

## 환율, 금리, 주가사이의 동적연관성 연구\*

홍정효\*\* · 조혜원\*\*\*

### 요 약

본 연구는 2000년 1월부터 2008년 말까지 콜금리, 3년물 국채금리, 원달러 외환시장 및 KOSPI자료를 이용하여 원달러 환율 및 장단기 금리 변화량, KOSPI수익률사이의 동적연관성을 실증적으로 분석하였다. 실증분석결과 첫째, 콜금리와 원달러 외환시장사이에는 장기적인 균형관계가 존재하고 있으나, 콜금리와 KOSPI, 원달러와 KOSPI사이에는 장기적인 균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 3년물 국채금리는 콜금리와 공적분관계가 있으나 원달러, KOSPI와는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

둘째, 3년물 국채금리는 KOSPI 및 원달러 환율간에는 피드백적인 관계가 존재하고 있으나, 3년물 국채금리의 KOSPI 및 원달러에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다.

세째, KOSPI와 원달러 환율사이에도 피드백적인 영향력이 존재하고 있으나 KOSPI의 원달러 환율 변화에 대한 영향력이 그 반대의 경우 보다 더 강한 것으로 나타났다.

다섯째, 콜금리는 원달러 외환시장에만 영향력을 미치고 있으며, 장단기 금리사이에는 3년물 국채금리가 콜금리에 대한 영향력을 미치고 있으나 그 반대의 경우는 존재하지 않는 것으로 나타났다.

여섯째, 전반적으로 4가지 금융시계열모두 호재보다는 악재에 더 민감하게 반응하는 정보의 비대칭적인 특성이 존재하는 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과를 투자자들의 투자 및 위험관리전략 수립 뿐 아니라 정책당국자들의 통화 및 금융정책수립에 다소나마 기여를 할 수 있을 것으로 보여 진다.

**핵심주제어 : 원달러, 콜금리, KOSPI, 인과관계, GJR-GARCH-M**

\* 논문접수일 2010년 3월 29일, 게재확정일 2010년 6월 3일

\*\* 경남대학교 경영학부 교수 (hong0312@kyungnam.ac.kr)

\*\*\* 경남대학교 경영학부

## I. 서론

주가, 환율 및 금리 등 주요 거시경제지표사이의 상관관계는 정책당국자 뿐만 아니라 금융 및 자본시장에 참가하는 투자자들에게 매우 중요한 의미를 부여한다. 금융시장에서 수익률 또는 변동성을 예측할 수 있는 능력은 기초자산과 파생상품시장에서의 가격결정 뿐만 아니라 포트폴리오선택과 자산관리전략수립에 매우 중요하다.

재무이론에 의하면 일반적으로 자본시장이 효율적인 경우 금리, 주가 및 환율은 새로운 정보를 실시간으로 각 기초자산의 가격에 반영시킴으로써 일시적인 가격불균형현상은 발생하지 않게 된다. 그러나 자본시장에서는 거래비용, 세금, 감독당국의 규제 등 다양한 시장마찰이 존재하게 되고 이로 인하여 각 시장에서는 선도-지연(lead-lag)관계가 존재하게 된다.

기존의 국내외 주요 시장사이의 선도-지연관계에 대한 연구는 주로 주가지수현물과 선물시장, 각 증권시장사이의 정보전달메커니즘을 중심으로 많이 이루어져왔으며 대부분 선물시장이 현물시장을 선도하는 것으로 제시하였다. 이러한 원인으로 선물시장에 존재하는 레버리지효과와 현물시장에서 발생하는 비동시거래문제, 공매도 제약, 시장규제 등에서 기인한다고 제시하였다.[Ng(1987), Chan(1992), Ghosh(1993), Ng(1987), Stoll & Whaley(1990), Fleming, Ostdiek & Whaley (1996) 등]

이러한 주가지수 현선물시장사이의 선도-지연관계 뿐만 아니라 각 증권시장사이의 동조화현상을 분석한 연구들이 있으며 이들 연구들은 대부분 정보통신 발달 등으로 인하여 미국시장이 해외 주식시장의 변화에 지배적인 영향을 미치고 있으며 이러한 국제자본시장통합현상은 시간이 경과함에 따라 점진적으로 강화되고 있다고 보고하였다.[Koch & Koch(1991), Bekaert & Harvey(1995), Karolyi & Stultz(1996), Ng(2000), Hamao, Masulis & Ng(1990), Susmel & Engle(1994) 등]

주식시장에 대한 동조화연구외에도 외환, 금리 및 주식시장 사이의 상호작용에 대한 연구들도 있다. Flemming, Kirby and Ostdiek(1998)은 1983년 1월부터 1995년 8월까지의 자료를 이용해 주식, 채권, 금리사이의 상관관계를 분석한 결과 세 변수의 변동성의 상호연관성이 높은 것으로 제시하였다. Darbar and Deb(1999)는 1984년 3월부터 1993년 12월까지 미국의 주가, 금리, 환율, 원자재 가격의 변동성사이의 상호관계를 분석한 결과 각 시장사이의 변동성 전이현상이 존재하는 것으로 제시하였다. Goldfain, Baig(1998)은 1997년부터 1998년 5월까지 외환위기를 겪은 아시아의 4개국을 대상으로 콜금리와 원/달러 관계를 검증한 결과, 콜금리와 환율 사이에 정(+)의 관계가 존재하고 있음을 제시하였다. Bergstein(1979)은 1965년부터 1974년까지 미국의 단기금리와 주식시장사이의 상관관계를 분석한 결과 단기금리의 변화는 주식수익률에 크게 영향을 미치는 것으로 제시하였다. Giovannini and Jorion(1987)

은 미국 주식시장과 외환시장의 상관관계를 분석한 결과 환율과 명목금리와는 부(-)의 관계에 있는 것으로 보고하였다. 이와 같이 대부분의 해외연구들은 환율, 금리 및 주식시장사이의 상관관계가 있는 것으로 제시하고 있다.

국내의 경우 이승호(1997)는 1992년 1월부터 1996년 12월까지 원/달러 환율, 3년 만기 회사채수익률, 3개월 만기리보금리사이의 관계를 분석한 결과, 국내 금리와 환율은 부(-)의 관계에 있는 것으로 제시하였다. 박상용, 연감흠(1994)는 자본시장개방후 국내 주가, 환율, 금리사이의 상호관련성을 분석한 결과 자본시장이 주식 및 외환시장의 효율성이 제고되었음을 주장하였다.

따라서 동 연구는 보다 최근자료를 이용하여 국내 거시경제 지표중에서 핵심지표인 금리, 주가 및 환율사이의 상호의존성을 통합적으로 분석하고자 하였다. 이를 위하여 2000년 1월 4일부터 2008년 12월 말까지 국내 단기금융시장을 대표하는 콜금리와 3년물 국채금리, 증권시장과 외환시장을 대표하는 KOSPI와 원달러 현물시장사이의 동태적인 선도-지연관계를 분석하고자 하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제1장의 서론에 이어 제2장에서는 데이터에 관한 상세한 설명과 기초통계량분석에 대한 설명을 제시하였으며, 제3장에서는 실증분석에 앞서 주요 연구방법론인 VAR에 대한 설명을 제시하였다. 제4장에서는 실증분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제5장에서는 본 연구의 요약 및 결론을 제시하였다.

## II. 기초 통계량 분석

금리, 주가 및 환율사이의 동태적인 정보전달메커니즘을 분석하기 위하여 본 연구에 사용된 자료는 2000년 1월 4일부터 2008년 12월말까지 일별 콜금리, 3년물 국채금리, 한국종합주가지수(KOSPI) 및 원달러 현물환율이다. 이들 금융시계열자료는 한국증권전산으로부터 구하였다. 채권시장을 대표하는 콜금리와 3년물 국채금리는 감독당국의 통화정책수립에 핵심적인 지표로 활용되며 시장에서 투자자들도 투자 의사결정 및 위험관리전략수립에 중요한 변수로 인식하기 때문에 분석자료로 사용하였다. 동 연구에 사용된 KOSPI 수익률, 콜금리, 3년물 국채금리 및 원달러 변화량은 로그 값을 취한 전일종가와 당일종가의 차이 값으로 하였다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$CallR_t = \ln(Call_t) - \ln(Call_{t-1}) \quad (1)$$

$$KSR_t = \ln(KS_t) - \ln(KS_{t-1}) \quad (2)$$

$$WDR_t = \ln(WD_t) - \ln(WD_{t-1}) \quad (3)$$

$$KTBR_t = \ln(KTB_t) - \ln(KTB_{t-1}) \quad (4)$$

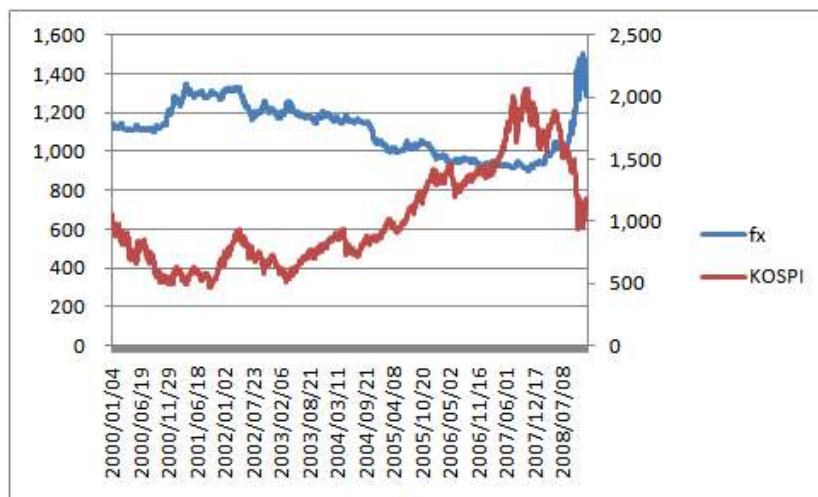
위 식에서  $CallR_t$ ,  $KSR_t$ ,  $WDR_t$ ,  $KTBR_t$ 는  $t$ 시점 콜금리 변화량, KOSPI 수익률, 원달러 및 3년 국채금리 변화량을 각각 의미한다.  $Call_t$ ,  $KS_t$ ,  $WD_t$ ,  $KTB_t$ 는  $t$ 시점 콜금리, KOSPI, 원달러 및 3년국채 금리를 각각 의미한다.  $Call_{t-1}$ ,  $KS_{t-1}$ ,  $WD_{t-1}$ ,  $KTB_{t-1}$ 는  $t-1$ 시점 콜금리, KOSPI, 원달러 및 3년물 국채금리를 각각 의미한다. 단기금융시장과 주식시장, 외환시장사이의 정보전달메커니즘을 분석하기 전에 각 시장의 추이를 분석하였으며 그 결과가 <그림 1>, <그림 2>, <그림 3>에 제시되어 있다. <그림 1>의 콜금리와 원달러 환율가격 추이에 의하면 2001년 이후 콜금리는 2005년까지 하락추세를 보였으나 2005년 중반이후 상승추세로 전환된 후 2008년 하반기 이후 하락추세로 다시 전환되었다. 2000년 이후 지속적인 하락추세를 보였던 원달러 환율은 2007년 미국 서브프라임 모기지 사태 이후 급격한 상승추세로 전환된 후 2008년 하반기 하락으로 반전되었다. <그림 2>의 콜금리와 KOSPI추이에 의하면 2000년 이후 콜금리와 KOSPI는 상반되는 추세를 보였으나 2005년 이후 전반적으로 콜금리와 KOSPI는 비슷한 추세를 보여주고 있다. <그림 3>의 원달러 외환시장과 KOSPI200주가추이에 의하면 2006년 말까지 원달러환율이 하락하였으나 증시는 전반적으로 상승하는 추세를 보여주고 있으나 2007년 초반이후 증시는 서브프라임모기지 사태등으로 크게 하락하고 있으나 원달러환율은 크게 상승하는 등 전반적으로 두 변수사이에는 상반되는 추세를 보여주고 있다. 또한 <그림 4>의 4가지 금융시계열의 변동성 추이에 의하면 3년 국채금리와 KOSPI의 변동성이 콜금리와 원달러 환율의 변동성보다 상대적으로 높은 것으로 나타났으며, 콜금리의 변동성은 시간이 경과함에 따라 점진적으로 증가하는 것으로 나타났다.



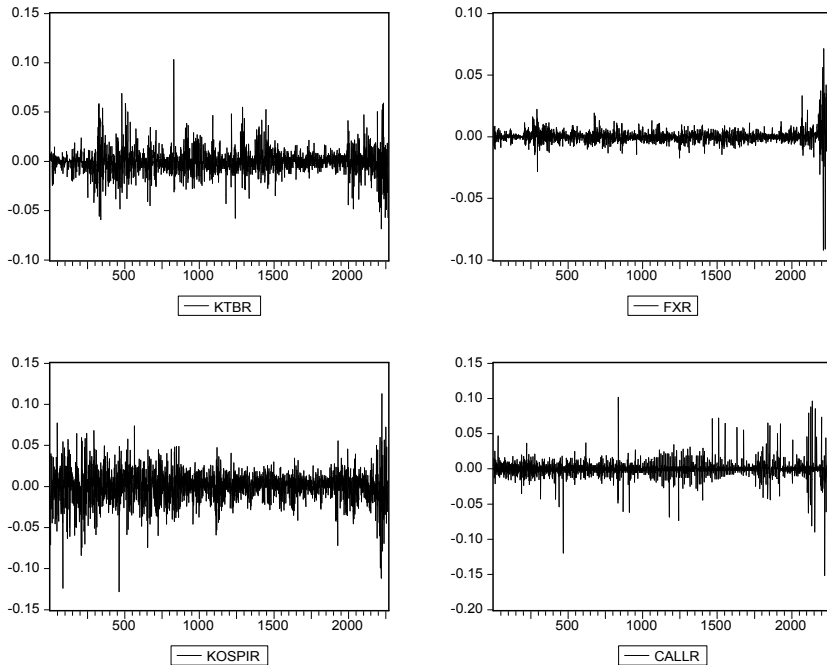
<그림 1> 콜금리와 환율의 추이



<그림2> 콜금리와 주가 추이



<그림 3> 환율과 주가 추이



<그림 4> 콜금리, 3년국채금리, 원달러 및 KOSPI의 변동성 추이

다음으로 콜금리, KOSPI 및 원달러 환율의 기본적인 특성을 보다 세부적으로 분석하기 위하여 기초통계량분석을 실시하였으며 그 결과가 <표 1>에 제시되어 있다. <표 1>에 의하면 전체 분석기간 동안 원달러 외환시장의 평균환율은 1,113원이었으며 원달러 평균 변화량은 양(+)으로 나타났다. 이로부터 전반적으로 동 분석기간동안 원달러 환율은 평균적으로 상승한 것으로 나타났으나, 이는 주로 2007년 하반기 서브프라임모기지 사태로 인하여 원화 가치가 달러대비 급격하게 하락(평가절하)한데서 기인하는 것으로 보여 진다.

콜금리의 경우 평균콜금리는 4.3%이며 콜금리변화량은 음(-)으로 나타남에 따라 전체분석기간동안 금리는 상승한 기간보다 하락한 기간이 더 많은 것으로 보이며 이는 전 세계적인 경기침체로 인하여 각 국 중앙은행이 경기활성화를 위한 일환으로 저금리정책 기조를 유지한데서 기인하는 것으로 보인다.

주식시장의 경우 KOSPI의 평균주가는 1,021포인트 이었으며 평균수익률은 양(+)으로 동 분석기간동안 주식시장은 전반적으로 상승했음을 보여주고 있다. 이는 2000년 이후부터 2007년 중반까지 서브프라임모기지 사태 이전까지 전세계적인 저금리정책기조와 국내 기업들의 실적제고, 외국인 투자자금의 유입 등에서 기인하는 것으로 보여진다.

각 금융시계열들의 변동성을 나타내는 표준편차의 경우 KOSPI 금리 및 원달러 현물환율

의 순서로 높은 것으로 나타났다. 전체 분석기간 동안 주식시장의 변동성이 가장 높았으나 원달러 외환시장의 변동성은 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

각 수익률 및 가격 변화량의 왜도는 모두 음(-)으로 왼쪽으로 치우쳐진 분포를 보이고 있으며 첨도값과 B-J(Bera-Jarque) 검정통계량 값은 금리, 주가 및 환율자료 모두 정규분포가 아님을 보여주고 있다.

또한 금리, 주가 및 환율자료의 안정성을 검증하기 위하여 일반적으로 금융시계열분석에 사용되는 단위근 검정을 실시하였다. 예상한 바와 같이 콜금리, KOSPI 및 원달러 현물환율 수준변수들은 모두 불안정한 I(1)변수이나 차분변수들은 모두 안정적인 I(0)로 나타났다. 따라서 각 시장사이의 선도-지연관계분석은 콜금리 및 원달러 변화량과 KOSPI수익률 자료를 이용하여 추정하였다.

<표 1> 기초통계량 분석

| 구 분    | 콜금리      |             | 3년 국채금리   |             |
|--------|----------|-------------|-----------|-------------|
|        | 수준변수     | 변 화 량       | 수준변수      | 수 익 륜       |
| 평 균    | 4.305532 | -0.00020    | 5.3885    | -0.0004     |
| 중간값    | 4.280000 | +0.0000     | 5.0300    | 0.0000      |
| 최대값    | 5.430000 | +0.1169     | 9.5800    | 0.1032      |
| 최소값    | 2.570000 | -0.1514     | 3.2400    | -0.0684     |
| 표준편차   | 0.639192 | +0.0126     | 1.3428    | 0.0127      |
| 왜 도    | -0.11894 | -0.8291     | 1.2838    | 0.4140      |
| 첨 도    | 1.892069 | +37.425     | 4.3329    | 9.3318      |
| B-J    | 121.1*** | 112107.3*** | 789.86*** | 3848.37***  |
| ADF(4) | 0.2077   | -22.3970*** | -2.4834   | -20.4925*** |
| PP(8)  | 0.2324   | -35.8939*** | -2.3666   | -42.8464*** |
| 표 본 수  | 2265     | 2265        | 2265      | 2265        |

| 구 분    | 원달러      |             | KOSPI    |             |
|--------|----------|-------------|----------|-------------|
|        | 수준변수     | 변 화 량       | 수준변수     | 수 익 륜       |
| 평 균    | 1113.200 | +5.3895     | 1021.905 | +2.6467     |
| 중간값    | 1125.400 | +0.0000     | 874.1800 | +0.0008     |
| 최대값    | 1509.000 | +0.0714     | 2064.850 | +0.1128     |
| 최소값    | 902.2000 | -0.0919     | 468.7600 | -0.1280     |
| 표준편차   | 131.5820 | +0.0063     | 411.1645 | +0.0188     |
| 왜 도    | 0.156879 | -1.3938     | 0.745407 | -0.5394     |
| 첨 도    | 2.068328 | +57.643     | 2.415079 | +7.6588     |
| B-J    | 91.2***  | 282528.8*** | 242.0*** | 2158.2***   |
| ADF(4) | -1.0230  | -22.3606*** | -0.2540  | -22.0384*** |
| PP(8)  | -0.9797  | -47.7247*** | -0.2441  | -46.9385*** |
| 표 본 수  | 2265     | 2265        | 2265     | 2265        |

주 1: 분석기간은 2000년 1월 4일부터 2008년 12월 말일까지임.

2: \*\*\*는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3: B-J(Bera-Jarque)는 분석 자료의 정규성(normality)을 검정하는 것으로 통계량은 다음과 같으며, 귀무가설 정규성하에서  $\chi^2$ 분포를 따름.

$$B-J = T \left( \frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis-3)^2}{24} \right)$$

4: \*\*\*는 1% 수준에서 유의함을 의미하며, ADF 검정과 PP검정의 단위근(unit root) 가설을 기각하기 위한 MacKinnon 임계치(critical value)는 1% -3.9830, 5% -3.4219, 10% -3.1334임.

또한 각 시계열사이의 단기적인 선도-지연관계를 분석하기 전에 각 수준변수사이의 장기적인 균형관계가 존재하는지를 분석하기 위하여 요한센 공적분검정을 실시하였으며 그 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 분석결과 콜금리와 원달러 수준변수사이에는 장기적인 균형관계가 존재하는 것으로 나타났으나 콜금리와 KOSPI, 원달러와 KOSPI사이에는 통계적으로 유의한 수준에서 장기적인 균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 콜금리와 원달러 시장사이의 동태적인 충격반응함수분석시에는 VAR모형에 오차수정항을 포함한 벡터 오차수정모형(VECM: vector error correction term)을 이용하여 추정하였다.

<표 2> 공적분검정 결과

| 구분            | 시차     | Eigenvalue<br>(고유값) | Likelihood Ratio<br>(우도비통계량) | 5 %<br>임계치 | Hypothesized<br>No. of CE(s) |
|---------------|--------|---------------------|------------------------------|------------|------------------------------|
| 콜/원달러         | lag(4) | +0.0089             | +29.5984***                  | +15.41     | none                         |
| 콜/KOSPI       | lag(4) | +0.0019             | +6.1256                      | +15.41     | none                         |
| 원달러<br>/KOSPI | lag(4) | +0.0031             | +10.9133                     | +15.41     | none                         |
| KBT/콜         | lag(4) | +0.0065             | +18.5846***                  | +15.41     | none                         |
| KTB<br>/원달러   | lag(4) | +0.0050             | +14.7758                     | +15.41     | none                         |
| KTB<br>/KOSPI | lag(4) | +0.0043             | +13.1718                     | +15.41     | none                         |

주 1: 분석기간은 2000년 1월 4일부터 2008년 12월말까지임.

### III. 연구방법(Methodology)

중앙은행의 통화정책수립이 원달러 및 주식시장에 어떠한 파급효과를 미치는지에 대한 연구는 재무이론에서 중요한 연구주제중의 하나이다. 동 연구에서는 콜금리, 3년물 국채금리,

원달러 및 KOSPI사이의 단기적인 선도-지연관계를 보다 체계적으로 분석하기 위하여 아래의 귀무가설(null hypothesis)을 설정하였다.

가설( $H_0$ ) 1 : 환율은 금리에 영향력을 미치지 않는다.

가설( $H_0$ ) 2 : 금리는 환율에 영향력을 미치지 않는다.

가설( $H_0$ ) 3 : 금리는 주가에 영향력을 미치지 않는다.

가설( $H_0$ ) 4 : 주가는 금리에 영향력을 미치지 않는다.

가설( $H_0$ ) 5 : 주가는 환율에 영향력을 미치지 않는다.

가설( $H_0$ ) 6 : 환율은 주가에 영향력을 미치지 않는다.

이러한 가설을 검정하기 위하여 아래의 벡터자기회귀(VAR: vector auto regressive)모형에 근거를 둔 Granger인과관계분석을 실시하였다.

$$IRR_t = \beta_1 + \sum_{t=1}^n \beta_2 FXR_{t-1} + \sum_{t=1}^n \beta_3 STR_{t-1} + \mu_{1t} \quad (5)$$

$$STR_t = \gamma_1 + \sum_{t=1}^n \gamma_2 FXR_{t-1} + \sum_{t=1}^n \gamma_3 IRR_{t-1} + \mu_{2t} \quad (6)$$

$$FXR_t = \alpha_1 + \sum_{t=1}^n \alpha_2 IRR_{t-1} + \sum_{t=1}^n \alpha_3 STR_{t-1} + \mu_{3t} \quad (7)$$

위 식(5), 식(6) 및 식(7)에서 IRR, STR 및 FXR은 콜금리 또는 3년물 국채금리 변화량, KOSPI수익률 및 원달러 환율 변화량을 각각 의미한다. 위 식(5)에서  $\beta_2$ 와  $\beta_3$ 가 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 원달러 변화량과 KOSPI수익률은 현재 또는 미래 콜금리 변화에 대한 예측력을 지니고 있다는 것으로 의미한다.

위 식(6)에서  $\gamma_2$ 와  $\gamma_3$ 가 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 원달러 환율 및 콜금리 또는 3년물 국채금리 변화량은 현재 또는 미래 KOSPI 수익률에 대한 예측력을 지니고 있다는 것으로 의미한다. 위 식(7)에서  $\alpha_2$ 와  $\alpha_3$ 가 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 콜금리/3년물 국채금리 변화량과 KOSPI수익률은 현재 또는 미래 원달러 변화량에 대한 예측력을 지니고 있다는 것으로 의미한다.

VAR모형에 기초한 Granger 인과관계분석을 이용한 금리, 주가 및 환율사이의 단기적인 인과관계 분석 외에도 각 시장에서 발생한 수익률 충격이 다른 시장에 어느 정도 영향을 미

치는지를 분석하기 위하여 충격반응함수를 추가적으로 실시하였다. 앞의 각 시계열 수준변수사이의 공적분 검증결과를 고려하여 콜금리와 원달러 시장사이의 충격반응함수분석 시에는 VAR모형에 오차수정항을 포함 VECM모형을 사용하여 분석하였다.

또한 본 연구에서는 환율, 금리 및 주가 사이의 조건부평균 및 변동성 이전효과를 분석하기 위하여 시간변동 일변량 GJR-GARCH(1,1)-M모형을 도입하였다. Bollerslev(1986)의 GARCH모형은 Engle(1982)의 ARCH모형을 확장한 모형으로 금융시계열에서 나타나는 이분산성, 비정규성 등을 잘 반영할 수 있는 모형이다. Engle과 Ng(1993)은 다양한 GARCH류 모형 중에서 GJR-GARCH모형이 정보의 비대칭성 가장 잘 설명하는 것으로 주장하였다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\text{조건부평균방정식 : } X_t = \alpha + \beta h_t + \delta Y_t + \theta K_t + \lambda P_t + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\text{조건부분산방정식 : } h_t = \kappa + \gamma \epsilon_{t-1}^2 + \mu h_{t-1} + \chi \epsilon_{t-1}^2 d_{t-1} \quad (9)$$

위 식(8)의 조건부 평균식에서  $X_t$ 는 t시점 금리변화량,  $Y_t$ 와  $K_t$ 는 t시점 환율변화량과 KOSPI수익률을 각각 의미한다. 식(8)에서  $\epsilon_t$ 는  $N(0, h_t)$ 의 분포를 가진다. 식(9)의 조건부분산은 전기 잔차의 제곱과 조건부분산 자기자신으로부터 영향을 받고 있음으로 보여주고 있으며 식(9)에서  $d_{t-1}$ 는  $\epsilon_{t-1}$ 이 0보다 작으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가지는 더미변수(dummy variable)이다. 식(9)에서  $\chi$ 의 값이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 이는 악재(bad news)가 호재(good news)보다 변동성에 미치는 영향이 더 크다는 것을 의미한다.

GJR-GARCH(1,1)-M모형의 모수 Berndt, et al.(1974)의 BHHH 알고리즘을 이용하였으며, 환율에 대한 KOSPI와 금리의 영향력, KOSPI에 대한 금리 및 환율의 영향력 분석에도 동일한 메커니즘을 사용하여 분석하였다.

## IV. 실증분석결과

### 4.1 Granger인과관계 및 충격반응함수분석

본 연구에서는 콜금리, 원달러 및 KOSPI시장사이의 단기적인 선도-지연관계를 분석하였다. 이러한 각 시장사이의 상호의존성에 대한 연구는 투자자들의 투자전략 및 리스크관리 전략수립에 상당한 의미를 줄 수 있을 것으로 보여 진다. 앞의 6가지 귀무가설을 검정하기

위하여 식(5), 식(6) 및 식(7)을 이용하여 콜금리 및 원달러 환율 변화량과 KOSPI수익률사이의 Granger 인과관계를 분석하였다.

각 시계열사이의 Granger 인과관계 분석에 앞서 VAR모형의 적절한 시차를 결정하기 위하여 베이지안 정보기준(BIC: schwartz criteria)값을 추정하였으며 그 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. <표 3>의 분석결과에 의하면 시차 2에서 BIC값이 가장 작은 것으로 나타났다. 따라서 본 연구는 VAR(2)모형에 기초를 둔 Granger인과관계 분석을 실시하였다.

**<표 3> BIC(schwartz criteria) 추정 결과**

| 구 분  | 시차(lag)  |          |          |          |          |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|
|      | 1        | 2        | 3        | 4        | 5        |
| BIC값 | -18.3993 | -18.4074 | -18.4069 | -18.3872 | -18.3626 |

주 1: 분석기간은 2000년 1월 4일부터 2008년 12월말까지임.

2: BIC 산정을 위하여 아래의 VAR(p)모형을 추정함.

먼저 콜금리 및 원달러 변화량, KOSPI수익률 자료를 VAR(2)모형에 적용하여 각 변수사이의 동태적인 정보전달체계를 분석하였다. <표 4>의 VAR(2)모형의 분석결과에 의하면 시차(1)과 시차(2)의 원달러 변화량과 KOSPI수익률 뿐만 아니라 시차(2)의 콜금리 변화량도 현재 또는 미래의 원달러시장의 움직임에 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났다. 콜금리에 대해서는 시차(2)의 콜금리변화량과 시차(2)의 KOSPI수익률만 1%와 10% 수준에서 영향력을 미치는 것으로 나타났다. KOSPI에 대해서는 원달러 환율만 시차 (2)에서 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났다. 그러나 VAR모형은 이론적 배경에 근거를 둔 구조방정식이 아니라 축차형 방정식이 때문에 VAR모형을 이용한 금리, 주가 및 환율사이의 영향력분석은 한계가 있다. 따라서 동 연구는 Granger인과관계를 분석하였다.

&lt;표 4&gt; VAR(2) 추정 결과

| 구 분            | 원달러                         | 콜금리                         | KOSPI                     |
|----------------|-----------------------------|-----------------------------|---------------------------|
| 원달러변화량(-1)     | 0.243496 ***<br>(11.6354)   | 0.017504<br>(0.39157)       | -0.085399<br>(-1.28399)   |
| 원달러변화량(-2)     | -0.126357 ***<br>(-6.27643) | 0.049312<br>(1.14667)       | 0.179928 ***<br>(2.81212) |
| 콜금리변화량(-1)     | -0.011641<br>(-1.18819)     | 0.004622<br>(0.22086)       | -0.022903<br>(-0.73553)   |
| 콜금리변화량(-2)     | -0.011222 ***<br>(-13.3897) | -0.111164 ***<br>(-5.30899) | -0.030873<br>(-0.99101)   |
| KOSPI수익률(-1)   | 0.088953 ***<br>(-13.3897)  | 0.000803<br>(0.05661)       | 0.011733<br>(0.55570)     |
| KOSPI수익률(-2)   | -0.018751 ***<br>(-2.72706) | 0.020460 *<br>(1.39302)     | -0.024045<br>(-1.10030)   |
| F-statistic    | 66.05836                    | 5.380123                    | 1.861153                  |
| Log Likelihood | 8410.524                    | 6692.942                    | 5793.793                  |

1) ( ) 안의 값은 t값을 나타냄.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

콜금리, 원달러 및 KOSPI를 이용한 Granger 인과관계 분석결과가 <표 5>에 제시되어 있다. <표 5>의 분석결과, 원달러 환율 변화량은 콜금리 변화에 대한 강한 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났으나, 콜금리는 원달러 환율변화에 대한 예측력이 통계적으로 유의한 수준에서 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과로부터 중앙은행의 통화정책이 환율에는 거의 영향력을 미치고 있지 않는 것으로 보이므로 투자자들의 관점에서는 콜금리보다는 원달러 환율의 변동이 더 중요한 투자지표임을 추론해 볼 수 있다. 이는 국내 경제상황이 수출 등의 대외의존도가 매우 높은데서 기인하는 것으로 보여 진다.

다음으로 원달러 환율과 KOSPI사이의 Granger인과관계 분석결과에 의하면 “원달러(KOSPI)는 KOSPI(원달러)를 Granger인과하지 않는다”는 귀무가설은 대부분 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 특히, BIC기준 시차 2의 경우 원달러 변화량과 KOSPI수익률사이에는 피드백적인 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났으나 KOSPI수익률의 원달러 변화량에 대한 영향력이 원달러 변화량의 KOSPI수익률에 대한 영향력보다 상대적으로 더 강하고 지속적인 것으로 나타났다.

콜금리와 KOSPI사이의 Granger인과관계분석결과<sup>1)</sup>에 의하면 “콜금리(KOSPI)는 KOSPI(콜

1) 또한 본 연구에서는 3년물 국채금리, 원달러, KOSPI 및 콜금리를 VAR모형에 포함시켜 Granger인과관계를 추가적으로 실시한 결과, 첫째, KOSPI와 3년물 국채금리사이에는 피드백적인 Granger인과

금리)를 Granger인과하지 않는다”는 귀무가설은 모두 통계적으로 유의한 수준에서 기각되지 않는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과로부터 콜금리와 KOSPI 사이에는 단기적인 예측력이 거의 없는 것으로 추론 해 볼 수 있다.

<표 5> Granger 인과관계 분석결과

| 귀무가설: 콜금리(원달러)는 원달러(콜금리)를<br>Granger-cause하지 않는다. |         |            | 귀무가설: 원달러(KOSPI)는 KOSPI(원달러)를<br>Granger-cause하지 않는다. |            |            |
|---------------------------------------------------|---------|------------|-------------------------------------------------------|------------|------------|
| 구분                                                | F 값     |            | 구분                                                    | F 값        |            |
| 시차                                                | 콜⇒원달러   | 원달러⇒콜      | 시차                                                    | 원달러⇒KOSPI  | KOSPI⇒원달러  |
| 1                                                 | 0.09729 | 0.28791    | 1                                                     | 0.07617    | 177.386*** |
| 2                                                 | 0.67403 | 0.41723    | 2                                                     | 4.10306**  | 92.0678*** |
| 3                                                 | 0.95680 | 10.5612*** | 3                                                     | 2.87268**  | 63.4125*** |
| 4                                                 | 0.72707 | 12.4562*** | 4                                                     | 2.35990**  | 49.0197*** |
| 5                                                 | 0.79630 | 10.1724*** | 5                                                     | 1.85243*   | 38.9020*** |
| 6                                                 | 0.70385 | 10.0882*** | 6                                                     | 1.56656    | 32.4309*** |
| 7                                                 | 0.82651 | 8.97631*** | 7                                                     | 2.30710**  | 27.9250*** |
| 8                                                 | 1.33055 | 7.87868*** | 8                                                     | 3.07193*** | 24.3795*** |
| 9                                                 | 1.53295 | 7.31640*** | 9                                                     | 3.31806*** | 21.1752*** |
| 10                                                | 1.43348 | 6.64076*** | 10                                                    | 3.12782*** | 19.0171*** |

| 귀무가설: 콜금리(KOSPI)는 KOSPI(콜금리)를 Granger-cause하지 않는다. |           |           |
|----------------------------------------------------|-----------|-----------|
| 구분                                                 | F 값       |           |
| 시차                                                 | 콜금리⇒KOSPI | KOSPI⇒콜금리 |
| 1                                                  | 0.55066   | 0.00072   |
| 2                                                  | 0.70831   | 0.75487   |
| 3                                                  | 1.64601   | 0.67402   |
| 4                                                  | 1.41129   | 0.56132   |
| 5                                                  | 1.83137*  | 0.52134   |
| 6                                                  | 1.66315   | 0.48213   |
| 7                                                  | 1.40049   | 1.60547   |
| 8                                                  | 1.28487   | 1.64087   |
| 9                                                  | 1.17148   | 1.71818   |
| 10                                                 | 1.04652   | 1.69430   |

관계가 존재하고 있으나, 3년물 국채금리의 KOSPI에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 더 강한 것으로 나타났다. 둘째, KOSPI와 원달러 환율사이에도 피드백적인 예측력이 존재하고 있으나 KOSPI의 원달러에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다. 셋째, 3년물 국채금리와 원달러 사이에도 피드백적인 Granger인과관계가 존재하고 있으나 3년물 국채금리의 영향력이 원달러 외환시장보다 더 강한 것으로 나타났다. 넷째, 콜금리는 원달러 외환시장에만 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과로부터 금리는 원달러 외환시장에 강한 예측력을 지니고 있는 것으로 추론 해 볼 수 있으며, 단기 금리보다는 중장기금리를 대표하는 3년물 국채금리가 더 주식 및 외환시장에 더 강한 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났다.

주 1: 분석기간은 2000년 1월 30일부터 2004년 12월 말까지임.

2: \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5% 및 10%수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

또한 동 연구에서는 콜금리 및 원달러 변화량, KOSPI수익률이 한 단위 변화할 경우 다른 변수들이 어떠한 반응을 보이는지를 살펴보기 위하여 충격반응함수 분석을 실시하였으며 그 결과가 <그림 5>에 제시되어 있다.

먼저 Panel a의 콜금리와 원달러 환율사이의 충격반응함수분석결과에 의하면 콜금리 한 단위 변화에 대하여 원달러 환율은 한(1)기간 후 반응을 보인 후 동 반응은 10기간이상 지속되는 것으로 나타났다. 원 달러 1단위 변화에 대하여 콜금리도 1일 후 반응을 보인 후 동 반응은 10기간이상 지속되는 것으로 나타났다.

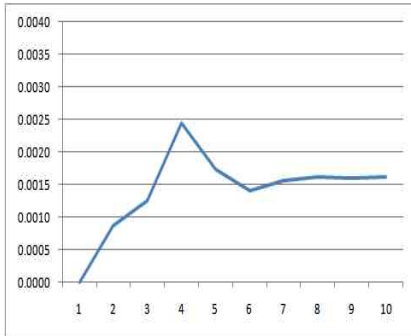
전반적으로 원달러의 콜금리에 대한 영향력이 콜금리의 원달러에 대한 영향력보다 상대적으로 더 크고 지속적인 것으로 나타났으며 이는 앞의 Granger인과관계분석결과와 일맥상통하는 것으로 나타났다.

다음으로 panel b의 원달러와 KOSPI사이의 충격반응함수분석결과에 의하면 원달러 한 단위 변화에 대하여 콜금리는 3기간이후 반응을 보인 후 동 반응은 7기간 이후 거의 소멸되는 것으로 나타났다. KOSPI 한 단위 변화에 대한 콜금리는 즉각적인 반응을 보인 후 동 반응은 8기간 이상 지속되는 것으로 나타났다. 전반적으로 KOSPI의 콜금리에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 크고 지속적이 것으로 나타났으며 이는 앞의 Granger인과관계 분석결과와 일맥상통하는 것으로 나타났다.

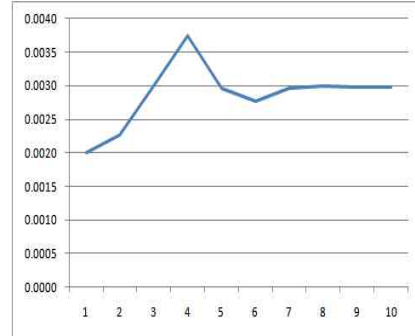
마지막으로 panel c의 콜금리와 KOSPI사이의 충격반응함수분석결과에 의하면 KOSPI 한 단위 변화에 대하여 콜금리는 3기간 이후 반응을 보인 후 동 반응은 10기간 이상지속되고 있으며, 콜 금리 한단위 변화에 대하여 KOSPI는 즉각적인 반응을 보인 후 10기간 이상 지속되는 것으로 보인다. 그러나 다른 변수사이의 충격반응함수와 비교해 보면 Y축의 변수의 크기는 매우 미약하므로 콜금리와 KOSPI사이의 상관관계도 거의 없는 것으로 추론해 볼 수 있다. 이는 앞장의 Granger인과관계와 일맥상통하는 것으로 나타났다.

Panel a: 콜금리와 원달러환율사이의 충격반응함수

<콜금리에 대한 원달러의 반응>

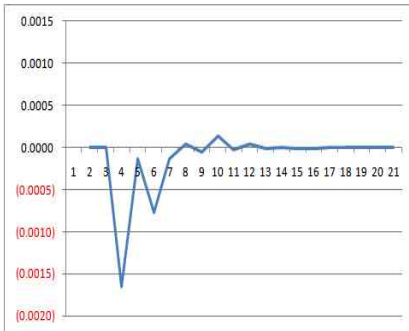


<원달러에 대한 콜금리의 반응>

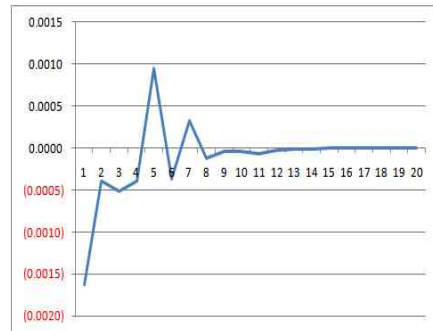


Panel b: 원달러와 KOSPI사이의 충격반응함수

<원달러에 대한 KOSPI의 반응>

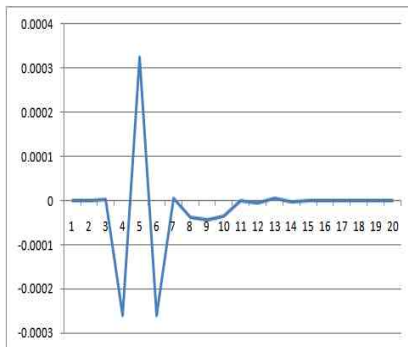


<KOSPI에 대한 원달러의 반응>

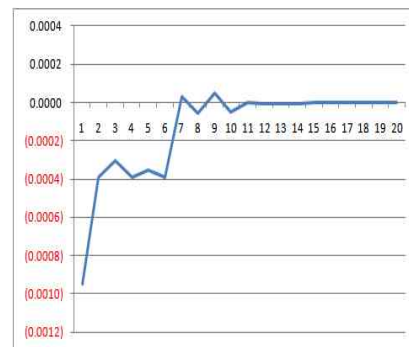


Panel c: 콜금리와 KOSPI사이의 충격반응함수

<KOSPI에 대한 콜금리의 반응>



<콜금리에 대한 KOSPI의 반응>



<그림 5> 충격반응함수 분석

## 4.2 시간변동 GJR-GARCH(1,1)-M모형을 이용한 변동성이전 효과 분석

또한 본 연구는 원달러환율, KOSPI, 콜 및 3년물 국채 금리사이의 조건부평균 및 변동성의 비대칭적 특성을 분석하기 위하여 Bollerslev(1986)의 GARCH모형을 확장한 GJR-GARCH(1,1)-M모형을 추정하였으며 그 결과가 <표 6>에 제시되어 있다.

먼저, 콜 및 3년 국채금리, 원달러의 KOSPI에 대한 영향력 분석결과 3년물 국채금리만 1%유의수준에서 KOSPI 수익률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로 콜 및 3년 국채금리, KOSPI의 원달러외환시장에 대한 영향력 분석결과, 콜 및 3년물 국채금리, KOSPI 모두 원달러 외환시장에 통계적으로 유의한 수준에서 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

3년물 국채금리와 원달러의 콜금리에 대한 영향력을 나타내는 계수( $\delta$ 와  $\lambda$ )는 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나, KOSPI의 콜금리에 대한 조건부평균이전효과를 나타내는 계수( $\theta$ )는 10%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 3년물 국채금리 변화량에 대해서는 콜금리, KOSPI, 원달러 모두 1% 수준에서 강한 영향력을 미치고 있는 것으로 나타났다. 금리(콜금리와 3년물국채금리)는 원달러환율과 음(-)의 관계를 가지고 있으며 이로부터 금리가 상승하면 원달러 환율은 하락 즉 원화값은 달러대비 상승하는 것으로 추론해 볼 수 있다. 예상한 바와 같이 단기금리인 콜금리와 중장기금리를 대표하는 3년물 국채금리는 정(+)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 또한 KOSPI와 단기금리인 콜금리와는 음(-)의 관계가 있으나 KOSPI와 3년물 국채금리사이에도 정(+)의 관계에 있는 것으로 나타남에 따라 금리와 주가사이의 관계는 일관성있는 결과를 보여주지 못하는 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과로부터 3년물 국채금리와 KOSPI사이에는 피드백적인 영향력을 미치고 있으나, 3년물 국채금리의 KOSPI에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다.

원달러 외환시장은 콜과 3년물국채금리에 모두 음(-)의 영향력을 미치고 있으나 3년물 국채금리보다는 단기금리를 대표하는 콜금리에 대한 영향력이 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다. 이로부터 외환시장과 단기금리사이의 관계가 더 밀접한 정보를 전달하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

KOSPI도 콜금리와 3년물 국채금리에 영향을 미치고 있으나, 단기금리인 콜금리보다는 중장기금리인 3년물 국채금리에 더 많은 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 콜금리와 3년물국채중에서는 3년물 국채금리가 KOSPI에 더 많은 영향을 주는 것으로 나타났다.

또한, 정보의 비대칭적인 특성을 나타내는 계수인  $\chi$ 는 4가지 모형 모두 1% 유의수준에서 기각됨에 따라, 콜금리, 3년물 국채금리, 외환시장 및 KOSPI 모두 호재보다는 악재에 더 민

감하게 반응하는 것으로 나타났다.

$LB^2(12)$ 에 의하면 추정잔차의 자기상관문제가 존재하지 않는 것으로 나타남에 따라 GJR-GARCH(1,1)-M모형의 심각한 부적절함은 나타나지 않는 것으로 보여진다.

<표 6> GJR-GARCH(1,1)-M모형을 이용한 정보이전효과 분석결과

| 구분        | 콜금리 + 3년물 국채금리 + 원달러 ⇒ KOSPI | 콜금리 + 3년물 국채금리 + KOSPI ⇒ 원달러 |
|-----------|------------------------------|------------------------------|
| $\alpha$  | 0.00165**                    | -0.00018                     |
| $\beta$   | -0.08185                     | 0.03416                      |
| $\delta$  | -0.02347                     | -0.00137                     |
| $\theta$  | 0.19536***                   | -0.00552                     |
| $\lambda$ | -0.04939                     | -0.00020                     |
| k         | 0.00046***                   | 0.00050***                   |
| $\gamma$  | 0.03027***                   | 0.20106***                   |
| $\mu$     | 0.89203***                   | 0.83467***                   |
| $\chi$    | 0.12993***                   | -0.10291***                  |
| $LB(12)$  | 18.04                        | 10.61                        |

| 구분        | 3년물 국채금리 + KOSPI + 원달러 ⇒ 콜금리 | 콜금리 + KOSPI + 원달러 ⇒ 3년물 국채금리 |
|-----------|------------------------------|------------------------------|
| $\alpha$  | -0.00212***                  | -0.00073                     |
| $\beta$   | 0.18827***                   | 0.00857                      |
| $\delta$  | 0.06303***                   | 0.06456***                   |
| $\theta$  | -0.02196*                    | 0.06130***                   |
| $\lambda$ | -0.21324***                  | -0.16887***                  |
| k         | 0.00086***                   | 0.00049***                   |
| $\gamma$  | -0.02055***                  | 0.23327***                   |
| $\mu$     | 0.89355***                   | 0.79413***                   |
| $\chi$    | 0.18305***                   | -0.05916***                  |
| $LB(12)$  | 3.87                         | 5.01                         |

주1) 각 시계열사이의 정보이전효과 분석을 위한 GJR-GARCH(1,1)-M모형:

$$\text{조건부평균방정식 : } X_t = \alpha + \beta h_t + \delta Y_t + \theta K_t + \lambda P_t + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산방정식 : } h_t = \kappa + \gamma \epsilon_{t-1}^2 + \mu h_{t-1} + \chi \epsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$$

2) \*\*\*, \*\*, \*은 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

## V. 요약 및 결론

동 연구는 국내 단기금융시장을 대표하는 콜금리, 중장기금리를 대표하는 3년물 국채금리, 주식시장을 대표하는 KOSPI 및 외환시장을 대표하는 원달러 환율을 사용하여 금리, 주

가 및 환율사이의 단기적인 선도-지연관계뿐만 아니라 장기적인 균형관계를 분석하였다. 이를 위하여 2000년 1월 4일부터 2008년 12월말까지 일별 콜금리, 3년물 국채금리, 원달러 및 KOSPI의 가격변화량 또는 수익률자료를 사용하여 Granger 인과관계 및 충격반응함수 뿐만 아니라 시간변동 GJR-GARCH(1,1)-M모형을 추정하였다. 주요 실증분석결과는 다음과 같다.

첫째, 콜금리와 원달러 외환시장사이에는 장기적인 균형관계가 존재하고 있으나, 콜금리와 KOSPI, 원달러와 KOSPI사이에는 장기적인 균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 3년물 국채금리는 콜금리와 공적분관계가 있으나 원달러, KOSPI와는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

둘째, KOSPI와 3년물 국채금리사이에는 피드백적인 관계가 존재하고 있으나 3년물 국채금리의 KOSPI에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다.

셋째, KOSPI와 원달러 환율사이에도 피드백적인 영향력이 존재하고 있으나 KOSPI의 원달러 환율변화에 대한 영향력이 그 반대의 경우 보다 더 강한 것으로 나타났다.

넷째, 3년물 국채금리와 원달러 환율사이에도 피드백적인 관계가 존재하고 있으나 3년물 국채금리의 원달러 시장에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다.

다섯째, 콜금리는 원달러 외환시장에만 영향력을 미치고 있으며, 장단기 금리사이에는 3년물 국채금리가 콜금리에 대한 영향력을 미치고 있으나 그 반대의 경우는 존재하지 않는 것으로 나타났다.

여섯째, 전반적으로 4가지 금융시계열모두 정보의 비대칭적인 특성이 존재하는 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과로부터 단기금리인 콜 금리보다는 중장기 금리를 대표하는 3년물 국채금리가 원달러 및 KOSPI 등 주요 거시경제지표를 선도하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 각 시계열사이의 정보전달체계에 대한 이해는 투자자들의 투자전략 및 위험관리전략 수립에 상당한 도움을 줄 수 있을 것으로 보여 진다.

## 참 고 문 헌

- 이승호(1997), “금리, 환율의 관련성과 자본이동성,” 경제분석 제3권, 제3호, 한국은행  
 박상용, 연강흠(1994), “자본시장개방이 환율, 주가, 금리간의 상호관련성에 미치는 영향,” 경영학  
 연구 제23권, 제4호, 47-79.  
 Abhyankar, A.H.(1995), "Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and

- Stock Index Futures Markets, *The Journal of Futures Markets*, 15(4), 1995, 457-488.
- Bekaert, Geert and Campbell R. Harvey(1997), "Emerging equity market volatility," *Journal of Financial Economics*, 43, 29-77.
- Bernstein, P.L.(1979), "The curious history of stock price and interest rate", Peter L. Bernstein Inc., Sep.
- Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Chan, K.(1992), "A Further Analysis of the Lead/Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Markets," *Review of Financial Studies* 5, 123-152.
- Chan, K., K.C. Chan, and G.A. Karolyi(1991), "Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Market", *Review of Financial Studies* 4, 657-84.
- Darbar, Salim M.(1999), and Deb, Partha, "Linkages Among Asset Markets in the U.S. : The in a Bivariate GARCH Framework,"
- Dicky, D. A. and W. A. Fuller(1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R. F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation," *Econometrica*, 50(4), 987-1008.
- Fleming, J., Ostdiek, B., and Whaley, R.E.(1996), "Trading Costs and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures, and Options Markets", *The Journal of Futures Markets* 16(4), 353-387.
- Flemming, J., Kirby, C. and Ostdiek, B(1998), "Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets," *Journal of Financial Economics*, 49.
- Ghosh, A.(1993), "Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices", *The Journal of Futures Markets*, 13, 193-198.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle(1993), "On the relation between expected value and the volatility of the nominal excess returns on stocks," *Journal of Finance* 48(5), 1779-1801.
- Goldfain, I., and T.Baig(1998), "Monetary Policy in Aftermath of Currency Crises : The Case of Asia," IMF Working Paper.
- Granger, C. and Newbold, P.(1974), "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 111-20.
- Hamao Yasushi, Ronald W. Masulis and Victor Ng(1990), "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3, 281-307.

- Johansen, S.(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autogressive Methods, *Econometrica* 59, 1551-1580.
- Kawaller, I. G., Koch, P.D., & Koch, T.W.(1987), "The Temporal Price Relationship between Volatility in S&P500 Futures Prices and Volatility in the S&P500 Index", *The Journal of Finance* 42, 1309-1329.
- Kawaller, I. G., Koch, P.D., & Koch, T.W.(1990), "Intraday Relationships between volatility in S&P500 futures prices and volatility in the S&P500 index". *Journal of Banking and Finance* 14, 373-397.
- Karolyi, G. A. and R. Stultz(1996), "Why Do Markets Move Together? An Investigation of U. S.-Japan Stock Return Comovements," *Journal of Finance* II(3), 951-986.
- Koch, Paul D. and Timothy W. Koch(1991), "Evolution in dynamic linkages across daily national stock index," *Journal of International Money and Finance* 10, 231-251.
- Ng, N.(1987), "Detecting Spot Forecasts in Futures Prices Using Causality Tests", *Review of Futures Markets*, 6, 250-267.
- Ng, Angela(2000), "Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin," *Journal of International Money and Finance* 19, 207-233.
- Engle, R. and V. Ng(1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance* 48(5), 1749-1777.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 335-346.
- Stoll, H., and R. Whaley(1990), "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 441-68.
- Susmel, Paul and Robert F. Engle(1994), "Hourly volatility spillovers between international equity markets," *Journal of International Money and Finance* 13, 003-025.

## A Study on the Lead-Lag Relationship between Call, KOSPI and Won/Dollar Spot Markets

Chung-Hyo Hong\* · Hae-Won Cho\*\*

### Abstract

We try to examine on the short term lead-lag relationship between call, KOSPI and won dollar spot markets with a vector error correction model, Granger causality test and impulse response analysis. This paper uses daily return data covering from January 2000 to December 2008. The major results are as follows;

First, according to empirical test based on the Granger causality, the returns of won/dollar spot market Granger causes call market but vice versa.

Second, we find a bilateral influence between won/dollar and KOSPI spot markets but the impact of KOSPI is relatively more dominant than of that of won/dollar market.

Third, we also find that there is no influence between call and KOSPI markets in a statistically significant level.

We hope these kinds of empirical results might be helpful for the investors to set up a asset portfolio and risk management system.

**Keywords : Call, Won/Dollar, KOSPI, Granger Causality Test, Impulse Response Analysis**

---

\* Professor in Finance, Business Administration Division, Kyungnam University

\*\* Kyungnam University