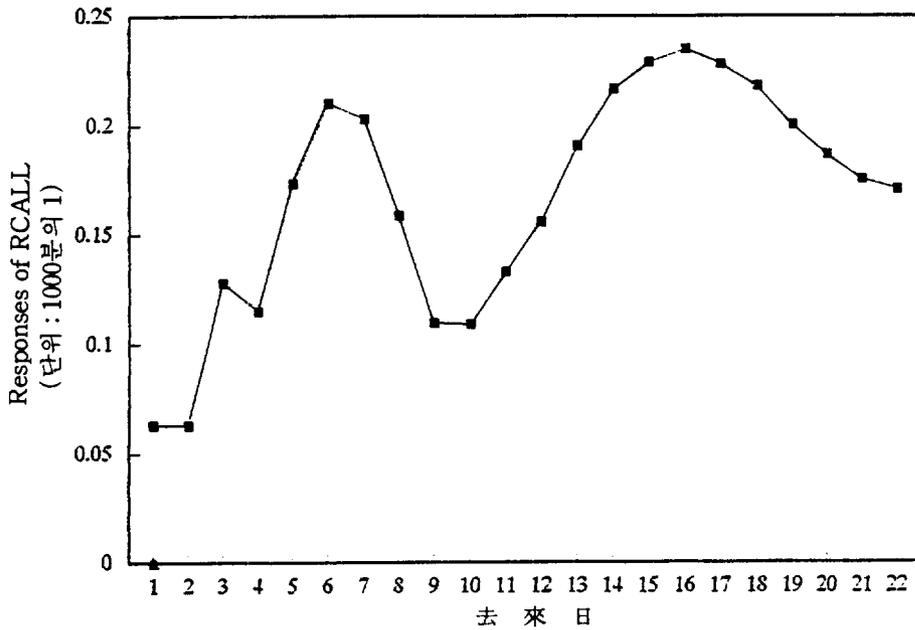
<그림 4-4> 주식수익률의 충격에 대한 외환수익률의 模擬된 動的 衝擊反應



〈그림 4-5〉 주식수익률의 충격에 대한 주식수익률의 模擬된 動的 衝擊反應  
1992.1.3~1993.3.31



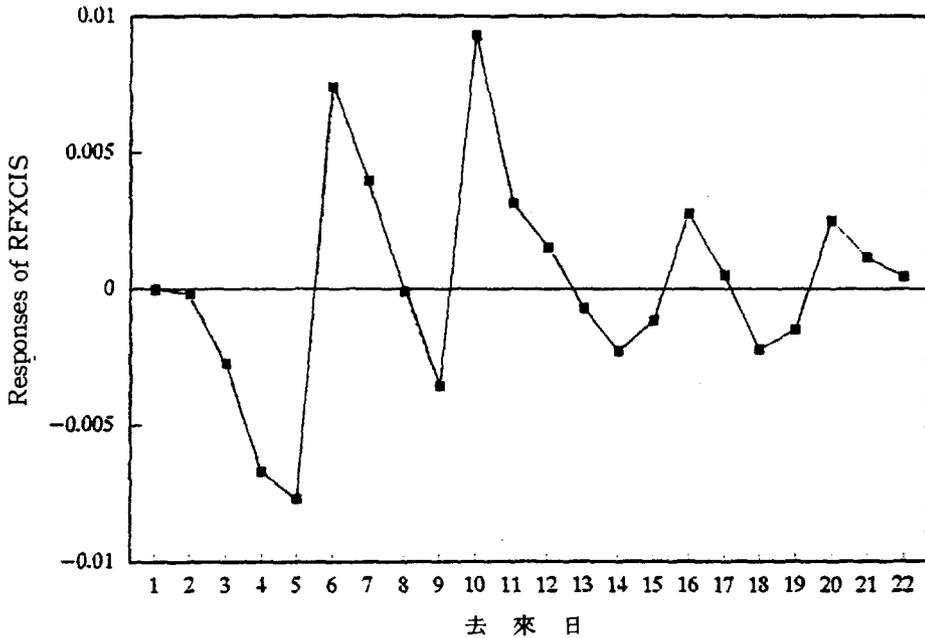
〈그림 4-6〉 주식수익률의 충격에 대한 콜금리의 模擬된 動的 衝擊反應  
1992.1.3~1993.3.31



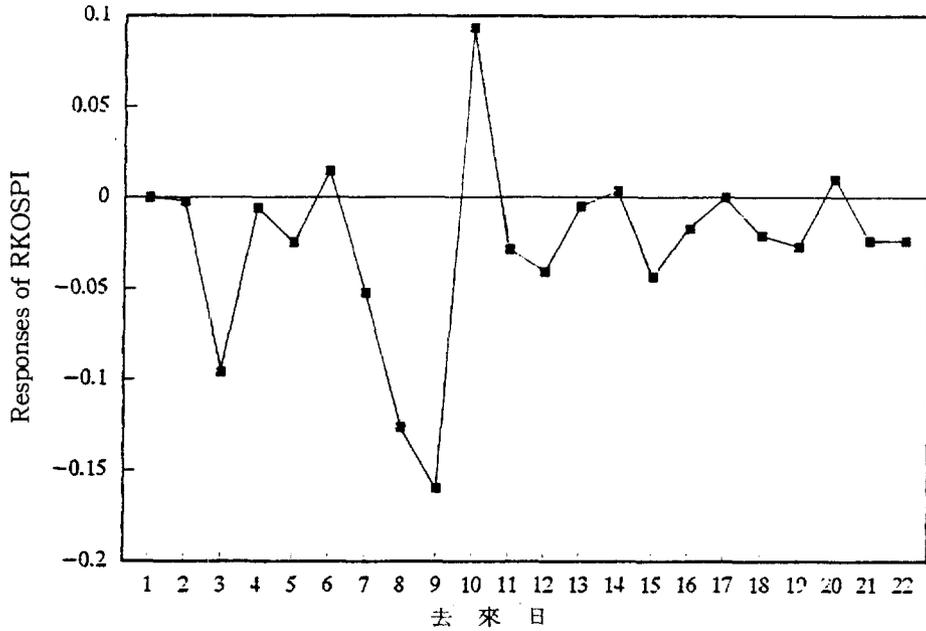
주식시장에서 예상하지 못한 요인으로 충격이 있었을 때 외환시장에서는 처음 일주일간을 負의 반응을 보이며, 그후에는 正의 방향으로 반응을 보이다가 3주이후부터 그 영향력이 사라지는 것으로 나타났다. 이로부터 주가의 상승이 처음에는 해외자금의 유입을 자극해 원화 가치가 상승하다가 그후 자금이 역류하여 원화 가치가 다시 하락한다는 추측을 할 수가 있다. 이에 반해 주식시장 자체에서의 충격은 단기간 내에 스스로 조정이 이루어져 파급효과가 크지 않은 것으로 나타났다. 주가의 충격은 콜금리에 正의 방향으로 2주간의 파동을 갖고 계속해서 영향을 미치는 것으로 나타났으나 반응의 단위가 아주 작아 파급효과는 크지 않은 것으로 보인다.

<그림 4-7> 콜금리의 충격에 대한 외환수익률의 模擬된 動的 衝擊反應

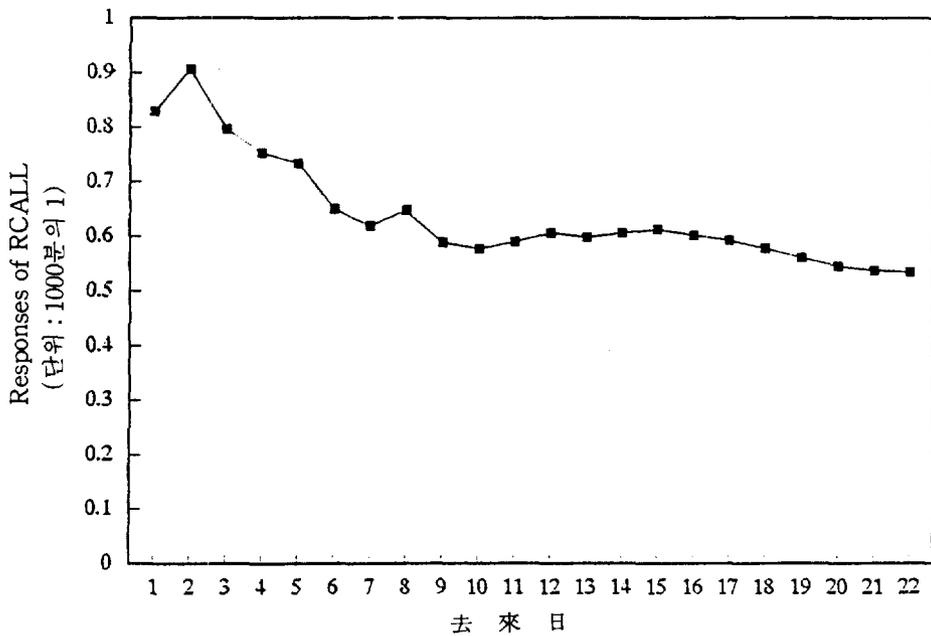
1992.1.3~1993.3.31



〈그림 4-8〉 콜금리의 충격에 대한 주식수익률의 模擬된 動的 衝擊反應  
1992.1.3~1993.3.31



〈그림 4-9〉 콜금리의 충격에 대한 콜금리의 模擬된 動的 衝擊反應  
1992.1.3~1993.3.31



마지막으로, 콜금리의 충격에 대해서 환율은 처음 1주간은 負의 방향으로 반응하다가 그 후 正과 負의 방향으로 파동을 그리며 반응이 소멸되어 간다. 주가의 경우에는 2주째를 제외하고는 대체로 負의 반응을 보이며 2주후부터 그 정도가 완화되어 가는데 이는 금리상승이 주가에 惡材로 작용한다는 설명과 부합하는 결과이다. 콜금리 자체는 높은 正의 반응을 보이며 그 정도가 완만하게 줄어드는 양상을 보이고 있다.

4.5 週間資料에 의한 각시장간의 相關性분석

日別資料를 사용한 분석에서는 외환시장, 금융시장 및 주식시장간의 거래일이 완전히 일치하지 않는 관계로 실제 거래가 있었음에도 불구하고 임의로 표본에서 제외했었다. 이러한 문제점을 치유할 뿐만 아니라 요일효과를 제거하면서도 표본수의 제약으로 인한 過剩推定問題를 해결하기 위해 금요일 終價부터 다음 금요일 終價까지의 週間(weekly) 자료를 사용하여 동일한 분석을 하여 보았다. 일별자료대신 주간자료를 사용하게 되면 외환·증권·금융시장에서의 보다 장기적인 상호관련성도 분석할 수가 있다.

주식시장개방전·후의 외환수익률(WRFXCLS), 주식수익률(WRKOSPI), 그리고 콜금리(WRCALL)에 관한 週間資料의 기초통계치는 <표 4-6>에 나타나 있다.

<표 4-6> 市場平均換率制度下에서의 週間자료의 기초통계

기간 변수 통계	주식시장개방전			주식시장개방후		
	WRFXCLS	WRKOSPI	WRCALL	WRFXCLS	WRKOSPI	WRCALL
표 본 수	94	94	94	65	65	65
단 순 평 균	0.09762	-0.34804	0.30455	0.07253	0.10300	0.26386
표 준 편 차	0.28581	3.18942	0.04201	0.23999	3.49290	0.02841
최 고 - 최 저	1.93780	19.61865	0.17462	1.15678	16.96863	0.10000
편 기 도	0.58615*	0.22102	0.45084	-0.15658	1.06041**	-0.79292*
첨 도	1.74363**	0.98075	-0.65261	-0.06400	1.52927*	-0.67837

주) \*는 5%의 유의수준을 \*\*는 1%의 유의수준을 나타낸다.

우선 週間資料의 부터 국내주식시장을 개방한 후에 환율변동, 주가변동, 그리고 콜금리변동이 심화되었는가를 알아보기로 한다. <표 4-6>에서 주식시장개방후의 분산을 주식시장개

방전의 분산으로 나눈 F 값은 각각 0.7051, 1.1994, 0.4572로 환율과 금리의 변동은 오히려 감소했으며 주가의 경우에도 상당한 유의수준에서도 분산이 같다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 한편, 주간 최고환율과 주간 최저환율의 차이를 주간 최고환율과 주간 최저환율의 평균으로 나눈 후 100으로 곱한 「範圍」의 평균은 주식시장개방전이 0.35110이고 표준편차는 0.20359, 그리고 주식개방후의 범위의 평균은 0.32196이고 표준편차는 0.15032로 Z-값이 -1.0377이다. 따라서, 「範圍」가 증가했다고 볼 수가 없어 주식시장개방초기에는 환율이 오히려 안정된 것으로 나타났다.

週間資料에 대해서도 VAR 모형을 설정하여 時差를 식별하기 위해 최대시차를 3개월에 해당하는 13으로 하여 AIC기준과 SC기준을 적용한 결과, 모든 변수에 대해 주식시장개방전에는 AIC기준은 시차 13을 SC기준은 시차 1을, 주식시장개방후에는 AIC기준은 시차 8을 SC기준은 시차 1을 최적시차로 결정하였다. 따라서 시차 8에 대해 그보다 적은 시차들에 제약을 가한 우도비검정을 통해 5% 유의수준에서 기각할 수 없는 시차중에서 가장 큰 시차를 잡은 결과 한달에 해당하는 시차 4를 최적시차로 결정하였다. 주간자료를 이용하여 시차 4를 적용한 VAR 모형계수의 블록 F-검정의 통계는 <표 4-7>에 제시되었다.

<표 4-7> 週間資料를 이용한 VAR 모형의 계수의 F-검정 통계치

설명변수	종 속 변 수					
	주식시장개방전			주식시장개방후		
	WRFXCLS	WRKOSPI	WRCALL	WRFXCLS	WRKOSPI	WRCALL
WRFXCLS	3.7787 (0.0074)	1.9924 (0.1040)	0.0842 (0.9871)	1.6625 (0.1742)	0.4019 (0.8063)	2.1163 (0.0932)
WRKOSPI	0.7715 (0.5470)	1.3785 (0.2492)	1.5556 (0.1947)	0.9526 (0.4421)	1.3406 (0.2686)	1.4456 (0.2335)
WRCALL	1.2800 (0.2852)	1.0203 (0.4023)	73.7409 (0.0000)	2.3257 (0.0697)	0.3266 (0.8588)	68.7877 (0.0000)

주) 괄호안은 유의수준을 표시

주식시장개방전에는 日別資料와 유사하게 환율과 금리변동은 과거의 환율자체 및 금리자체의 변동에 의해 주로 영향을 받으며 다른 변수의 변동에는 민감하게 반응하지 않았다. 주가

지수의 변동은 환율, 주가지수, 금리 어느 변수도 설명할 수 없어 確率步行(random walk)하는 것으로 추정된다. 주식시장개방이후에는 금리변동이 다소나마 환율의 변동을 설명하며 환율자체의 설명력은 감소하였다. 금리변동의 약간은 환율변동으로 설명할 수 있으나 여전히 금리자체의 설명력이 월등하였다. 한편, 주가지수의 변동은 주식시장개방전과 마찬가지로 어떠한 변수에 의해서도 설명할 수가 없었다.

이와 같이 일별자료에서 보인 주식시장개방후의 외환수익률과 주식수익률의 강한 인과관계는 주간자료에는 발견할 수가 없었는데 시차를 늘려 분석하여도 같은 결과를 보았다. 이는 외환시장과 주식시장간의 연계가 대체로 단기적으로 이루어지며 투자대상의 기간이 일주일 정도로 길어지면 그 영향력이 상실하는 것으로 해석할 수가 있다.

## V. 結 論

자본시장의 개방화에 따른 자본의 국제적인 移動은 자연히 화폐의 빈번한 轉換을 동반하게 되어 환율의 변동을 심화하고 변동방향의 예측을 더욱 어렵게 하고 있다. 실제로 金融 및 換 危險의 원천이 되는 것은 환율, 주가 및 금리의 수준자체가 아니라 예상하지 못한 변동이나 발생빈도로서 환율의 변동은 기업의 경쟁력과 생산성에 직접적인 영향을 미친다. 그러므로, 환율을 결정하는 요인과 그 관계를 이해함으로써 정부의 입장에서는 보다 효율적이고 효과적인 환율정책을 수립할 수가 있고 기업의 입장에서는 수출입 또는 해외투자와 관련된 기업전략과 換危險管理를 구축하는데 적용할 수 있을 것이다. 따라서, 본 연구에서는 외국자본의 流 出入이 원화환율의 변동에 미치는 영향을 파악함으로써 향후 환율정책방향을 제시하고 기업의 대응전략을 모색하는 한편 우리나라 자본개방화의 초기단계에 금융·자본·외환시장에서의 가격기능의 상호관계를 제시함으로써 차후 개방화가 진전됨에 따른 이 분야의 연구에 일조하고자 하였다.

자본거래가 자유화되기 위해서는 국내의 외환·자본·금융시장에서의 자원배분을 위한 가격의 조정 및 결정이 市場機能에 따라서 이루어져야 한다. 여기서 정부의 개입이 없이 외환·주식·금융시장이 보다 긴밀한 관계를 갖게 되면 환율·주가·금리의 시장가격기능을 제고시켜

효율성을 증대시킨다. 반면에, 한 시장에서의 충격이 발생할 경우 그 충격이 다른 시장으로 파급되는 효과가 심화되어 불안정을 증대시키기도 한다. 본 연구에서는 가격의 조정속도가 비교적 비슷한 환율·금리·주가의 세가지 변수를 이용하여 단기적으로 市場機能에 의해 얼마나 빨리 조정되는가를 자본시장개방을 중심으로 분석하여 각 시장간의 연계에 초점을 맞추었다. 또한, 자본시장개방에 따른 價格行態의 변천도 검토하여 기업에서의 활용방안을 마련하고자 하였다.

벡타자기회귀(VAR)모형을 이용하여 분석한 결과 주식시장개방이전에는 환율변동은 주가변동이나 금리변동에 영향을 주지 않으며 주가의 변동도 환율변동이나 금리변동에 영향을 주지 않는 것으로 나타나 표본기간중 자본의 이동이 제한되어 있었다는 사실을 확인했다. 또한 이 기간 중에는 환율변동이나 콜금리변동은 자체의 변동에 상당한 영향을 주는 것으로 보여 외환시장과 콜금리시장의 비효율적인 면이 보이고 있으나 위험이나 거래비용 등을 감안하지 않았기 때문에 비효율성을 단언할 수는 없다. 한편, 주가지수의 변동은 자체의 변동조차에도 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

주식시장 개방이후에도 외환수익률과 콜금리 그리고 주식수익률과 콜금리간에는 주목할 만한 관계를 발견할 수 없었으나, 외환시장과 주식시장에서는 과거 환율의 변동과 주가의 변동이 각각 교차하여 현재의 주가변동과 환율변동을 잘 설명하는 것으로 나타나 兩市場간에 상호관련성이 중대함을 보여 주고 있다. 이러한 還流關係(feedback)는 短期에 걸쳐 이루어지고 시간이 경과하면 영향력이 감소하여 어느 정도 정보의 흐름이 신속함을 시사하고 있다.

한편, 우려하던 바와 달리 주식시장의 개방으로 인해 환율의 변동이 보다 심화되었다는 증거는 발견할 수 없었다. 그러나, 본 연구가 자본시장개방 초기단계에서 자본이 주로 유입되는 시기를 다루었다는 한계가 있으므로 성급한 결론을 내릴 수는 없으며, 향후 상황에 따라 자금의 상당한 유출도 병행할 경우 환율, 주가 및 금리의 변동이 급격해지는 가능성을 배제할 수가 없다. 그러므로 재무위험(financial rick)에의 노출이 심한 기업들은 선물, 옵션 및 스왑 등 新金融上品을 이용하거나 財務技法을 도입하여 환율 및 금융위험의 관리체계를 구축하고 강화하는 것이 바람직하다.

## 참고 문헌

### <국내문헌>

1. 김규환, “금융 및 외환시장의 변화와 통화정책”, 「금융경제연구」 제58호, 1993, 한국은행 금융경제연구소.
2. 연강흠, “중시개방후의 투자주체별 투자행태에 관한 연구”, 「증권학회지」 제16집, 1994, 151-189.
3. 이영훈, “자본시장개방이 금리결정구조에 미치는 영향”, 1992 (12월), 한국경제연구원 Working paper.
4. 홍갑수, “시장평균환율제하의 환율과 원화 콜금리 관계분석: GARCH모형을 이용한 일별 관계분석”, 「금융경제연구」, 1990, 제15호, 한국은행 금융경제연구실.

### <외국문헌>

4. Adler, M. and Simon D., “Exchange Rate Surprises in International Portfolios,” *Journal of Portfolio Management(Winter)*, 1986, 44-53.
5. Bekaert, G. and R. J. Hodrick, “Characterizing Predictable Components in Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets,” *Journal of Finance*, 47, 1992, 467-509.
6. Dornbusch, R., “Expectations and Exchange Rate Dynamics,” *Journal of Political Economy*, 84, 1976, 1161-1176.
7. Edward, S., “Floating Exchange Rates, Expectations and NEWS Information,” *Journal of Monetary Economics*, 11, 1983, 321-336.
8. Eun, C.S and B.G. Resnick, “Exchange Rate Uncertainty, Forward Contracts, and International Portfolio Selection,” *Journal of Finance*, 43, 197-215.
9. Evans, G. W., “A Test for Speculative Bubbles in the Sterling-Dollar Exchange Rate : 1981-84,” *American Economic Review*, 76, 1986, 621-636.
10. Frankel, J.A., “Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determ

- ination," in *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, edited by Bhandari, J. and Putnam, B., Cambridge : MIT Press, 1983, 84-115.
11. Frenkel, J.A., "A Monetary Approach to Exchange Rate : Doctrinal Aspects and Empirical Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 1976, 200-224.
  12. Frenkel, J.A., "Flexible Exchange Rates and the Role of 'News': Lessons from the 1970s," *Journal of Political Economy*, 89, 1981, 665-705.
  13. Frenkel, J.A. and M.M. Mussa, "The Efficiency of Foreign Exchange Markets and Measures of Turbulence," *American Economic Review*, 70, 1980, 374-381.
  14. Frenkel, J.A. and M.M. Mussa, "Asset Markets, Exchange Rates, and the Balance of Payments," in *Handbook of International Economics*, Vol.2, edited by Ronald B. Jones and Peter B. Kenen, New York : Amsterdam : North-Holland, 1985.
  15. Hausman, J.A., "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, 1978, 1251-1271.
  16. Huang, R.D., "The Monetary Approach to Exchange Rates in an Efficient Foreign Exchange Market: Tests Based on Volatility," *Journal of Finance*, 36, 1981, 31-42.
  17. Ito, T., "Use of (Time-Domain) Vector Autoregressions to Test Uncovered Interest Parity," *Review of Economics and Statistics*, 70, 1988, 296-305.
  18. Lee, B-S., "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation," *Review of Economics and Statistics*, 47, 1992, 1591-1603.
  19. MacDonald, R., and M.P. Taylor, "Exchange Rate Economics, A Survey," *IMF Staff Papers*, 39, 1992, 1-57.
  20. Meese, R., "Testing for Bubbles in Exchange Markets: A Case of Sparkling Rates?," *Journal of Political Economy*, 94, 1986, 345-373.
  21. Officier, L. H., "The Purchasing Power Theory of Exchange Rates : A Review Article," *IMF Staff papers*, 23, 1976, 1-60.
  22. Rhee, S. G and R. O. Chang, "Intra-Day Arbitrage Opportunities in foreign Exchange and Eurocurrency Markets," *Journal of Finance*, 47, 1992, 363-379.
  23. Sims, C., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1980, 1-48.

24. Solnik, B., "Stock Prices and Monetary Variables : The International Evidence," *Financial Analysts Journal*, 2, 1984, 69-73.
25. Tobin, J., "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, 1969, 15-29.

