

외환·주식·화폐·채권시장의 연계성 분석*

이 근 영**

본 연구에서는 일별 자료를 이용하여 당일 외환·주식·화폐·채권시장의 인과 관계를 분석하였다. 실증분석 결과 콜금리는 CD금리를 제외한 다른 변수에 큰 영향을 미치지 못한다. 그러나 CD금리에 대한 플러스 충격은 콜금리와 채권시장 금리는 물론 KOSPI를 상승시킨다. 채권시장 내에서 IRS금리와 국고채금리에 대한 플러스 충격은 CRS금리를 상승시키나 CRS금리에 대한 플러스 충격은 IRS금리와 국고채금리를 하락시킨다. 또한 스왑베이스스($IRS금리 - CRS금리$)에 대한 플러스 충격은 KOSPI를 하락시킨다. 한편, KOSPI에 대한 플러스 충격은 CD금리와 스왑베이스스를 하락시킨다. 그러나 원/달러환율은 당일 다른 시장에 큰 영향을 미치지 못한다. 간단히 요약하면, 실증분석 결과는 CD금리가 당일 외환·주식·화폐·채권시장을 연계하는 연결고리 역할을 하고 있음을 보여 주고 있다.

핵심주제어: 연계성, 구조형 VAR-GARCH모형, 스왑베이스스, 본드-스왑스프레드
경제학문헌목록 주제분류: E4, G1

I. 서 론

최근 미국의 서브프라임 모기지 사태의 여파로 미국의 주가와 채권가격이 폭락하고 이에 따른 자본이탈과 구제금융의 영향으로 달러화의 가치가 크게 변동하고 있다. 또한 이 현상은 금융 및 자본시장이 전 세계적으로 개방됨에 따라 다른 국가의 금융시장에도 큰 영향을 미치고 있다. 특히, 우리나라의 경우에는 1998년에 주식시장이 전면 개방된 이후 국내 상장사 주식에 대한 외국인의 보유비율이 매우 높아짐에 따라 미국 주가의 폭락은 즉각 국내주가의 폭락으로 이어질 뿐만 아니라 이에 따른 해외자본 유출로 원/달러환율이 폭등하는 현상

* 이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것이다. 이 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 한국은행 금융경제연구원의 김경수 원장, 유복근·김용복 과장과 심사위원들께 감사드린다.

** 성균관대학교 경제학부 교수, 전화: (02) 760-0614, E-mail: lky@skku.ac.kr
논문투고일: 2009. 3. 3 수정일: 2009. 4. 9 게재확정일: 2009. 4. 21

이 나타나고 있다. 마찬가지로 해외자본 이탈은 국내 채권가격을 하락시키고 금리를 상승시키는 요인으로 작용한다. 한편, 해외자본 유출로 인한 달러유동성 부족은 국내금리의 상승과 더불어 국내 금융기관들이 달러를 확보하기 위해 낮은 수준의 CRS(Currency Swaps)금리로 원화대출을 하게 됨에 따라 스왑베이스스(Interest Rate Swaps: IRS금리-CRS금리)를 확대시키고, 이 과정에서 외국인들은 이익을 보는 반면 국내 금융기관들은 큰 손실을 보고 있다.

이와 같이 국내외 주식·채권·외환시장이 시간이 지남에 따라 더욱 밀접하게 연계됨에 따라 1990년대 이후 이들 시장의 연계성에 대한 연구도 활발하게 진행되고 있다. 이 연구들은 현재까지 크게 두 가지 방향으로 전개되고 있다. 하나는 국내 주식·채권·외환시장이 서로 어떤 상관관계 또는 인과관계를 가지고 있느냐 하는 문제이고, 다른 하나는 주식이나 외환시장 등 특정 시장에서 국제적인 동조화 현상 또는 연계성이 존재하느냐 하는 문제이다. 한편, 우리나라의 경우 1992년 자본시장 개방 이후 1997년 외환위기나 최근 서브프라임 모기지 사태에서 경험한 바와 같이 국내외적인 충격으로 주가폭락과 자본의 과다유출, 그리고 환율 및 금리폭등이 동시에 급격히 발생할 가능성이 상존하고 있다. 그러나 이와 같은 국내외 금융 및 외환시장 간의 동조화 현상이나 상관관계가 크게 증가함에도 불구하고 국내에서는 국내 금융시장과 외환시장의 연계성에 대한 심도 있는 연구가 충분히 이루어지지 않고 있는 상황이다.

본 연구에서는 최근 일별 KOSPI, 원/달러환율, 콜금리(익일), CD금리(91일), 국고채금리(3년), CRS금리(3년), IRS금리(3년) 자료를 이용하여 국내 주식시장, 외환시장, 화폐 및 채권시장 등이 어떤 연계성을 가지고 있는가를 분석하고자 한다. 즉, 구조형(structural form) VAR모형을 이용하여 한 시장에 대한 충격이 동일한 시점에서 다른 시장에 각각 어떤 영향을 직접적으로 미치는가를 살펴본다. 또한 직접적인 연계성뿐만 아니라 다른 시장을 통한 간접적인 연계성까지 고려한 시장 간의 전반적인 연계성도 추정해 보기로 한다. 최근 국내 금융시장에서는 주택담보대출 등의 증대로 본드-스왑스프레드(국고채금리-IRS금리)가 은행의 신용위험 등에도 불구하고 장기간에 걸쳐 양(+)의 값을 보이고 있고 달러유동성 부족으로 CRS금리가 하락함에 따라 스왑베이스스(IRS금리-CRS금리)가 확대되고 있다. 따라서 여기서는 주식·외환·화폐시장의 충격이 이들 본드-스왑스프레드나 스왑베이스스에 미치는 영향도 함께 분석해 보기로 한다.

실증분석 결과 콜금리와 원/달러환율은 당일 다른 시장에 큰 영향을 미치지 못한다. 그러나 CD금리에 대한 충격은 콜금리는 물론 채권시장과 주식시장에

도 영향을 미친다. 채권시장 내에서 IRS금리와 국고채금리의 상승은 CRS금리를 상승시키나 CRS금리의 상승은 IRS금리와 국고채금리를 하락시킨다. 또한 스왑베이스스(IRS금리-CRS금리)의 상승은 KOSPI를 하락시킨다. 한편, KOSPI에 대한 충격은 CD금리는 물론 스왑베이스스와 콜금리에도 영향을 미친다. 실증분석 결과를 통해 CD금리가 다른 어느 변수보다 당일 외환·주식·화폐·채권시장과 밀접한 인과관계를 가지고 있음을 알 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제II절에서는 금융시장 간의 연계성을 분석한 기존의 국내외 연구들을 먼저 살펴본다. 제III절에서는 금융시장 간의 연계성에 관한 추정모형으로 구조형 VAR-GARCH모형을 설정하고 이분산성에 근거한 이 추정방법에 대해 논의한다. 제IV절에서는 자료의 특성을 먼저 살펴본 다음 구조형 VAR모형의 파라미터를 추정하여 동일한 시기에 각 시장의 충격이 다른 시장에 미치는 직접적인 효과뿐만 아니라, 다른 시장을 통해 발생하는 간접적인 효과까지 고려한 전반적인 효과도 함께 살펴본다. 실증분석 결과를 바탕으로 제V절에서는 금융정책관련 시사점을 모색해 본다. 제VI절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 기존연구

금융시장의 연계성을 분석한 연구들은 크게 두 흐름으로 나누어진다. 첫 번째는 각 시장에 대한 충격이 다른 국내 금융시장에 어떠한 파급효과를 가져오는가를 분석한 연구들이다. 이들 연구들은 주로 상관관계분석을 통해 이루어지는데, 예를 들어 Barsky(1989), Shiller and Beltratti(1992), Campbell and Ammer(1993) 등은 주식수익률과 채권수익률 간에 양(+)의 상관관계가 있음을 보여주고 있다. 한편, Bernanke and Kuttner(2005), Ehrmann and Fratzscher(2004) 등은 주가가 통화정책 충격에 민감하게 반응함을 보여 주고 있다. 마찬가지로 Rigobon and Sack(2004)에 따르면 단기금리의 상승은 주가를 떨어뜨리고 수익률곡선을 위로 이동시키는 반면, Rigobon and Sack(2003a)은 반대로 통화정책이 주식시장의 움직임에 의해 영향을 받는다는 점, 즉 단기금리가 주가에 유의적으로 반응한다는 점을 보여 주고 있다. 한 걸음 더 나가 Rigobon and Sack(2003b)은 구조형 GARCH모형을 이용하여 단기금리, 장기금리, 주가가 동일한 시점에서 서로 연계성을 가지고 있음을 보여 주고 있다.

두 번째는 특정 금융시장, 특히 주식시장에서의 국제적 연계성을 분석한 연구들이다. 초기의 연구로 King and Wadhvani(1990)는 1987년 미국의 블랙먼데이 이후 미국·영국·일본 주식시장의 상관관계가 크게 증가하였음을 발견하였다. 축약형 GARCH모형을 이용한 연구로 Hamao, Masulis, and Ng(1990), King, Sentana, and Wadhvani(1994), Lin, Engle, and Ito(1994) 등이 미국으로부터 영국과 일본으로 수익률과 변동성의 과급효과가 존재함을 보여 주고 있다. 한편, Lee(2006)는 구조형 GARCH모형을 통해 미국·일본·홍콩 주식시장의 인과관계를 살펴보고 있다. 외환시장의 경우로는 Engle, Ito, and Lin(1990), Anderson and Bollerslev(1998) 등이 환율변화율과 변동성에 국제적인 과급효과가 있음을 입증해 보이고 있다. 대부분의 연구들이 국내 금융시장에 한정해 이들 시장 간의 연계성을 분석하거나 또는 특정 국제 금융시장에서의 연계성을 분석한 반면 Ehrmann, Fratzscher, and Rigobon(2005)은 미국과 유로지역의 화폐·채권·주식·외환시장 간의 과급효과를 동시에 분석하고 있다. 그 밖에 국제 금융시장에서의 전염성 효과를 분석한 연구로는 Forbes and Rigobon(2002), Bae, Karolyi, and Stulz(2003) 등이 있다.

국내연구로 이근영(2003a)이 KOSPI, 원/달러환율, 회사채수익률 등 자산가격 변화율 간의 상관관계수의 절대치가 이들 시장의 변동성이 작은 기간에 비해 큰 기간 동안에 크게 증가함을 보여 주고 있다. 이근영(2002)은 국내 주식·채권·화폐시장에서의 변동성이 어떤 상관관계를 가지고 있는가를 분석하고 있다. 해외 금융시장과의 동조화 현상을 분석한 국내연구로는 먼저 주식시장의 경우 김인무·김찬웅(2001), 남주하·윤기향(2001), 박준용(2003), 박진우(2003) 등이 있다. 또한 국내 채권시장과 외국 채권시장 간의 상호연관성을 분석한 연구로는 이년호(2001), 홍정효·문규현(2004), 원승연(2006) 등이 있으며, 이근영(2001)은 엔/달러와 원/달러의 동조화 현상을 분석하였다.

Ⅲ. 분석모형 및 추정방법

본 연구에서는 주식·외환·화폐·채권시장이 어떤 연계성을 가지고 있는가를 살펴보기 위해 다음과 같은 Rigobon and Sack(2003b)의 구조형 VAR모형을 사용하여 동일한 시점에서 주식·외환·화폐·채권시장이 각각 다른 시장과 어떤 인과관계를 가지고 있는가를 분석한다.

$$\Gamma \Delta x_t = \delta + \Psi(L)\Delta x_{t-1} + \Lambda(L)\Delta z_t + \eta_t \quad (1)$$

$$\Gamma \equiv \begin{bmatrix} 1 & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & 1 & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & 1 \end{bmatrix}, \Delta x_t \equiv \begin{bmatrix} \Delta x_{1,t} \\ \Delta x_{2,t} \\ \Delta x_{3,t} \end{bmatrix}, \delta \equiv \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \end{bmatrix}, \Psi \equiv \begin{bmatrix} \Psi_{11} & \Psi_{12} & \Psi_{13} \\ \Psi_{21} & \Psi_{22} & \Psi_{23} \\ \Psi_{31} & \Psi_{32} & \Psi_{33} \end{bmatrix}, \eta \equiv \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_3 \end{bmatrix}$$

식 (1)에서 행렬 Γ 는 각 시장이 동일한 시기에 다른 시장에 어떤 영향을 미치는가를 나타낸다. 예를 들어, γ_{12} 는 같은 시점에서 시장2가 시장1에 미치는 직접적인 영향을 표시하며 대각행렬의 원소는 1로 정규화된다. Δx_t 는 KOSPI, 원/달러환율, 단기 및 장기금리 등의 변화율로 구성된 3×1 벡터이며 δ 는 3×1 상수항 벡터이다. $\Psi(L)$ 는 3×3 행렬로 내생변수 Δx_t 의 과거 시차변수의 효과를 표시하며, $\Lambda(L)$ 는 공통충격변수 Δz_t 의 현재 및 과거 시차변수의 효과를 각각 나타낸다. 오차항 벡터 η_t 는 축약형 모형의 충격이 아니라 구조적인 충격을 나타내며 이 구조적 충격의 조건부 기대치는 0이라고 가정한다. 뿐만 아니라 시차수에 관계없이 이들 교차적에 대한 조건부 기대치도 0이라고 가정한다.

일반적으로 금융시장의 고빈도(high frequency) 데이터의 경우 오차항의 조건부 분산이 일정한 것이 아니라 시간이 흐름에 따라 변하기 때문에 본 연구에서는 구조적 충격의 분산이 다음과 같은 다변량 GARCH(1, 1)모형을 따른다고 가정한다.

$$\eta_i = \sqrt{h_i} \mu_i, \quad i = 1, 2, 3, \quad (2)$$

$$h_t = \omega + B h_{t-1} + A \eta_{t-1}^2. \quad (3)$$

$$h_t \equiv \begin{bmatrix} h_{1,t} \\ h_{2,t} \\ h_{3,t} \end{bmatrix}, B \equiv \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{bmatrix}, A \equiv \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{bmatrix}, \eta_{t-1}^2 \equiv \begin{bmatrix} \eta_{1,t-1}^2 \\ \eta_{2,t-1}^2 \\ \eta_{3,t-1}^2 \end{bmatrix}$$

식 (2)에서 μ_i 는 평균과 분산이 각각 0과 1인 정규분포를 따르는 독립적인 오차항들이다. h_t 는 3×1 조건부 분산벡터이고 B 와 A 는 각각 3×3 파라미터 행렬이다.

축약형 모형을 도출하기 위해 식 (1)의 양변을 Γ 로 나누어 주면 식 (4)와 같다.

$$\Delta x_t = D_0 + D_1(L)\Delta x_{t-1} + D_2(L)\Delta z_t + v_t \quad (4)$$

여기서 $D_0 = \Gamma^{-1}\delta$, $D_1(L) = \Gamma^{-1}\Psi(L)$, $D_2(L) = \Gamma^{-1}\Lambda(L)$, $v_t = \Gamma^{-1}\eta_t$ 이다. 식 (4)는 OLS로 추정된다.

식 (1)에서 구조형 모형의 파라미터인 Γ 는 주식, 외환, 화폐 및 채권시장 간의 직접적인 연계성을 보여 준다. 반면 축약형 모형의 충격 $v_t = \Gamma^{-1}\eta_t$ 의 파라미터 Γ^{-1} 는 시장 간의 직접적인 인과관계는 물론 다른 금융시장을 통해 발생하는 간접적인 인과관계를 포함하는 전반적인 효과를 보여 준다.

예를 들어, 외환시장과 채권시장만이 존재하는 경우 γ_{eb} 을 채권시장이 외환시장에 미치는 직접적인 효과를 측정하는 반면, γ_{be} 을 외환시장이 채권시장에 미치는 직접적인 효과를 측정하는 파라미터라고 가정하는 경우, 외환시장의 충격은 바로 채권시장에 $-\gamma_{be}$ 만큼의 충격을 가져오고 이는 채권시장을 통해 외환시장에 $(-\gamma_{be}) \times (-\gamma_{eb})$ 만큼의 충격을 초래한다. 이 충격은 다시 채권시장에 $(-\gamma_{be}) \times (-\gamma_{be}) \times (-\gamma_{eb})$ 만큼의 영향을 미친다. 이와 같은 연쇄작용이 동시에 반복적으로 일어나는 경우에 최종적으로 외환시장의 충격이 채권시장에 미치는 직·간접적인 영향은 $(-\gamma_{be}) + (-\gamma_{be}) \times [(-\gamma_{be}) \times (-\gamma_{eb})] + (-\gamma_{be}) \times [(-\gamma_{be}) \times (-\gamma_{eb})]^2 \dots = (-\gamma_{be}) / (1 - \gamma_{be} \times \gamma_{eb})$ 로 이는 대각행렬의 원소가 1인 Γ^{-1} 의 해당 원소와 동일하다. 마찬가지로 두 시장만이 존재하는 경우 채권시장의 충격이 외환시장에 미치는 전반적인 영향은 $(-\gamma_{eb}) / (1 - \gamma_{be} \times \gamma_{eb})$ 이다.

축약형 충격 v_t 는 평균이 0이고 조건부 분산·공분산 행렬이 H_t 를 가진 정규분포를 따른다. 구조적 충격의 분산인 h_t 가 다변량 GARCH(1, 1)을 따른다고 가정하였기 때문에 H_t 는 다음과 같은 다변량 GARCH(1, 1) 형태를 가진다 (Rigobon and Sack, 2003b).

$$\begin{bmatrix} H_{11,t} \\ H_{12,t} \\ H_{22,t} \\ H_{13,t} \\ H_{23,t} \\ H_{33,t} \end{bmatrix} = \Theta^* \omega + \Theta^* A(\Theta^2)^{-1} \begin{bmatrix} v_{1,t-1}^2 \\ v_{2,t-1}^2 \\ v_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} + \Theta^* B(\Theta^2)^{-1} \begin{bmatrix} H_{11,t-1} \\ H_{22,t-1} \\ H_{33,t-1} \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$\theta = \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} & \theta_{13} \\ \theta_{21} & \theta_{22} & \theta_{23} \\ \theta_{31} & \theta_{32} & \theta_{33} \end{bmatrix} = \Gamma^{-1}, \quad \theta^* = \begin{bmatrix} \theta_{11}^2 & \theta_{12}^2 & \theta_{13}^2 \\ \theta_{11}\theta_{21} & \theta_{12}\theta_{22} & \theta_{13}\theta_{23} \\ \theta_{21}^2 & \theta_{22}^2 & \theta_{23}^2 \\ \theta_{11}\theta_{31} & \theta_{12}\theta_{32} & \theta_{13}\theta_{33} \\ \theta_{21}\theta_{31} & \theta_{22}\theta_{32} & \theta_{23}\theta_{33} \\ \theta_{31}^2 & \theta_{32}^2 & \theta_{33}^2 \end{bmatrix}$$

식 (5)에서 추정해야 될 파라미터수는 총 27개로 행렬 Γ 의 6개, 벡터 ω 의 3개, 행렬 A 의 9개, 행렬 B 의 9개 등이다. 식 (5)와 유사한 축약형 GARCH모형을 추정하는 경우 추정해야 할 파라미터수는 총 42개로 상수항 6개, 1기 시차를 가진 분산항 H_{t-1} 의 18개, 1기 시차를 가진 오차항의 제곱인 v_{t-1}^2 의 18개 등이다. 따라서 식 (5)의 구조형 GARCH모형은 축약형 GARCH모형의 파라미터에 제약을 두어 추정해야 할 파라미터수를 줄인 경우이다.

추정은 2단계 추정방법을 사용하는데 먼저 OLS 방법을 통하여 식 (4)를 추정한 후 최우추정법을 통해 여기서 얻은 v_t 에 대한 식 (5)의 다변량 GARCH(1, 1)의 파라미터 Γ , ω , A , B 를 추정한다.

IV. 실증분석 결과

여기서 실증분석을 위해 사용되는 자료는 일별 KOSPI, 원/달러환율, 콜금리(익일), CD금리(91일), 국고채금리(3년), CRS금리(3년), IRS금리(3년)로 각 시장의 일일 종가이다. 또한 엔/달러환율, 미재무부증권금리(3개월, USTB), 다우존스지수 등이 외생적인 해외변수로 이용된다.¹⁾ 엔/달러환율과 미재무부증권금리로는 미연준자료를, 그리고 다우존스지수로는 야후자료를 각각 사용한다. 분석기간은 2004년 1월 2일부터 2008년 8월 20일까지이며 표본크기는 1,148개이다. CRS금리는 이중통화, 즉 원화자금과 달러화자금의 교환시 적용되는 원화고정금리로 리보(Libor)에 대한 가산금리의 형태로 표시된다. IRS금리는 원금교환 없이 변동금리(CD금리, 91일물)와 교환되는 고정금리이다.

1) 엔/달러환율, 미재무부증권금리, 다우존스지수 외에 외생적인 해외변수로 WTI, Dubai. Brent 현물유가의 단순평균자료를 추가적으로 이용해 주식·외환·화폐채권시장의 연계성을 살펴보았으나 추정결과는 본문의 결과와 크게 다르지 않다.

1. 상관관계와 기초통계량

주식, 외환, 화폐 및 채권시장이 각각 동일한 시기에 어떤 인과관계를 가지고 있는가를 살펴보기 전에 여기서는 먼저 각 수준변수와 차분변수에 대한 상관관계를 살펴본다. 수준변수의 주가(KOSPI와 다우존스지수)와 환율(원/달러환율과 엔/달러환율)의 경우에는 로그를 취하고 나머지 금리들의 경우에는 원자료를 그대로 이용한다. 한편, 차분변수의 주가와 환율의 경우에는 로그를 취해 차분한 후 100을 곱해 % 변화율로 표시한다. 나머지 금리들의 경우에는 직접 차분한 후 100을 곱해 bp(basis point) 변화율로 나타낸다.

(1) 상관관계

<표 1>의 상단은 수준변수의 상관관계를 보여 주고 있다. 원/달러환율과 KOSPI의 상관계수는 -0.823 으로 역(-)의 관계를 보여 주고 있다. 이 관계는 <그림 1>과 <그림 3>으로부터도 확인할 수 있다. 마찬가지로 원/달러환율은 단기금융시장은 물론 채권시장의 모든 금리와의 역(-)의 관계를 가지고 있다. 또한 원/달러환율은 해외변수인 다우존스지수나 미재무부증권금리뿐만 아니라 엔/달러환율과도 역(-)의 상관관계를 보이고 있다. KOSPI와 금리와의 상관계수는 모두 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 특히, CD와의 상관계수가 0.870 으로 높은 반면 CRS금리와의 상관계수는 0.256 으로 가장 낮다. 또한 KOSPI는 다우존스지수와의 상관계수가 0.893 으로 다른 어느 국내외 변수보다 높은 상관관계를 가지고 있다. 한편, KOSPI와 다우존스지수는 엔/달러환율과 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 금리 간의 상관계수는 모두 양(+)의 값을 가지며, 특히 국고채금리와 IRS금리와의 상관계수는 0.993 으로 거의 같이 움직이고 있다. 그러나 CRS금리는 상대적으로 다른 금리와의 상관관계가 작는데, 특히 콜금리와의 상관계수는 0.059 에 불과하다.

전통적인 접근법(traditional approach)에 따르면 원/달러환율의 상승은 경상수지를 개선시켜 기업주가에 영향을 미친다. 즉, 수출 또는 수입대체기업의 경우 판매증가로 주가가 상승하는 반면 수입기업의 경우 수입감소로 주가가 하락한다. 외환위기 이전에는 우리나라는 전통적인 접근법을 따라 환율상승이 주가상승을 유인하는 것으로 알려져 있다(예: Granger, Huang, and Yang, 2000). 그러나 외환위기 이후에는 상황이 변해 원/달러환율과 주가가 반대 방향으로 움직이고 있다(예: 이근영, 2003b). 포트폴리오접근법(portfolio approach)에 따르면

〈표 1〉 상관계수

| 구 분 | 원/달러 환율 | KOSPI | 콜금리 (익일) | CD금리 (91일) | 국고채 금리 (3년) | CRS금리 (3년) | IRS금리 (3년) | 엔/달러 환율 | 다우존스 지수 | USTB 금리 (3개월) | |
|------------------|-----------------|-------|-------------|---------------|-------------------|---------------|---------------|------------|------------|---------------------|----------|
| 수 준 변 수 | 원/달러환율 | 1.000 | -0.823** | -0.578** | -0.606** | -0.506** | -0.372** | -0.480** | -0.497** | -0.770** | -0.792** |
| | KOSPI | | 1.000 | 0.829** | 0.870** | 0.821** | 0.256** | 0.801** | 0.378** | 0.893** | 0.497** |
| | 콜금리(익일) | | | 1.000 | 0.974** | 0.797** | 0.059* | 0.794** | 0.237** | 0.851** | 0.219** |
| | CD금리(91일) | | | | 1.000 | 0.870** | 0.106** | 0.864** | 0.236** | 0.853** | 0.233** |
| | 국고채금리 (3년) | | | | | 1.000 | 0.382** | 0.993** | 0.351** | 0.692** | 0.267** |
| | CRS금리(3년) | | | | | | 1.000 | 0.407** | 0.860** | 0.184** | 0.734** |
| | IRS금리(3년) | | | | | | | 1.000 | 0.372** | 0.679** | 0.258** |
| | 엔/달러환율 | | | | | | | | 1.000 | 0.391** | 0.816** |
| | 다우존스지수 | | | | | | | | | 1.000 | 0.449** |
| | USTB금리 (3개월) | | | | | | | | | | 1.000 |
| 차 분 변 수 | 원/달러환율 | 1.000 | -0.025 | -0.011 | -0.007 | -0.030 | -0.030 | 0.039 | -0.017 | 0.039 | -0.058+ |
| | KOSPI | | 1.000 | -0.028 | -0.014 | 0.120** | 0.257** | 0.134** | 0.059* | 0.120** | 0.098** |
| | 콜금리(익일) | | | 1.000 | 0.210** | -0.047 | -0.007 | -0.033 | 0.012 | -0.020 | 0.000 |
| | CD금리(91일) | | | | 1.000 | 0.282** | 0.127** | 0.285** | 0.000 | -0.043 | -0.007 |
| | 국고채금리 (3년) | | | | | 1.000 | 0.395** | 0.810** | 0.095** | -0.038 | 0.101** |
| | CRS금리(3년) | | | | | | 1.000 | 0.490** | 0.182** | 0.043 | 0.199** |
| | IRS금리(3년) | | | | | | | 1.000 | 0.124** | -0.008 | 0.125** |
| | 엔/달러환율 | | | | | | | | 1.000 | 0.167** | 0.197** |
| | 다우존스지수 | | | | | | | | | 1.000 | 0.152** |
| | USTB금리 (3개월) | | | | | | | | | | 1.000 |

주: *와 **은 각각 5%와 1% 수준하에서 유의적임을 표시.

KOSPI의 상승은 국내주식의 매입을 촉진시키고 이는 해외자산을 매각하고 원화를 매입해 이루어지기 때문에 원화가치를 상승시킨다. 또한 국내주가의 상승은 부의 효과를 통해 화폐수요를 증가시킨다. 화폐수요 증대는 금리상승으로 이어지고 이는 국내외 금리차를 확대시켜 국내채권 등에 대한 수요를 증대시킨다.

다. 위의 상관관계는 국내금융 및 외환시장이 포트폴리오접근법에 따라 움직이고 있음을 보여 주고 있다.

〈표 1〉은 또한 변화율의 상관관계를 보여 주고 있다. 원/달러환율과 KOSPI의 상관계수는 -0.025 로 원/달러환율이 상승할 때 KOSPI는 하락하나 통계적 유의성은 없다. 한편, 원/달러환율은 엔/달러환율과는 역(-)의 상관관계, 다우존스지수와는 양(+)의 상관관계를 가지나 통계적으로 유의적이지 않다. 또한 원/달러환율은 콜금리, CD금리, 국고채금리, CRS금리와 각각 역(-)의 상관관계를 가지고 있으나 IRS금리와는 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 그러나 모든 경우 통계적으로 유의적이지 못하다. 반면 미재무부증권금리와는 통계적으로 유의적인 역(-)의 상관관계를 가지고 있다. KOSPI는 단기금융시장의 금리인 콜금리 또는 CD금리와 통계적인 유의성은 없으나 역(-)의 상관관계를 가지고 있다. 배당가치모형에 따르면 주가는 미래에 받을 배당금을 적정금리로 할인한 현재가치이기 때문에 금리상승은 주가를 하락시킨다. 반면 KOSPI와 채권시장금리인 국고채금리, CRS금리, IRS금리와의 상관계수는 각각 0.120, 0.257, 0.134로 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 특히, KOSPI와 CRS금리와의 상관계수가 큰데 이는 외국인 주식투자와 밀접한 관련이 있다. 즉, 외국인이 국내 주식을 매입하기 위해 CRS지급(pay)을 통해 달러를 지급하고 원화를 수취하는 경우 CRS금리와 주가가 함께 상승한다. 화폐시장의 금리인 콜금리는 CD금리와의 상관계수가 0.210으로 양(+)의 관계를 가지고 있는 반면 채권시장의 금리들과는 비록 통계적 유의성은 없으나 역(-)의 관계를 가지고 있다. 그러나 CD금리는 콜금리와 달리 국고채금리, CRS금리, IRS금리와 양(+)의 관계를 가지고 있으며 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 한편, 채권시장금리인 국고채금리, CRS금리, IRS금리는 서로간에 상대적으로 높은 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 특히, 국고채금리와 IRS금리의 상관계수는 0.810으로 두 금리가 거의 같이 변화하고 있음을 알 수 있다. 한편, 콜금리와 CD금리는 미재무부증권금리와 유의적인 상관관계가 없는 반면 국고채금리, CRS금리, IRS금리는 통계적으로 유의적인 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 미재무부증권금리는 엔/달러환율과 다우존스지수와도 양(+)의 상관관계를 갖는다.

(2) 기초통계량

〈표 2〉는 원/달러환율과 KOSPI의 경우에는 % 변화율, 나머지 금리들의 경우에는 bp(basis point) 변화율로 나타낸 기초통계량을 보여 주고 있다. 원/달러

〈표 2〉 변화율의 기초통계량

| 구분 | 원/달러 환율 | KOSPI | 콜금리 (억일) | CD금리 (91일) | 국고채 금리 (3년) | CRS 금리 (3년) | IRS 금리 (3년) | 엔/달러 환율 | 다우존스 지수 | USTB 금리 (3개월) |
|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
| 평균 | -0.011 (0.011) | 0.055 (0.039) | 0.127 (0.159) | 0.127 (0.044)** | 0.080 (0.145) | -0.030 (0.224) | 0.071 (0.143) | 0.002 (0.018) | 0.008 (0.025) | 0.068 (0.209) |
| 표준편차 | 0.389 | 1.325 | 5.381 | 1.480 | 4.924 | 7.573 | 4.845 | 0.615 | 0.836 | 7.063 |
| 왜도 | 0.555 | -0.507 | 1.334 | -2.017 | 0.301 | -1.065 | 0.202 | -0.521 | -0.160 | -1.608 |
| 첨도 | 9.622 | 4.960 | 27.901 | 43.155 | 7.623 | 17.014 | 5.930 | 5.942 | 4.788 | 40.212 |
| 최고치 | 3.324 | 5.534 | 46.000 | 11.000 | 24.000 | 46.000 | 22.000 | 2.452 | 3.487 | 61.000 |
| 최저치 | -1.733 | -7.178 | -43.000 | -17.000 | -26.000 | -70.000 | -22.000 | -3.600 | -3.349 | -85.000 |
| Q(10) | 35.727 [0.000] | 8.659 [0.565] | 119.316 [0.000] | 575.671 [0.000] | 23.589 [0.009] | 17.595 [0.062] | 26.045 [0.004] | 17.717 [0.060] | 17.328 [0.067] | 52.127 [0.000] |
| Q ² (10) | 131.370 [0.000] | 294.347 [0.000] | 135.503 [0.000] | 11.628 [0.311] | 129.311 [0.000] | 173.011 [0.000] | 90.170 [0.000] | 23.173 [0.010] | 266.426 [0.000] | 466.092 [0.000] |

주: 1) 원/달러환율과 KOSPI는 % 변화율, 나머지 금리들은 bp 변화율을 표시.

2) () 안의 값은 표준오차.

3) **은 1% 수준하에서 유의적임을 표시.

4) Q(10)는 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

5) Q²(10)는 제공된 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

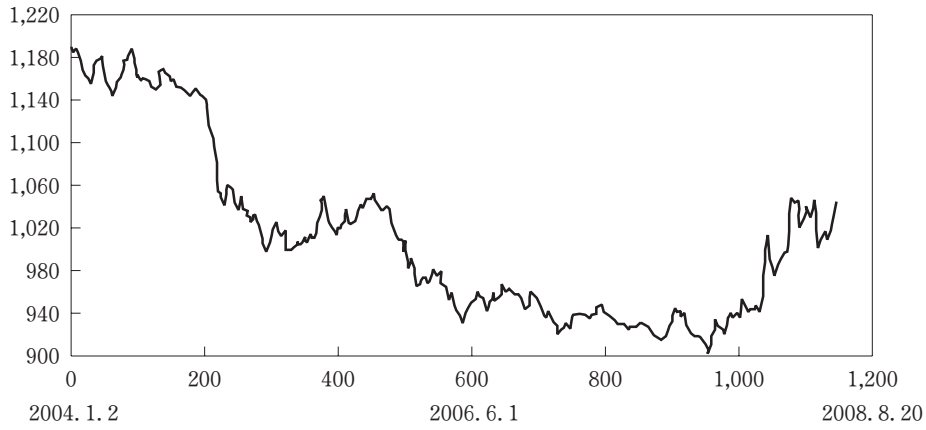
6) [] 안의 값은 확률값(p-value).

환율과 CRS금리의 경우 변화율의 평균이 음(-)의 값인 반면, 나머지 국내변수와 해외변수들의 경우는 양(+)의 값을 갖고 있으나 CD금리를 제외하고는 모두 통계적으로 유의적이지 못하다. 원/달러와 KOSPI의 표준편차는 각각 0.389와 1.325로 KOSPI의 표준편차가 원/달러환율의 표준편차보다 3배 이상 크다. 한편, KOSPI의 표준편차가 다우존스지수의 그것보다 큰 반면 원/달러환율의 표준편차는 엔/달러환율의 그것보다 작다. 금리들의 경우에는 CRS금리, 콜금리의 순으로 표준편차가 큰 것으로 나타났다. 국고채금리와 IRS금리의 경우 평균뿐만 아니라 표준편차의 크기도 비슷하다. 금리 중 가장 변동성이 큰 CRS금리의 경우 표준편차를 % 변화율로 구하면 0.076으로 원/달러환율이나 KOSPI의 표준편차보다 크게 작다. CRS금리의 표준편차 크기는 미재무부증권금리의 그것과 비슷하다. 원/달러환율의 왜도는 0.555로 변화율의 분포가 오른쪽으로 기울어져 있는 반면 KOSPI의 왜도는 -0.507로 왼쪽으로 기울어져 있다. 금리의 경우에도 왜도의 부호가 다른데 CD금리와 CRS금리는 왼쪽으로, 나머지 금리

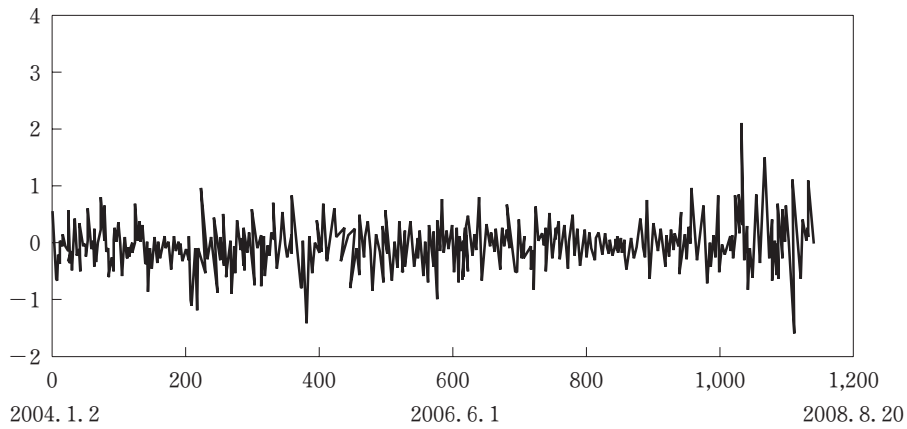
는 오른쪽으로 기울어져 있다. 반면 해외변수의 왜도는 모두 음(-)의 값을 가지고 있다. 첨도는 분포의 뾰족한 정도를 나타내는데 모두 정규분포의 첨도인 3보다 크다. CD금리, 미재무부증권금리, 콜금리의 순으로 첨도가 크며 KOSPI와 다우존스지수의 경우가 각각 4.960과 4.788로 가장 작다. 최고치와 최저치는 KOSPI의 경우가 각각 5.534%와 -7.178%로 절대치가 가장 크고, 다음으로는 다우존스지수의 절대치가 큰 것으로 나타났다. 미재무부증권금리를 제외한 국내금리 중에서는 CRS금리의 최고치와 최저치가 각각 0.046%과 -0.070%로 절대치가 가장 크다.

Q(10)은 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여 주고 있다. 자기상관관계를 가지고 있지 않다는 귀무가설이 KOSPI 변화율의 경우에는 10%, CRS금리, 엔/달러환율, 다우존스지수 변화율의 경우에는 5% 유의수준하에서 각각 기각되지 않는다. 그러나 원/달러환율과 나머지 금리들의 경우에는 자기상관관계를 가지고 있지 않다는 귀무가설이 모두 1% 유의수준하에서 기각된다. $Q^2(10)$ 은 제공된 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여 주고 있다. 변화율의 제곱이 자기상관관계를 가지고 있지 않다는 귀무가설은 CD금리를 제외하고는 모두 1% 유의수준하에서 기각된다. 즉, 변화율의 조건부 분산이 GARCH효과를 가지고 있음을 보여 주고 있다.

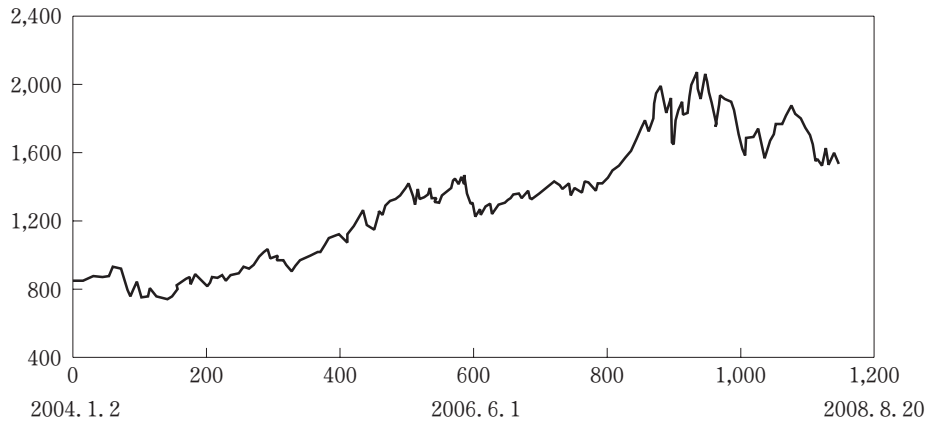
<그림 1>과 <그림 2>는 원/달러환율과 원/달러환율 변화율(%)의 추이를 보여 주고 있다. 원/달러환율은 2001년 이후 경상수지와 자본수지 흑자의 영향으로 지속적으로 하락하여 2007년 11월 2일에는 달러당 902.2원까지 떨어진다. 그러나 그 이후에는 정부의 환율정책과 유가상승으로 인한 경상수지의 악화, 서브프라임 모기지 사태의 여파로 인한 외국자본의 이탈 등으로 지속적으로 상승한다. 변화율은 0을 중심으로 랜덤하게 움직이고 있으며 원/달러환율이 급격하게 상승하거나 하락하는 기간 동안은 변동폭이 커진다. <그림 3>과 <그림 4>는 KOSPI와 KOSPI 수익률(%)의 추이를 보여 주고 있다. KOSPI는 2003년 3월 이후 세계경기의 회복과 더불어 다른 나라의 주가와 마찬가지로 지속적으로 상승한다. 2007년 10월 31일 KOSPI는 2,064.85를 정점으로 서브프라임 모기지 사태의 여파로 인한 외국자본의 이탈 등으로 다시 하락하기 시작한다. 분석기간 동안 KOSPI는 원/달러환율과 반대로 움직이고 있음을 알 수 있다. 변동폭은 0을 중심으로 움직이고 있으며 과거보다 최근 들어 더 큼을 알 수 있다. <그림 5>와 <그림 6>은 콜금리와 콜금리 변화율(bp)의 추이를 보여 주고 있다. 콜금리는 분석기간 초기 하락하다가 2005년 7월 7일 저점(3.03%)에 도달한 후



<그림 1> 원/달러환율의 추이

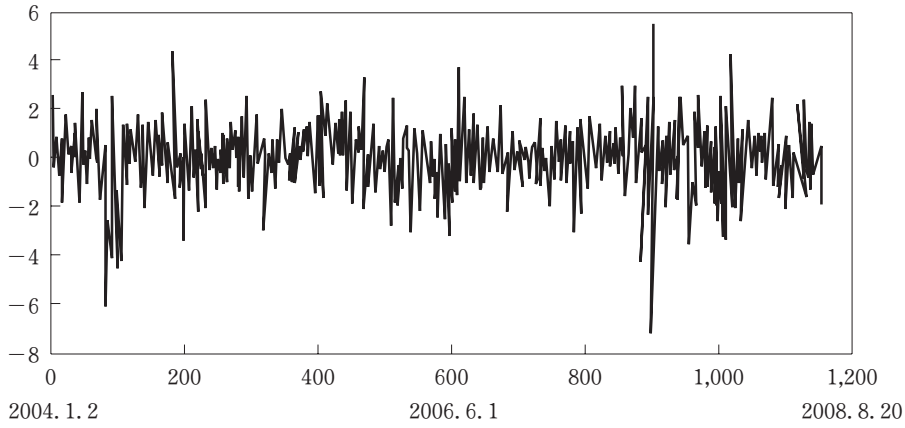


<그림 2> 원/달러환율 변화율(%)의 추이

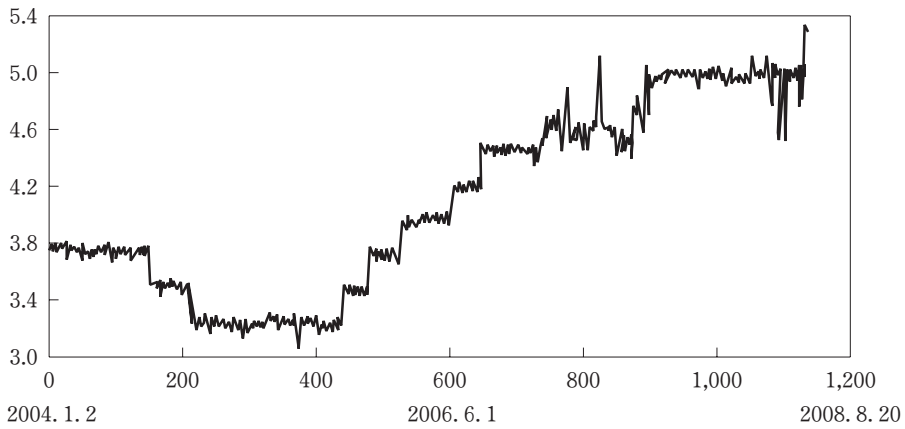


<그림 3> KOSPI 추이

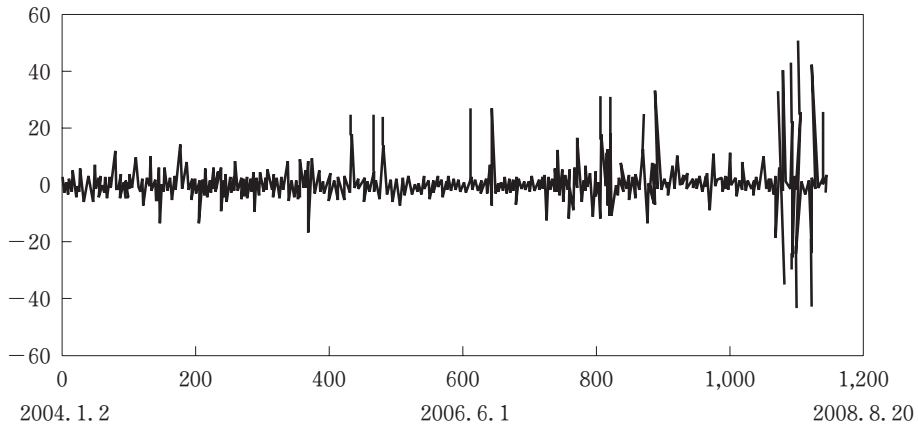
110 외환·주식·화폐·채권시장의 연계성 분석



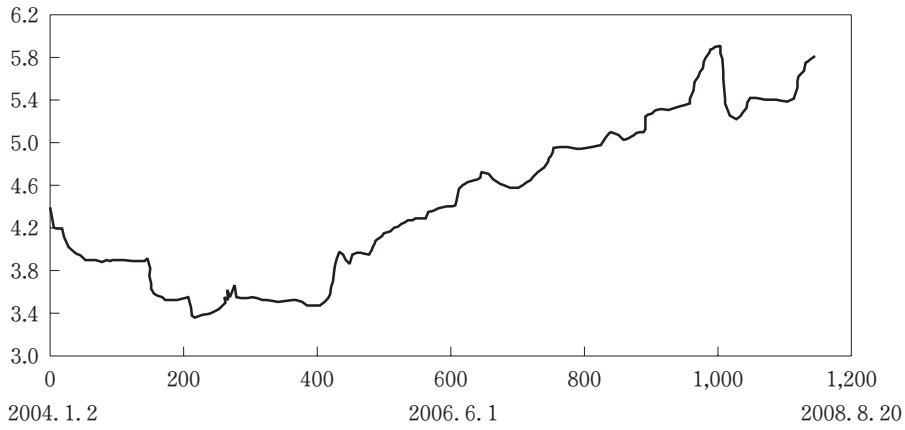
<그림 4> KOSPI 변화율(%)의 추이



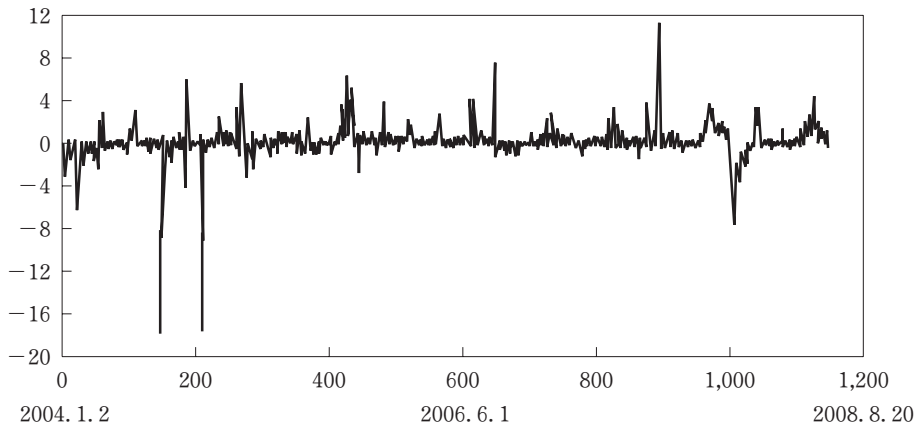
<그림 5> 콜금리 추이



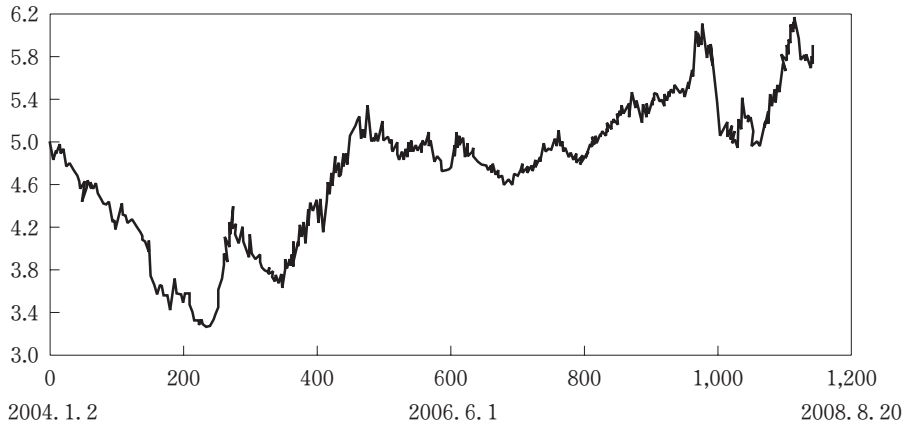
<그림 6> 콜금리 변화율(bp)의 추이



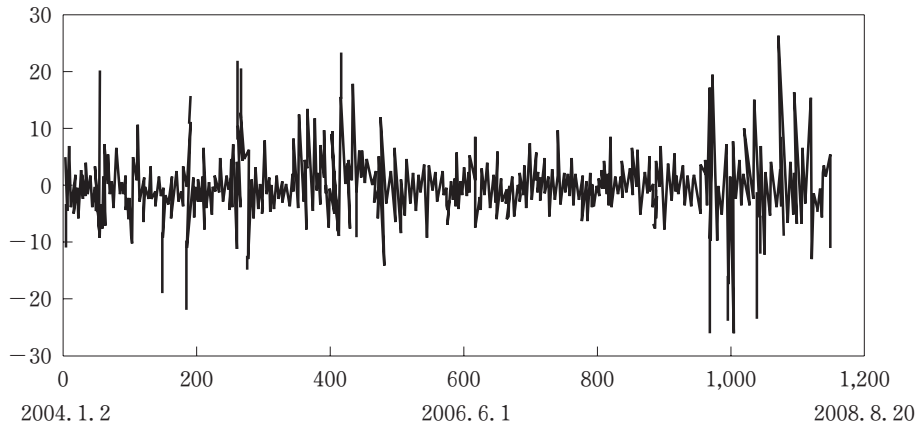
<그림 7> CD금리 추이



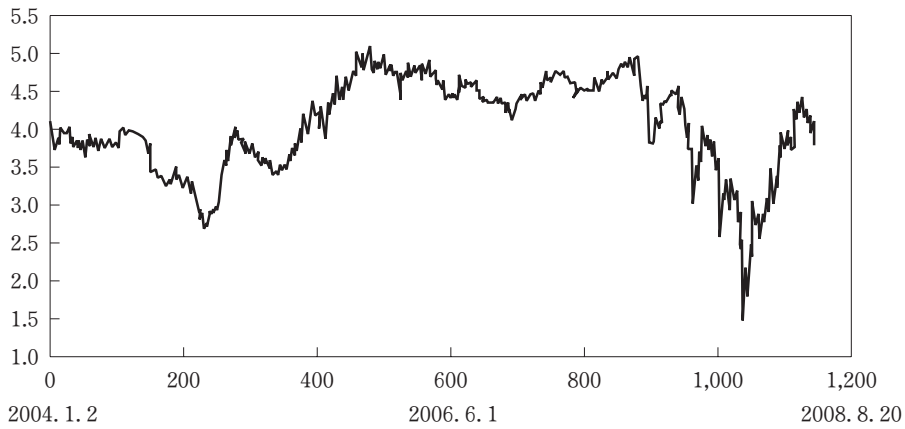
<그림 8> CD금리 변화율(bp)의 추이



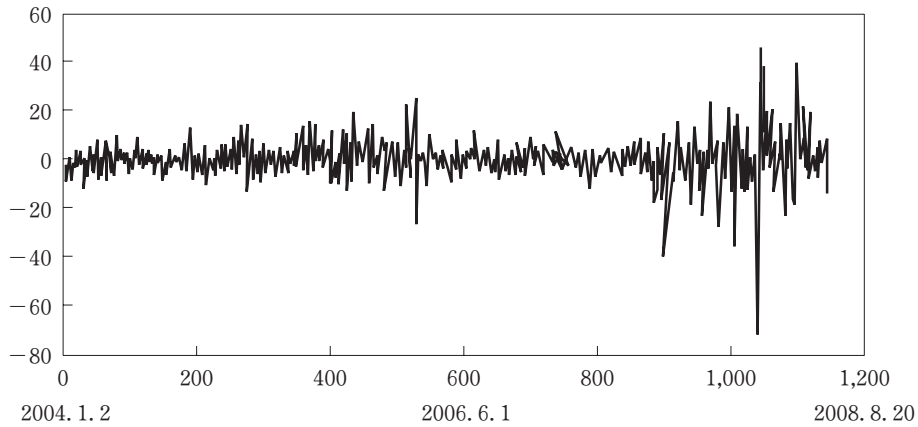
<그림 9> 국고채금리 추이



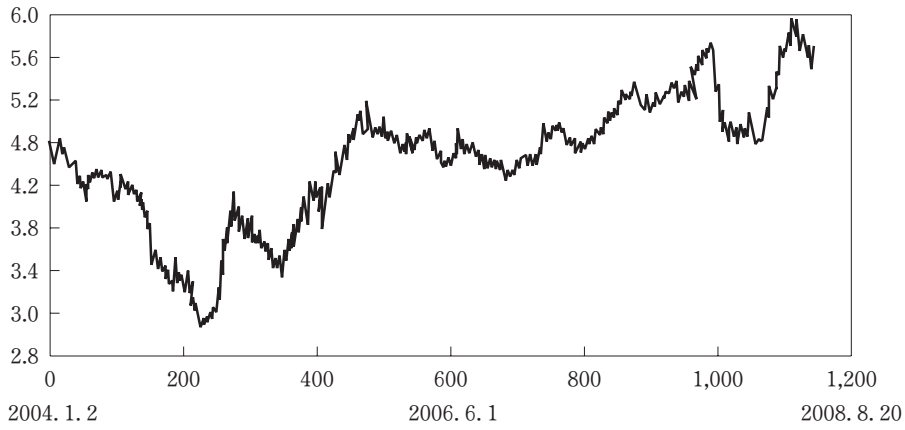
<그림 10> 국고채금리 변화율(bp)의 추이



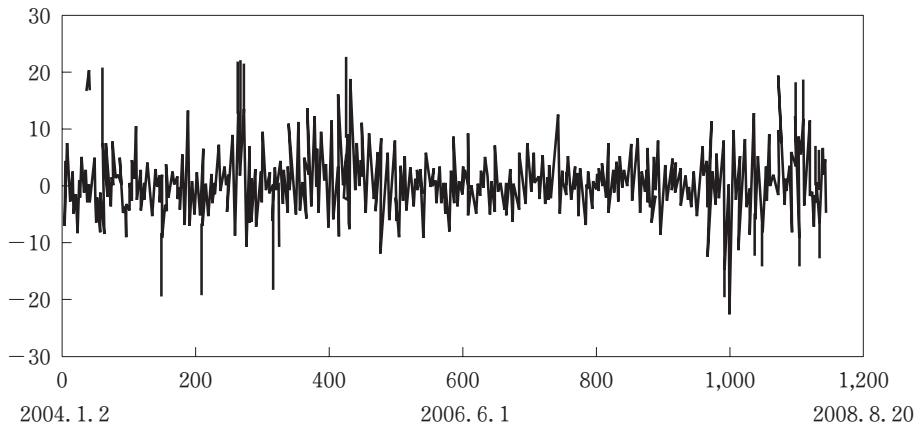
<그림 11> CRS금리 추이



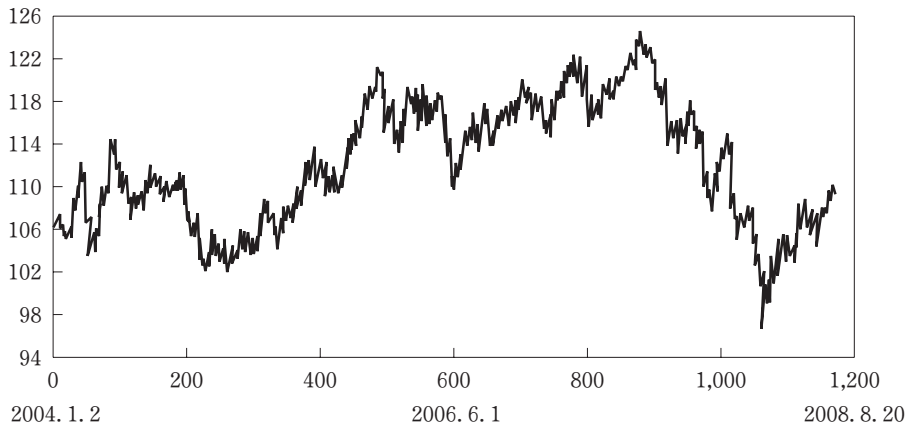
<그림 12> CRS금리 변화율(bp)의 추이



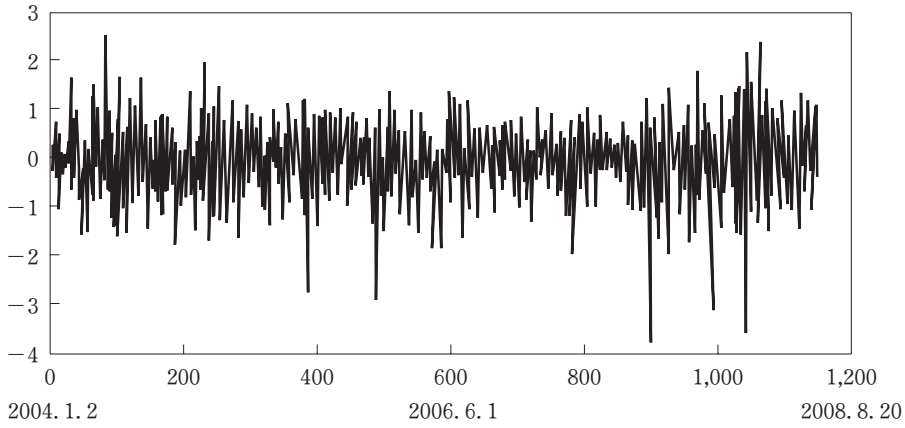
<그림 13> IRS금리 추이



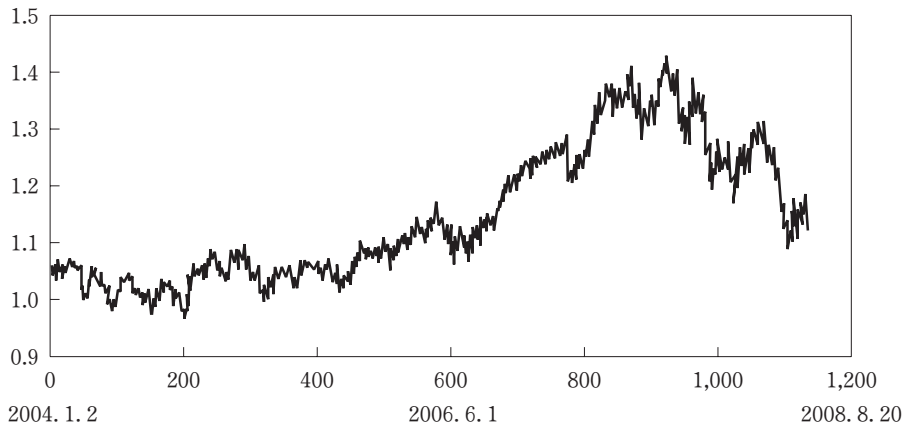
<그림 14> IRS금리 변화율(bp)의 추이



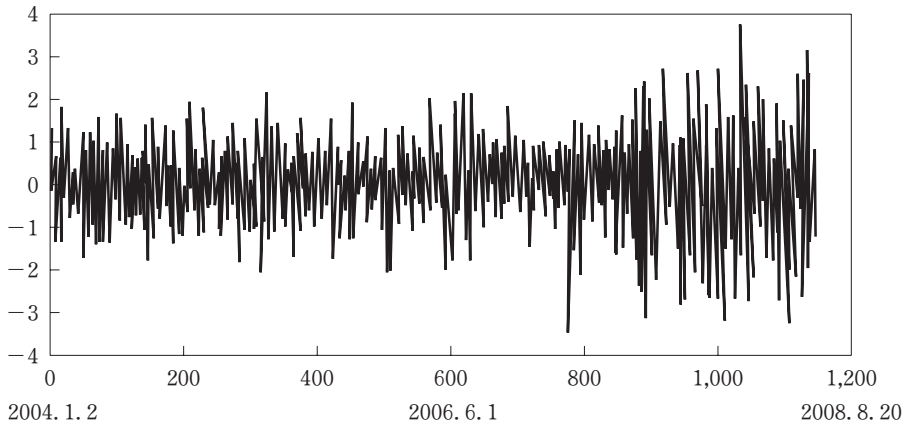
<그림 15> 엔/달러환율의 추이



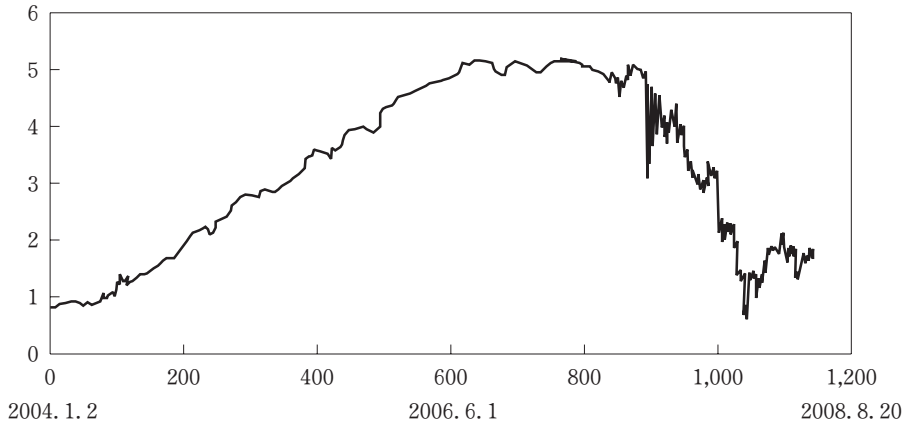
<그림 16> 엔/달러환율 변화율(%)의 추이



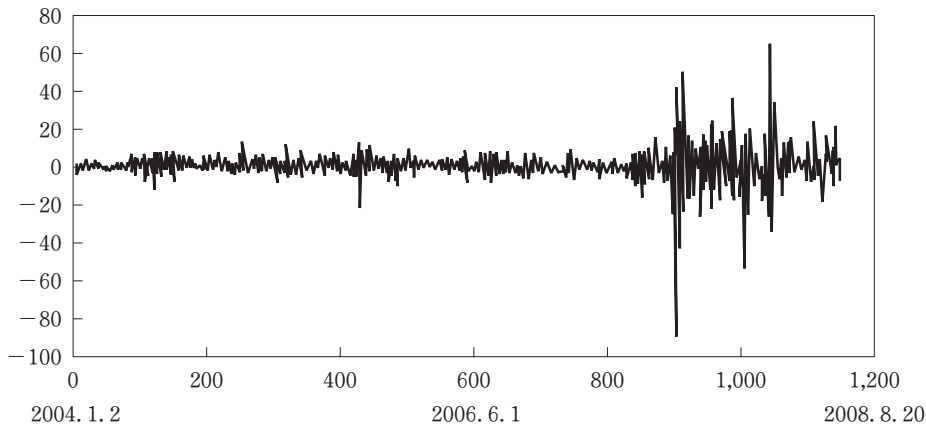
<그림 17> 다우존스지수의 추이



<그림 18> 다우존스지수 변화율(%)의 추이



〈그림 19〉 USTB금리 추이



〈그림 20〉 USTB금리 변화율(bp)의 추이

지속적으로 상승하다가 최근에는 보합세를 유지하고 있다. 콜금리 변동폭은 최근에 커지고 있다.²⁾ 〈그림 7〉과 〈그림 8〉은 CD금리와 CD금리 변화율(bp)의 추이를 보여 주고 있다. CD금리는 콜금리와 마찬가지로 분석기간 초기 하락하다가 2004년 11월 15일 저점(3.35%)에 도달한다. 이후 2008년 1월 10일(5.89%)까지 지속적으로 상승하다가 일시 하락한 후 다시 상승한다. CD금리의 변동폭은 콜금리를 포함한 다른 금리와 달리 최근에 들어와 크게 변하지 않고 있다. 〈그

2) 금융통화위원회가 매월 결정하는 정책금리는 2008년 2월까지 ‘콜금리 목표’이었으나 2008년 3월부터는 한국은행과 금융기관 간 거래(RP매매 등)의 기준이 되는 ‘한국은행 기준금리’로 변경되었다.

림 9)와 <그림 10>은 국고채금리와 국고채금리 변화율(bp)의 추이를 보여 주고 있다. 콜금리나 CD금리와 마찬가지로 분석기간 초기 하락하다가 2004년 12월 7일 저점(3.24%)에 도달한 후 2008년 7월 14일에는 6.17%까지 지속적으로 상승한다. 국고채금리의 변동폭은 콜금리처럼 최근에 들어와 크게 변하고 있다. <그림 11>과 <그림 12>는 CRS금리와 CRS금리 변화율(bp)의 추이를 보여 주고 있다. CRS금리는 다른 금리와 마찬가지로 분석기간 초기 하락하다가 2004년 12월 7일 저점(2.65%)에 도달한 후 반등한다. 2005년 12월 이후 하락과 상승을 다시 반복하나 다른 금리와 달리 <표 2>에서 살펴본 바와 같이 상승하는 추세 가 아니다. CRS금리의 변동폭은 최근 들어 국제 금융시장의 요동에 따른 달러 차입 여건의 급속한 변화로 매우 커지고 있음을 알 수 있다. <그림 13>과 <그림 14>는 IRS금리와 IRS금리 변화율(bp)의 추이를 보여 주고 있는데 국고채금리의 움직임과 거의 차이가 없음을 알 수 있다.

한편, <그림 15>와 <그림 16>은 엔/달러환율과 엔/달러환율 변화율(%)의 움직임을 보여 주고 있다. <그림 1>에서 살펴본 바와 같이 엔/달러환율은 원/달러환율과 달리 전반적으로 분석기간 초기부터 상승 추세를 보이다가 2007년 6월 22일에 달러당 124.09엔을 기록한 후 하락한다. 그러나 2008년 3월 17일 달러당 96.88엔을 저점으로 다시 상승한다. <그림 17>과 <그림 18>은 다우존스지수와 다우존스지수 변화율(%)의 추이를 보여 주고 있다. 다우존스지수는 KOSPI와 마찬가지로 지속적으로 상승하다가 2007년 10월 9일에 정점(14164.53)에 도달한 후 하락하기 시작한다. 다우존스지수가 하락하기 시작한 이후 변동폭의 매우 커지고 있음을 <그림 18>이 보여 주고 있다. <그림 19>와 <그림 20>은 미재무부증권금리(3개월, USTB)와 그의 변화율(%) 추이를 보여 주고 있다. 분석기간 초기부터 미연준의 고금리정책에 따라 미재무부증권금리가 지속적으로 상승하다가 2007년 2월 20일 5.19%를 기록한 후 하락세를 보이고 있다. 미연준은 2006년 6월 29일 연방기금금리 목표를 5.25%까지 인상하나 서브프라임 모기지 사태해결을 위해 2007년 9월 18일 4.75%로 인하한 후 최근까지 수 차례에 걸쳐 대폭적으로 목표금리를 낮추고 있다. 이에 따라 미재무부증권금리의 변동폭도 최근 크게 상승하고 있다.

2. 연계성 분석

여기서는 외생적인 해외변수로 엔/달러환율, 미재무부증권금리(3개월), 다우

존스지수를 포함한 경우를 고려한다. 한국과 미국 간의 시차로 인해 당일 한국의 주식 및 외환시장이 폐장한 이후 미국의 주식 및 외환시장이 열리기 때문에 달러상 같은 날의 미국 주가나 엔/달러환율이 한국 주가나 원/달러환율에 영향을 줄 수 없다. 따라서 전날의 미국 주가, 엔/달러환율, 미국무부증권금리를 외생변수로 보고 축약형 모형을 추정한다.

ADF검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP검정(Phillips and Perron, 1988)을 실시한 결과 원/달러환율, KOSPI, 콜금리, CD금리, 국고채금리, CRS금리, IRS금리 등의 수준변수에 단위근이 존재한다. 그러나 자산가격의 구성에 따라 이들 변수들이 공적분 관계를 가질 수 있다. 따라서 여기서는 차분된 축약형 VAR모형과 함께 공적분 관계가 존재한다는 가정하에서 식 (4)에 전체적으로 3변수의 오차수정항($ab'x_{t-1}$)을 추가한 축약형 ECM을 동시에 추정하였으나 추정결과에 큰 차이가 없기 때문에 후자의 경우만을 본문에 기술한다. 시차수는 Schwarz 기준에 따라 1로 정한다. b 를 $[1-b_1-b_2]'$ 로 정규화시키고 상수항을 포함한 장기균형식을 여기서는 Stock and Watson(1993)의 DOLS(Dynamic OLS) 추정방법을 통해 추정한다.³⁾ 간단히 말해, 위의 장기균형식에 차분변수를 이용한 3개의 선행(lead) 및 후행(lag) 시차항을 포함한 모형을 추정한다. 축약형 모형의 추정 결과는 지면절약상 생략한다.

1단계로 축약형 ECM을 추정함으로써 얻은 오차항들을 이용하여 2단계로 구조형 GARCH(1, 1)모형을 추정한다. 여기서 얻은 Γ 가 시장 간의 직접적인 연계성을 나타낸다. 먼저 <표 3>은 3변수 모형을 추정함으로써 얻은 Γ 의 추정결과를 보여 주고 있다. γ_{12} 는 시장2의 충격이 같은 날에 시장1에 미치는 직접적인 영향을 표시한다. 3변수 구조형 VAR모형의 첫 번째 식은 $\Delta x_{1,t} + \gamma_{12}\Delta x_{2,t} + \gamma_{13}\Delta x_{3,t} + \dots$ 로 표시된다. 이때 왼쪽 2, 3번째 항에 있는 $\gamma_{12}\Delta x_{2,t}$ 와 $\gamma_{13}\Delta x_{3,t}$ 을 오른쪽으로 이동시키면 $\Delta x_{1,t} = -\gamma_{12}\Delta x_{2,t} - \gamma_{13}\Delta x_{3,t} + \dots$ 로 표시되기 때문에 <표 3>, <표 4>, <표 5>에서는 Γ 의 추정치에 마이너스를 추가하였다.

(1) 주식시장·외환시장·채권시장

<표 3>은 주식·외환·채권시장 간의 연계성 추정결과를 보여 주고 있다. 먼저 KOSPI, 원/달러환율, IRS금리 간의 인과관계를 살펴보고자 한다. 해외변수를 포함한 ECM(1)의 경우 주식시장과 외환시장 간의 인과관계를 나타내는 $-\gamma_{12}$

3) b 를 $[-b_1 \ 1 \ -b_2]'$ 또는 $[-b_1 \ -b_2 \ 1]'$ 로 정규화시키고 상수항을 포함하는 경우에도 연계성에 대한 실증분석 결과는 $[1 \ -b_1 \ -b_2]'$ 의 경우와 크게 다르지 않다.

〈표 3〉 주식·외환·채권시장의 연계성 추정결과

| 대상변수 | $-\gamma_{12}$ | $-\gamma_{13}$ | $-\gamma_{21}$ | $-\gamma_{23}$ | $-\gamma_{31}$ | $-\gamma_{32}$ |
|-------------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|---------------------|--------------------|
| KOSPI, 원/달러, IRS | -0.043 (0.158) | 0.031 (0.012)** | -0.007 (0.014) | -0.000 (0.002) | 0.055 (0.163) | 0.363 (0.135)** |
| KOSPI, 원/달러, 국고채 | 0.008 (0.159) | 0.011 (0.011) | -0.012 (0.015) | 0.001 (0.006) | 0.281 (0.149)+ | -0.400 (0.903) |
| KOSPI, 원/달러, CRS | -0.055 (0.153) | 0.025 (0.007)** | -0.003 (0.014) | 0.002 (0.003) | 0.333 (0.181)+ | 0.158 (0.853) |
| KOSPI, 원/달러, IRS-CRS | -0.046 (0.161) | -0.011 (0.007) | -0.003 (0.014) | 0.001 (0.002) | -0.306 (0.080)** | 0.179 (0.285) |
| KOSPI, 원/달러, 국고채-IRS | -0.142 (0.161) | -0.045 (0.021)* | 0.002 (0.015) | -0.003 (0.008) | 0.077 (0.067) | -0.316 (0.293) |
| 대상변수 | θ_{12} | θ_{13} | θ_{21} | θ_{23} | θ_{31} | θ_{32} |
| KOSPI, 원/달러, IRS | -0.032 | 0.031 | -0.007 | -0.001 | 0.052 | 0.361 |
| KOSPI, 원/달러, 국고채 | 0.004 | 0.001 | -0.001 | 0.000 | 0.287 | -0.399 |
| KOSPI, 원/달러, CRS | -0.051 | 0.025 | -0.004 | -0.002 | 0.335 | 0.141 |
| KOSPI, 원/달러, IRS-CRS | -0.048 | -0.011 | -0.003 | 0.001 | -0.308 | 0.194 |
| KOSPI, 원/달러, 국고채-IRS | -0.127 | -0.045 | 0.002 | -0.003 | 0.078 | -0.326 |

주: 1) $-\gamma_{ij}$ 은 시장 j 가 시장 i 에 대한 직접적인 연계효과를 표시.

2) θ_{ij} 은 시장 j 가 시장 i 에 대한 전반적인 연계효과를 표시.

3) () 안의 값은 표준오차.

4) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

와 $-\gamma_{21}$ 의 추정치는 각각 $-0.043(0.158)$ 과 $-0.007(0.014)$ 이며 () 안의 값은 표준오차이다. 주식시장과 외환시장은 당일 서로에게 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이 결과는 KOSPI와 원/달러환율 두 변수만을 고려하거나 IRS금리 대신 다른 변수를 고려하는 경우에도 큰 차이가 없다. 이는 〈표 1〉에서 두 차분변수의 상관계수가 -0.025 임에 비추어 볼 때 어느 정도 예상된 결과이다. 그러나 이근영(2007b)은 원/달러환율이 상승하는 경우 동 시기의 KOSPI가 상승하는 반면 KOSPI가 상승하는 경우 동 시기의 원/달러환율이 하락함을 보여 주고 있다. 이러한 차이는 기본적으로 분석기간이 다르기 때문에 나타난 현상이라고 본다. 이근영(2007b)은 1999년 1월부터 2006년 12월까지의 기간을 이용해 예측오차의 공분산행렬을 4개의 국면으로 나누어 분

석하고 있다. 본 모형의 경우에도 분석기간을 달리하는 경우 이근영(2007b)과 유사한 결과를 가져온다. 한편, 축약형 모형의 추정결과는 전날 KOSPI가 상승하는 경우 당일의 원/달러환율이 하락함을 보여 주고 있다.

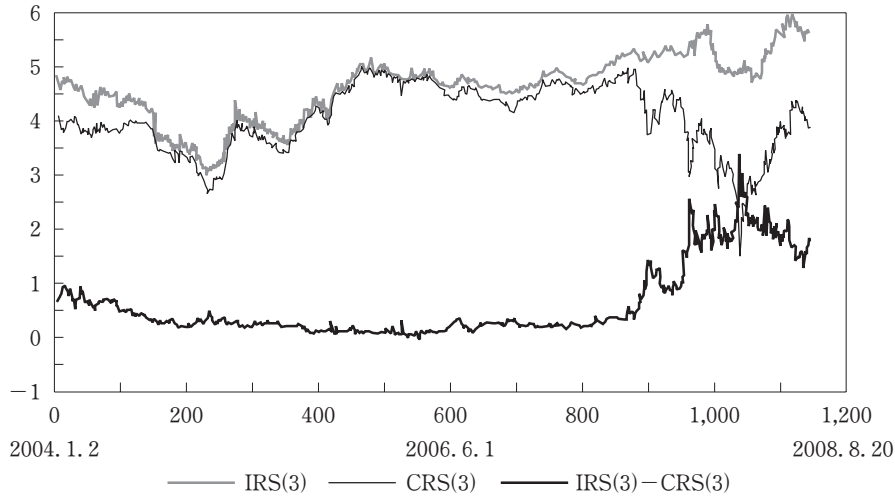
한편, KOSPI와 IRS금리 상호간의 파급효과를 나타내는 $-\gamma_{13}$ 과 $-\gamma_{31}$ 의 추정치는 0.031(0.012)**와 0.055(0.163)로 IRS금리가 1bp 상승하는 경우, KOSPI는 0.031% 포인트 상승하며 이는 1% 수준하에서 유의적이다. IRS금리가 상승하는 경우 본드-스왑스프레드(국고채금리-IRS금리)가 축소되어 금리차익이 줄어들어 따라 원화차입자금이 주식시장으로 흘러들어 KOSPI가 상승한다. 마찬가지로 KOSPI가 1% 포인트 상승하는 경우 IRS금리는 0.055bp 상승하나 통계적으로 유의적이지 못하다. 원/달러환율과 IRS금리 간의 인과관계를 나타내는 $-\gamma_{23}$ 과 $-\gamma_{32}$ 는 $-0.000(0.002)$ 와 $0.363(0.135)**$ 로 원/달러환율이 1% 포인트 상승하는 경우 IRS금리는 0.363bp 상승하는 반면, IRS금리가 1bp 상승하는 경우 원/달러환율은 거의 변하지 않는다. 원/달러환율이 상승하는 경우 환차손으로 인한 자본유출이 일어나기 때문에 금리가 상승한다. 월별 또는 분기별 자료를 이용한 여러 국내연구들은 환율이 상승할 때 정책금리가 상승함을 보여 주고 있다. 간단히 요약하면, IRS금리가 KOSPI에 미치는 직접적인 영향과 원/달러환율이 IRS금리에 미치는 영향만이 통계적으로 유의성을 갖는다.

IRS금리 대신 국고채금리가 사용되는 경우 ECM(1)에 따르면 $-\gamma_{31}$ 의 추정치만이 통계적으로 유의적이다. 즉, KOSPI가 1% 포인트 상승하는 경우 국고채금리는 0.281bp 상승한다. IRS금리 대신 CRS금리가 사용되는 경우에는 KOSPI와 CRS금리 간의 인과관계를 나타내는 $-\gamma_{13}$ 과 $-\gamma_{31}$ 가 각각 0.025(0.007)**와 0.333(0.181)+로 통계적으로 유의적이다.

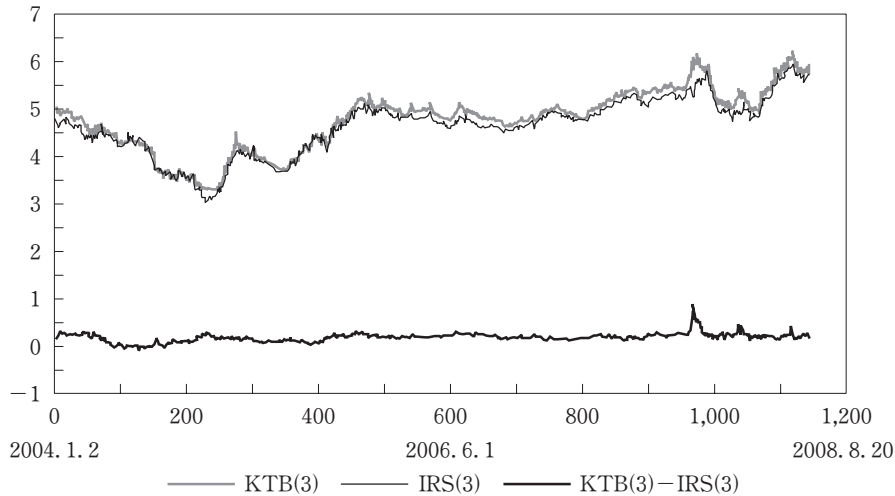
위에서 살펴본 바와 같이 IRS금리, 국고채금리, CRS금리가 KOSPI 또는 원/달러환율과 연계성을 가지고 있기 때문에 여기서는 KOSPI와 원/달러환율이 스왑베이스스(IRS금리-CRS금리)나 본드-스왑스프레드(국고채금리-IRS금리)와 어떤 인과관계를 가지고 있는가를 살펴보고자 한다.⁴⁾

<그림 21>은 스왑베이스스의 추이를 보여 주고 있다. 분석기간 초기에 IRS금리와 CRS금리 간의 격차가 컸으나 점차 그 격차가 줄어들어 스왑베이스스가 2007년 상반기까지는 일정한 값을 유지한다. 그러나 서브프라임 모기지 사태 등의 영향으로 2007년 하반기부터 CRS금리가 크게 하락함에 따라 스왑베이스

4) 국고채금리의 움직임이 IRS금리의 움직임과 거의 동일하기 때문에 국고채금리-CRS금리의 경우는 지면절약상 생략한다.



〈그림 21〉 스왑베이스스(IRS금리-CRS금리)의 추이



〈그림 22〉 본드-스왑스프레드(국고채(KTB)금리-IRS금리)의 추이

스가 다시 커지다가 2008년 4월 이후 달러수요가 줄어들어 따라 스왑베이스스는 작아진다.

〈그림 22〉는 본드-스왑스프레드(국고채금리-IRS금리)의 추이를 보여 주고 있으며 KTB는 국고채금리를 나타낸다. 이미 상관관계나 모형추정 결과에서 살펴본 바와 국고채금리와 IRS금리는 거의 같이 움직이기 때문에 분석기간에 걸쳐 본드-스왑스프레드는 일정하다.⁵⁾

〈표 3〉은 먼저 KOSPI, 원/달러, IRS금리-CRS금리 간의 인과관계를 보여 주고 있다. 모형추정 결과는 KOSPI와 IRS-CRS 간의 인과관계, 즉 $-\gamma_{13}$ 과 $-\gamma_{31}$ 의 추정치만이 통계적으로 유의적임을 보여 주고 있다. 즉, IRS-CRS가 상승하는 경우 KOSPI는 하락한다. 외국인을 포함한 국제투자자들이 국제 금융시장에서 리보금리로 달러를 차입하여 국내 스왑시장에서 CRS금리 지급(pay), 리보수취(receive) 계약으로 원화를 달러로 조달한 후 국내 단기금융자산에 투자할 경우 스왑베이스스(IRS금리-CRS금리)+ α 만큼의 수익을 얻을 수 있다.⁶⁾ 따라서 IRS-CRS가 상승하는 경우 국내주식보다는 단기금융자산이나 국고채에 대한 수요가 증가하기 때문에 KOSPI는 하락한다. 또한 다우존스지수 하락으로 인한 해외자본 이탈로 달러화에 대한 수요가 증가하는 경우 CRS금리가 하락하게 되며 외국인 주식매도로 주가가 떨어지게 된다. KOSPI가 1% 포인트 상승하는 경우 스왑베이스스(IRS금리-CRS금리)는 0.306bp 하락한다. KOSPI가 상승하는 경우 국내 주식시장에 투자하기 위해 외국인들이 달러를 원화로 교환하기 위한 CRS 지급수요가 증가하기 때문에 IRS-CRS는 하락한다. 반대로 외국인의 국내 주식매도로 KOSPI가 폭락하는 경우 달러에 대한 수요가 증가하여 국내은행들이 현물외환시장에서 달러조달이 어려운 경우 CRS시장에서 달러를 차입하게 됨에 따라 CRS금리가 하락하고 IRS-CRS는 상승한다.

〈표 3〉은 또한 KOSPI, 원/달러, 국고채-IRS 간의 인과관계를 보여 주고 있다. 본드스왑스프레드(국고채금리-IRS금리)가 상승하는 경우 국내주식보다는 국고채에 대한 수요가 증가하기 때문에 KOSPI는 하락한다.

축약형 모형의 충격 $v_t = \Gamma^{-1}\eta_t$ 의 파라미터 $\Gamma^{-1}(=\Theta)$ 는 시장 간의 직접적인 인과관계는 물론 다른 금융시장을 통해 발생하는 간접적인 인과관계를 포함하는 전반적인 효과를 보여 준다(본고 103쪽 참조). 이 결과는 〈표 3〉의 하단에 나타나 있다. 각 변수가 다른 변수에 서로 다른 방향으로 영향을 미치는 경우에는 전반적인 효과가 직접적인 효과에 비해 작다. 그러나 각 변수가 다른 변

5) 이론적으로 IRS금리는 금리스왑시장이 국채시장에 비해 유동성이 부족하고 은행의 신용이 국가에 비해 낮기 때문에 국고채금리보다 높다. 미국·영국·일본 등의 선진국의 경우 IRS금리가 국고채금리보다 높다. 그러나 우리나라의 경우는 〈그림 22〉가 보여 주는 바와 같이 오히려 국고채금리가 IRS금리보다 높아 본드-스왑스프레드(국고채금리-IRS금리)가 분석기간 동안 지속적으로 양(+)의 값을 보여 주고 있다. 이 현상은 변동금리부 주택담보대출과 구조화채권의 발행, 스왑베이스스 차익획득 거래의 증대 등으로 IRS 수취수요가 계속 증가한 반면 IRS 지급거래는 그렇지 못하였기 때문에 일어나고 있다.

6) 스왑베이스스 거래는 IRS와 CRS의 연계거래이다. 즉, 외국인을 포함한 투자자는 CRS지급을 통해 달러매도로 조달한 원화를 CD로 운용하는데 이때 발생한 금리변동 위험은 IRS수취를 통해서 헤지한다. 이 경우 스왑베이스스만큼의 재정차익이 발생한다.

수에 서로 같은 방향으로 영향을 미치는 경우에는 전반적인 효과가 직접적인 효과보다 크다. 일반적으로 직접적인 효과와 전반적인 효과가 크게 다르지 않음을 알 수 있다.⁷⁾

(2) 주식시장·외환시장·화폐시장

〈표 4〉는 주식·외환·화폐시장 간의 연계성 추정결과를 보여 주고 있는데 먼저 KOSPI, 원/달러환율, 콜금리 간의 인과관계를 살펴보고자 한다. KOSPI와 콜금리 간의 인과관계를 나타내는 $-\gamma_{13}$ 과 $-\gamma_{31}$ 의 추정치는 각각 0.006(0.010)과 $-0.226(0.152)$ 로 통계적으로 유의적이지 않다. 원/달러환율과 콜금리 간의 연계성을 나타내는 $-\gamma_{23}$ 과 $-\gamma_{32}$ 는 각각 $-0.003(0.003)$ 과 $0.659(0.478)$ 로 KOSPI와 콜금리의 경우와 마찬가지로 통계적인 유의성이 없다. 간단히 요약하면, 콜금리는 당일의 KOSPI나 원/달러환율에 크게 영향을 미치지 못할 뿐만 아니라 KOSPI나 원/달러환율 또한 당일의 콜금리에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못한다.⁸⁾

〈표 4〉 주식·외환·화폐시장의 연계성 추정결과

| 대상변수 | $-\gamma_{12}$ | $-\gamma_{13}$ | $-\gamma_{21}$ | $-\gamma_{23}$ | $-\gamma_{31}$ | $-\gamma_{32}$ |
|-----------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| KOSPI, 원/달러, 콜 | -0.087 (0.155) | 0.006 (0.010) | -0.001 (0.015) | -0.003 (0.003) | -0.226 (0.152) | 0.659 (0.478) |
| KOSPI, 원/달러, CD | -0.081 (0.181) | 0.145 (0.030)** | 0.001 (0.016) | 0.009 (0.011) | -0.200 (0.046)** | -0.155 (0.140) |
| 대상변수 | θ_{12} | θ_{13} | θ_{21} | θ_{23} | θ_{31} | θ_{32} |
| KOSPI, 원/달러, 콜 | -0.083 | 0.006 | 0.000 | -0.003 | -0.226 | 0.677 |
| KOSPI, 원/달러, CD | -0.101 | 0.140 | -0.001 | 0.008 | -0.194 | -0.134 |

주: 1) $-\gamma_{ij}$ 은 시장 j 가 시장 i 에 대한 직접적인 연계효과를 표시.
 2) θ_{ij} 은 시장 j 가 시장 i 에 대한 전반적인 연계효과를 표시.
 3) () 안의 값은 표준오차.
 4) *, **, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

7) 자기회귀시차가 1인 경우가 사용되기 때문에 여기서의 전반적인 효과와 누적적인 충격반응분석효과가 크게 차이가 나지 않는다. 따라서 충격반응분석 결과는 지면절약상 생략한다.
 8) 정책금리가 ‘콜금리 목표’에서 ‘한국은행 기준금리’로 2008년 3월부터 변경되고 2008년부터 국내외 금융자산가격의 변동폭이 커지기 때문에 분석기간을 2004년 1월 2일부터 2008년 2월 29일로 단축한 경우를 추정하여 보았다. 그러나 전반적인 추정결과는 본문의 경우와 크게 다르지 않았다. 이근영(2007a)은 또한 콜금리 변화가 당일의 KOSPI나 원/달러환율에 크게 영향을 미치지 못함을 보여 주고 있다.

〈표 5〉 화폐와 채권시장의 연계성 추정결과

| 대상변수 | $-\gamma_{12}$ | $-\gamma_{13}$ | $-\gamma_{21}$ | $-\gamma_{23}$ | $-\gamma_{31}$ | $-\gamma_{32}$ |
|--------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| CD, CRS, IRS | -0.001 (0.007) | -0.005 (0.009) | -0.146 (0.011)** | 1.024 (0.012)** | 1.120 (0.017)** | -0.163 (0.023)** |
| CD, 국고채, IRS | 0.069 (0.011)** | -0.041 (0.011)** | -0.051 (0.014)** | 0.863 (0.012)** | 0.910 (0.019)** | -0.187 (0.019)** |
| CD, CRS, 국고채 | -0.006 (0.010) | 0.018 (0.015) | 0.075 (0.128) | 0.827 (0.056)** | 0.917 (0.146)** | -0.065 (0.044) |
| 대상변수 | θ_{12} | θ_{13} | θ_{21} | θ_{23} | θ_{31} | θ_{32} |
| CD, CRS, IRS | 0.000 | -0.005 | 0.853 | 0.874 | 0.975 | -0.140 |
| CD, 국고채, IRS | 0.067 | 0.016 | 0.640 | 0.753 | 0.801 | -0.108 |
| CD, CRS, 국고채 | -0.006 | 0.012 | 0.799 | 0.794 | 0.875 | -0.067 |

- 주: 1) $-\gamma_{ij}$ 은 시장 j 가 시장 i 에 대한 직접적인 연계효과를 표시.
 2) θ_{ij} 은 시장 j 가 시장 i 에 대한 전반적인 연계효과를 표시.
 3) () 안의 값은 표준오차.
 4) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

콜금리 대신 CD금리가 사용되는 경우에는 추정모형이 해외변수를 고려했느냐의 여부에 따라 화폐시장과 주식시장 또는 외환시장 간의 인과관계가 다르게 나타난다. 먼저 해외변수를 고려하지 않은 모형을 추정하는 경우, 콜시장과 달리 CD금리가 상승하는 경우 KOSPI는 하락하는 반면, KOSPI가 상승하는 경우 CD금리는 상승한다. 일반적인 주가와 금리 간의 인과관계와 일치하는 결과를 보여 주고 있다. 그러나 해외변수로 다우존스지수를 고려한 모형을 추정하는 경우에는 반대로 CD금리가 상승하는 경우 KOSPI가 같이 상승하는 반면, KOSPI가 상승하는 경우에는 CD금리가 하락한다. 한편, 해외변수로 엔/달러환율 또는 미재무부증권금리만을 고려하는 경우에는 추정결과가 해외변수를 고려하지 않은 모형의 추정결과와 동일하다. 즉, KOSPI가 전일의 다우존스지수에 크게 영향을 받기 때문에 CD금리와의 인과관계가 다우존스지수의 포함 여하에 따라 달라진다.

〈표 4〉의 하단은 다른 두 시장을 통한 간접적인 효과까지 고려한 전반적인 효과를 보여 주고 있는데, 전체적인 효과가 직접적인 효과와 크게 다르지 않음을 알 수 있다.

(3) 화폐시장·채권시장

콜금리를 포함한 2변수모형을 추정하는 경우 콜금리는 주식·외환·화폐·채권시장 중 CD금리와 국고채금리에 영향을 주는 반면 CD를 제외한 다른 변수들로부터 통계적으로 유의적인 영향을 받지 않는다.⁹⁾ 따라서 <표 5>는 채권시장금리와 CD금리만을 비교하였다. 먼저 CD금리, CRS금리, IRS금리 간의 상호인과관계를 살펴보고자 한다. CD금리와 CRS금리 간의 인과관계를 나타내는 $-\gamma_{12}$ 와 $-\gamma_{21}$ 의 추정치는 각각 $-0.001(0.007)$ 과 $-0.146(0.011)**$ 이다. 즉, CRS금리는 CD금리에 거의 영향을 미치지 못하나 CD금리가 1bp 상승하는 경우 CRS금리는 0.146bp 하락한다. 그러나 CD금리와 IRS금리 간의 인과관계는 CRS금리의 경우와 다르다. $-\gamma_{13}$ 과 $-\gamma_{31}$ 의 추정치는 각각 $-0.005(0.009)$ 와 $1.120(0.017)**$ 로 IRS금리는 CD금리에 거의 영향을 미치지 못하나 CD금리가 1bp 상승하는 경우 IRS금리는 1.120bp 상승한다.

CD금리가 상승하는 경우 장단기 금리차가 줄어들어 IRS 수취(receive)수요가 하락하기 때문에 IRS금리가 상승한다. 예를 들어, 국내은행들이 최근 변동금리 주택담보대출을 크게 확대함에 따라 이에 관련된 위험을 헤지하기 위한 수요가 크게 증가하였다. 즉, 자금을 고정금리로 조달해 변동금리(CD+a)로 대출하는 경우 IRS수취로 변동금리 위험을 헤지한다. 이때 CD금리가 상승하면 초기에 상대적으로 높은 변동금리를 지급하고 낮은 고정금리를 수취해야 하기 때문에 IRS금리가 상승한다. 마찬가지로 국내은행들이 구조화채권을 발행하는 경우, 외국은행 국내지점들과 고정금리 수취(receive)-CD금리 지급(pay)의 IRS거래를 하게 되고 외국은행 국내지점들은 이를 IRS시장에서 헤지함에 따라 CD금리는 IRS금리에 영향을 미친다. 자산운용사의 스왑펀드거래도 유사하다.

한편, CRS금리와 IRS금리 간의 인과관계를 보여 주는 $-\gamma_{23}$ 과 $-\gamma_{32}$ 의 추정치는 각각 $1.024(0.012)**$ 와 $-0.163(0.023)**$ 으로 IRS금리에 대한 양(+의 충격은 CRS금리를 상승시키는 반면, CRS금리에 대한 양(+의 충격은 IRS금리를 하락시킨다. 이미 <표 1>의 상관계수에서 살펴본 바와 같이 IRS금리와 CRS금리 변화율의 상관계수는 0.490으로 양의 값을 갖고 있으나 인과관계는 서로 다른 방향으로 나타난다.

CRS지급(pay)은 계약시 달러를 지급하고 그 대가로 원화를 수취하는 거래이다. 이 경우 상대방에게 지급하는 통화를 대출로 보고 이에 대한 금리를 수취

9) 2변수모형의 추정결과는 지면절약과 복잡성을 피하기 위해 기술하지 않는다.

하기 때문에 CRS지급자는 지급달러에 대해 리보금리를 수취하고 거래당사자에게 CRS금리를 지급한다. 외국인을 포함한 CRS지급자는 수취한 원화로 국내 금융자산을 매입한다. 즉, CRS지급과 동시에 CD(변동금리)지급(pay)과 IRS(고정금리) 수취(receive)거래를 하고 스왑거래 상대방에게 지급할 CD금리 조달을 위해 수취한 원화를 CD 등 단기금융자산에 투자한다. 이때 CRS지급자가 국제 금융시장에서 달러를 차입하는 비용은 CRS지급을 통해 수취한 리보금리와 동일하고 CD조달 비용 또한 상쇄되기 때문에 CRS지급자는 이 거래를 통해 IRS금리-CRS금리, 즉 스왑베이스만큼의 수익을 얻는다.¹⁰⁾ IRS금리가 상승하는 경우 스왑베이스가 상승으로 CRS지급자의 수익이 증대되고 스왑베이스의 축소가 기대되기 때문에 CRS지급과 IRS 수취거래가 증가하고 따라서 CRS금리가 상승한다.

한편, 외화자금의 조달이 어려워 CRS금리가 하락할 때 중공업과 같은 수출 기업과 자산운용사 해외펀드가 선물환을 지속적으로 매도할 뿐만 아니라 해외 자본 또한 계속적으로 빠져나가는 경우 스왑베이스의 확대가 기대된다. 이 경우 금융기관들은 스왑베이스 수취(IRS지급-CRS수취) 포지션을 취하게 되고 따라서 CRS금리는 더 떨어지고 IRS금리는 상승한다.

CRS금리 대신 국고채금리를 사용하는 경우, 즉 CD금리, 국고채금리, IRS금리 간의 인과관계를 살펴보는 경우 ECM(1)의 추정결과에 따르면, CD금리와 국고채금리 간의 인과관계를 나타내는 $-\gamma_{12}$ 와 $-\gamma_{21}$ 의 추정치는 각각 0.069(0.011)**와 $-0.051(0.014)**$ 로 국고채금리가 1bp 상승하는 경우 CD금리는 0.069bp 오르는 반면, CD금리가 1bp 상승하는 경우 국고채금리는 0.051bp 하락한다. 그러나 CD금리와 IRS금리 간의 인과관계는 CRS금리의 경우와 크게 다르지 않다. $-\gamma_{13}$ 와 $-\gamma_{31}$ 의 추정치는 각각 $-0.041(0.011)**$ 와 $0.910(0.019)**$ 로 IRS금리의 상승은 CD금리를 떨어뜨리나, CD금리가 1bp 상승하는 경우 IRS금리는 0.910bp 상승한다. 한편, 국고채금리와 IRS금리 간의 인과관계를 보여 주는 $-\gamma_{23}$ 과 $-\gamma_{32}$ 의 추정치는 각각 $0.863(0.012)**$ 와 $-0.187(0.019)**$ 로 IRS금리에 대한 양(+)의 충격은 국고채금리를 상승시키는 반면, 국고채금리에 대한 양(+)의 충격은 IRS금리를 하락시킨다.

CD금리, CRS금리, 국고채금리의 경우 CD금리, CRS금리, IRS금리의 경우와 같이 CRS금리나 국고채금리는 CD금리에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지

10) 수취한 원화자금을 CD 이외의 금융자산에 투자하는 경우는 (IRS금리-CRS금리)+만큼의 차익을 얻는다.

못하나 CD금리에 대한 충격은 국고채금리를 상승시킨다. 그러나 CD금리는 CRS금리에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못한다. 외은지점 등에서 콜머니 차입이나 CD발행 등으로 조달된 자금으로 국고채를 매입한 후 IRS시장에서 CD금리를 수취하고 IRS금리를 지급하는 경우 국고채금리 > IRS금리이기 때문에 국고채금리 - IRS금리만큼의 수익을 올릴 수 있다. 정부도 변동금리(CD + α)로 채권을 발행한 후 IRS시장에서 CD금리를 수취하고 IRS금리를 지급하는 경우, 정부의 조달금리는 국고채금리보다 낮은 IRS금리 + α 가 된다. 이와 같은 경로를 통해 CD금리는 IRS금리나 국고채금리에 영향을 미친다.

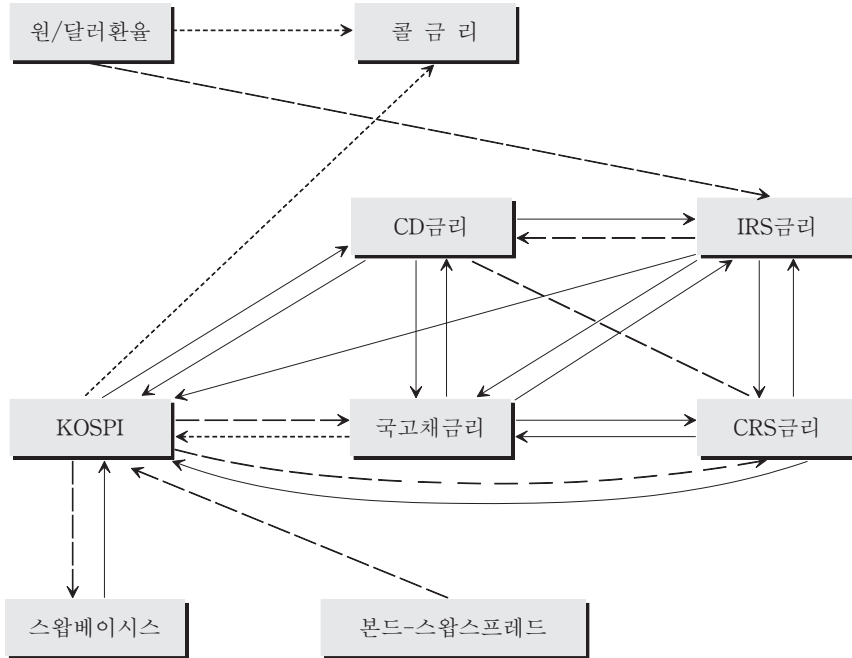
한편, CRS금리에 대한 충격은 국고채금리를 떨어뜨리나 통계적으로 유의성은 없다. CRS금리가 급락하는 경우 채권보유에 따른 평가손이 발생하고 이 평가손이 임계치를 초과하면 손절매가 일어나는데 이는 채권가격을 폭락시켜 금리를 상승시킨다. 반면 국고채금리에 대한 충격은 CRS금리를 크게 상승시킨다. 이는 이미 국고채금리와 IRS금리가 상관관계 분석이나 축약형 모형 추정결과로부터 어느 정도 예상되는 결과이다.

〈표 5〉의 하단은 화폐와 채권시장 간의 전반적인 연계성 추정결과를 보여 주고 있다. 직접적인 효과뿐만 아니라 다른 시장을 통한 간접효과까지 고려한 전체적인 효과는 앞의 분석들과는 달리 경우에 따라 직접적인 효과와 다르게 나타난다. 즉, θ_{21} 의 추정결과는 $-\gamma_{21}$ 의 결과와 다르게 나타나고 있다. CD금리에 대한 충격이 CRS금리 또는 국고채금리에 미치는 직접적인 영향은 음(-)의 값을 갖는 반면, 전반적인 영향은 θ_{23} 또는 θ_{31} 과 유사한 양(+)의 값을 갖는다. 이 결과는 CD금리와 국고채금리 또는 CD금리와 CRS금리를 사용한 2변수모형의 추정결과와 유사하다. 간단히 요약하면, CD금리의 상승은 IRS금리 또는 국고채금리를 거의 비례적으로 증가시키며 이는 전체적으로 CRS금리의 상승으로 이어진다. 반면 CRS금리의 상승은 IRS금리와 국고채금리를 떨어뜨린다.

V. 정책적 시사점

〈그림 23〉은 당일 주식·외환·화폐·채권시장 간의 연계성에 관한 실증분석 결과를 보여 주고 있다.¹¹⁾ 실선, 긴 점선, 짧은 점선은 VAR(1)모형, VAR(1)모

11) 이 그림들에 대한 아이디어를 제공해 주신 금융경제연구원 김용복 과장께 감사를 드린다. 〈그림 23〉은 〈표 3〉, 〈표 4〉, 〈표 5〉의 결과만을 보여 준다. 따라서 예를 들어 콜금



주: 1) \longrightarrow , \dashrightarrow , $\cdots\cdots\rightarrow$ 은 VAR(1), VAR(1)(해외변수 포함), ECM(1)(해외변수 포함)의 추정결과 각각 세 가지 모형, 두 가지 모형, 한 가지 모형에서 적어도 10% 수준하에서 통계적인 유의성을 가진 인과관계가 0.01보다 큰 경우를 표시.
 2) 스왑베이스스는 IRS금리-CRS금리를 표시.
 3) 본드-스왑스프레드는 국고채금리-IRS금리를 표시.

<그림 23> 당일 변화율의 연계성

형(해외변수 포함), ECM(1)(해외변수 포함) 중 각각 세 가지 모형, 두 가지 모형, 한 가지 모형에서 직접적인 인과관계가 적어도 10% 수준하에서 통계적으로 유의적이며 그 크기가 0.01보다 큰 경우를 나타낸다.

원/달러환율은 분석기간 동안에 걸쳐 당일 주식·화폐·채권시장 등과 큰 연계성을 가지고 있지 않은 것으로 나타났다. 당일의 콜금리나 CD금리가 원/달러환율에 영향을 미치지 못하는 반면 축약형 모형 추정결과에 따르면 원/달러환율은 전날의 엔/달러환율이나 미재무부증권금리에 의해 영향을 받고 있다. 한편, 콜금리는 CD금리를 제외한 다른 시장, 즉 주식·외환·채권시장에 당일 큰 영향을 미치지 못한다. 이는 소규모 개방경제인 우리 경제구조상 단기금리를 통한 정책당국의 통화정책효과가 제한적일 수밖에 없으며, 특히 통화정책이 외환시장에 대한 단기효과가 불명확하기 때문에 외환정책은 통화정책과 별도로 리와 CD금리와의 인과관계 등은 이 그림에 나타나 있지 않다.

집행되어야 하는 어려움을 초래할 수 있음을 보여 주고 있다. 뿐만 아니라 원/달러환율이 해외변수에 의해 크게 영향을 받기 때문에 사실상 외환정책 또한 국제 외환시장의 큰 흐름에 역행에 독자적으로 수행되기보다는 장기적으로 국내금융 및 외환시장의 안정을 위해 국제 금융시장 움직임의 큰 틀을 벗어나지 말아야 할 것이다.

KOSPI는 원/달러환율에 비해 당일 CD금리 및 채권시장금리와 밀접한 인과관계를 가지고 있다. 또한 KOSPI는 당일 스왑베이스(IRS금리-CRS금리)와 본드-스왑스프레드(국고채금리-IRS금리)와도 연계되어 있다. 축약형 모형의 추정결과에 따르면 KOSPI는 다음 날 원/달러환율에 영향을 미치는 반면 전날의 다우존스지수에 의해 크게 영향을 받는다. 즉, 국제주가의 동조화 현상과 국내 주식시장에서 차지하는 외국인의 비중이 크기 때문에 KOSPI는 다우존스지수를 제외한 전날의 어떤 국내의 변수에 의해서도 영향을 받지 않는다. 이는 정책당국이 국내금융 및 외환정책을 집행할 때 선진국 주가가 국내주가는 물론 국내 외환 및 채권시장에도 영향을 미칠 가능성을 고려해야 함을 의미한다.

CD금리는 콜금리와 달리 KOSPI와 상호 연계성을 가지고 있을 뿐만 아니라 채권시장금리인 IRS금리, 국고채금리, CRS금리와도 밀접한 인과관계를 가지고 있다. 즉, 실증분석 결과에 따르면 CD금리가 다른 어떤 다른 금리보다 주식·외환·화폐·채권시장을 연계하는 연결고리 역할을 잘 수행하고 있다. 따라서 정책당국이 통화금융정책을 집행하는 경우 다른 어떤 변수보다 CD금리에 영향을 미치는 정책을 펼치는 것이 효과적일 수 있다. 채권시장금리인 국고채금리, IRS금리, CRS금리는 서로 긴밀한 인과관계를 가지고 있는데 이는 외국인의 채권투자가 증가하고 CRS금리가 엔/달러환율, 미재무부증권금리, 다우존스지수 등 해외변수로부터 큰 영향을 받고 있기 때문이다. 정책당국은 채권시장정책을 펼 때 이 점을 염두에 두어야 할 것이다.

VI. 요약 및 맺음말

본 연구에서는 2004년 1월 2일부터 2008년 8월 20일까지의 일별 KOSPI, 원/달러환율, 콜금리, CD금리, 국고채금리, CRS금리, IRS금리 등을 이용하여 주식·외환·화폐·채권시장의 당일 연계성을 살펴보았다.

해외변수를 포함한 ECM(1)의 추정결과 IRS금리, 국고채금리, CRS금리 등 채

채권시장 금리에 대한 양(+)¹의 충격은 KOSPI를 상승시키며 이는 통계적으로 유의적이다. 스왑베이스스(IRS금리-CRS금리)에 대한 양(+)¹의 충격은 KOSPI에 대한 CRS금리의 충격이 IRS금리충격보다 더 크기 때문에 KOSPI를 하락시킨다. KOSPI에 대한 양(+)¹의 충격 또한 스왑베이스스를 하락시킨다. KOSPI와 원/달러환율의 인과관계는 통계적으로 유의적이지 못하다. 또한 KOSPI와 원/달러환율 모두 채권시장 금리에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못한다.

콜금리에 대한 충격은 KOSPI와 원/달러환율에 거의 영향을 미치지 못한다. 그러나 KOSPI에 대한 양(+)¹의 충격은 모형에 따라 통계적 유의성은 다르나 콜금리를 하락시키는 반면 원/달러환율에 대한 충격은 콜금리를 상승시킨다. 한편, CD금리는 다우존스지수를 외생변수로 포함한 경우 콜금리와 마찬가지로 KOSPI에 대한 양(+)¹의 충격에 따라 하락하는 반면 CD금리에 대한 양(+)¹의 충격은 채권시장금리의 경우와 마찬가지로 KOSPI를 상승시킨다.

CD금리에 대한 양(+)¹의 충격은 모두 IRS금리를 상승시키나 국고채금리나 CRS금리에 대한 직접적인 효과는 모형 내 변수의 구성에 따라 달라진다. 그러나 다른 시장을 통한 간접적인 효과까지 고려한 전반적인 효과는 CD금리에 대한 양(+)¹의 충격이 IRS금리, 국고채금리, CRS금리를 모두 0.640bp 이상 상승시키고 있음을 보여 주고 있다. 모형에 관계없이 IRS금리에 대한 양(+)¹의 충격은 CRS금리를 상승시키는 반면 CRS금리에 대한 양(+)¹의 충격은 IRS금리를 하락시킨다. IRS에 대한 양(+)¹의 충격은 국고채금리를 상승시키는 반면 국고채금리에 대한 양(+)¹의 충격은 IRS금리를 하락시킨다.

실증분석 결과를 요약하면 콜금리는 CD금리를 제외한 다른 변수에 당일 크게 영향을 미치지 못한다. 그러나 같은 화폐시장의 금리인 CD금리에 대한 양(+)¹의 충격은 콜금리는 물론 채권시장금리인 IRS금리와 국고채금리를 상승시킬 뿐만 아니라 채권시장금리와 마찬가지로 KOSPI를 상승시킨다. IRS금리와 국고채금리에 대한 양(+)¹의 충격은 CRS금리를 상승시키나 CRS금리에 대한 양(+)¹의 충격은 IRS금리와 국고채금리를 하락시킨다. 또한 스왑베이스스(IRS금리-CRS금리)에 대한 양(+)¹의 충격은 KOSPI를 하락시킨다. 한편, KOSPI의 상승은 콜금리와 CD금리뿐만 아니라 스왑베이스스(IRS금리-CRS금리)를 하락시킨다. 원/달러환율은 당일 다른 시장에 큰 영향을 미치지 못한다. 한 마디로 실증분석 결과는 CD금리가 당일 외환·주식·화폐·채권시장을 연계하는 연결고리역할을 하고 있음을 보여 주고 있다.

참 고 문 헌

- 김인무·김찬웅, 「한국, 일본, 미국주식시장의 정보전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로」, 『증권학회지』 제28집, 2001, 481~513.
- 남주하·윤기향, 「미국 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 이전효과 분석」, 『국제경제연구』 제7권 제3호, 2001, 23~45.
- 박준용, 「한국과 미국 주식시장의 동조화에 관한 연구」, 『한국경제의 분석』 제9권 제1호, 2003, 1~86.
- 박진우, 「미국 주가가 한국 주가에 미치는 영향에 관한 분석」, 『국제경제연구』 제13권 제2호, 2003, 241~258.
- 원승연, 「국내채권시장의 동조화와 외국인의 투자 행태에 관한 연구」, 『금융학회지』 제11권 제2호, 2006, 167~201.
- 이근영, 「동조화 현상의 동태적 분석: 원/달러와 엔/달러환율의 경우」, 『경제학연구』 제49집 제4호, 2001, 311~338.
- _____, 「주식, 채권, 화폐시장에서의 변동성 상관관계분석」, 『국제경제연구』 제8권 제1호, 2002, 191~212.
- _____, 「우리나라 금융시장의 변동성과 상관관계분석」, 『경제학연구』 제51집 제3호, 2003a, 53~96.
- _____, 「주가와 환율의 동태분석: 아시아국가들의 경우」, 『국제경제연구』 제9권 제3호, 2003b, 259~290.
- _____, 「통화정책이 금융자산가격에 미치는 영향—한국의 경우」, 『응용경제』 제9권 제1호, 2007a, 37~64.
- _____, 「주가와 환율의 상호작용분석」, 『국제경제연구』 제13권 제2호, 2007b, 55~82.
- 이년호, 「자본시장통합과 한국 금리의 미국, 일본, 유럽 금리와의 동태적 연동성」, 『금융연구』 제15권 제2호, 2001, 31~59.
- 한국은행, 『통화신용정책보고서』, 2008. 9.
- 홍정효·문규현, 「한국 채권현물시장에 대한 미국채권 현물시장의 가격발견 기능 연구」, 『재무관리연구』 제21권 제2호, 2006, 125~151.
- Anderson, T. G. and T. Bollerslev, “Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday

- Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependence,” *Journal of Finance*, 53, 1998, 219~265.
- Bae, K. H., A. Karolyi, and R. Stulz, “A New Approach to Measuring Financial Contagion,” *Review of Financial Studies*, 16, 2003, 717~763.
- Barsky, R. B., “Why Don’t the Price of Stocks and Bonds Move Together?,” *American Economic Review*, 79, 1989, 1132~1145.
- Bernanke, B. S. and K. N. Kuttner, “What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?,” *Journal of Finance*, 60, 2005, 1221~1258.
- Campbell, J. Y. and J. Ammer, “What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns,” *Journal of Finance*, 48, 1993, 3~37.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, 427~431.
- Ehrmann, M. and M. Fratzscher, “Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 2004, 719~737.
- Ehrmann, M., M. Fratzscher, and R. Rigobon, “Stocks, Bonds, Money Markets, and Exchange Rates: Measuring International Financial Transmission,” unpublished manuscript, 2005.
- Engle, R. F., T. Ito, and W. L. Lin, “Meteor-Showers or Heat Waves-Heteroskedastic Intradaily Volatility in the Foreign Exchange Market,” *Econometrica*, 55, 1990, 391~407.
- Forbes, K. J. and R. Rigobon, “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements,” *Journal of Finance*, 57, 2002, 2223~2261.
- Granger, C. W. J., B. N. Huang, and C. W. Yang, “A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asia Flu,” *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 2000, 337~354.
- Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng, “Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets,” *Review of Financial Studies*, 3, 1990, 281~307.
- King, M., E. Sentana, and S. Wadhvani, “Volatility and Links between National Stock Markets,” *Econometrica*, 62, 1994, 901~934.

- King, M. and S. Wadhvani, "Transmission of Volatility between Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3, 1990, 5~33.
- Lee, K. Y., "The Contemporaneous Interactions between the U.S., Japan, and Hong Kong Stock Markets," *Economics Letters*, 90, 2006, 21~27.
- Lin, W., R.F. Engle, and T. Ito, "Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility," *Review of Financial Studies*, 7, 1994, 507~538.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, 335~346.
- Rigobon, R. and B. Sack, "Measuring the Response of Monetary Policy to the Stock Market," *Quarterly Journal of Economics*, 118, 2003a, 639~669.
- _____, "Spillovers Across U.S. Financial Markets," NBER Working Paper No. 9640, Cambridge, Massachusetts, 2003b.
- _____, "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices," *Journal of Monetary Economics*, 51, 2004, 1553~1575.
- Shiller, R. J. and A. E. Beltratti, "Stock Prices and Bond Yields," *Journal of Monetary Economics*, 30, 1992, 25~46.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "A Simple Estimation of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61, 1993, 783~820.

[Abstract]

An Analysis of Linkage between Foreign Exchange, Stock, Money, and Bond Markets

Keun Yeong Lee*

This paper analyzes the contemporaneous interactions between foreign exchange, stock, money, and bond markets. The estimation results show that an increase in the call rate can't generate the statistically significant response in other financial variables with the exception of the yield on CD. But a positive shock in the CD yield increases the call rate, bond yields, and KOSPI. An increase in the IRS rate and the Treasury bond yield has a positive impact on the CRS rate, while an upward shift in the CRS rate pushes down the IRS rate and the Treasury bond yield. A positive shock in the swap basis decreases KOSPI and a positive shock in KOSPI decreases the CD yield and the swap basis. Won/dollar exchange rates have no contemporaneous impact on other financial markets. In summary, the empirical results suggest that the CD yield plays an important role in linking financial markets.

Keywords: linkage, structural VAR-GARCH model, swap basis, bond-swap spread

JEL Classification: E4, G1

* Professor, School of Economics, Sungkyunkwan University