금리 및 주가, 환율의 연관성 연구

김 종 권 *

1. 서 론

1990년대 이후 단계적으로 추진한 금리자유화, 외환 및 자본자유화 등에 힘입어 금리의 가격기능이 높아지고 있으며, 금융시장과 외환시장, 주식시장 간의 연계성이 높아지고 있다. 한편, IMF 구제금융 지원 이후 가격 및 실물경제변수의 변동성이 증폭되어 구조변화(structural change)로 환율과 금리, 주가의 상호관계에 상당한 변화가 일어났다. 그런데, 기존의 연구결과로는 이러한 경제 구조변화를 충분히 반영할 수 없으므로 실제 가격변수 간의 메카니즘(mechanism)을 설명하기 어려운 실정이다. 따라서, 최근의 대외여건 변화에 따른 한국의 환율 및 주가, 금리의 상호간의 연계성을 살펴보기로 한다.

기존연구와의 차이점으로는 자유변동환율제도 도입 이후의 기간을 대상으로 한 일별자료로의 가격변수들에 대한 연구로 금융 및 외환시장, 주식시장에서의 단기간 예측에 도움일 될 것으로 판단된다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 기존문헌 서베이, 3장에서는 환율, 주가 및 금리의 연관성에 대한 실증분석, 4장에서는 요약 및 결론을 내리기로 한다.

2. 기존문헌 서베이

이승호(1997)는 92년 1월 3일부터 96년 12월 31일까지의 기간으로 Granger 인과관계 검정에 의하여 회사채유통수익률(3년만기, 은행보증), 원/달러환율, 포트폴리오 투자자금의 유출입액의 상호관련성을 월별 자료로 추정하였다. 우리나라는 자본자유화이후 內外金利差나 장래의 期待換率과 밀접한 관련을 갖는 포트폴리오투자 자금을 중심으로 자본도입이 크게 늘어나면서 국내금리가 원화환율과 어느 정도 밀접한 관계를 보이고 있는데 Granger 因果關係 분석에서도 두 변수가 상호 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 VAR모형을 이용한 衝擊反應函數 분석에서도 국내금리가 상승할 경우 원화환율은 하락하고 반대로 원화환율이 상승할 경우 국내금리도 상승하는 것으로 나타나 우리나라에서도 자본자유화에 따라 국내금리와 원화환율이 밀접한 관련을 보임은 물론 자본이동성이 확대된 것을 간접적으로 뒷받침하고 있다.

김명기와 문소상(1998)은 90년 4월 4일 이후의 기간으로 VAR모형에 의하여 회사채수익률(3년만기, 은행보증), 종합주가지수, 원/달러환율의 상호연관성을 일별자료로 추정하였다. 충격반응분석의 결과를 살펴볼 때 환율과 환율변동성에 충격이 발생하면 환율과 금리가 상승하고 외환시장에서의 불확실성도 초기에 확산되고 있다. 그리고 주가가 상승하는 충격이 발생하면 금리와 환율이 떨어지면서 시장의 불확실성도 낮아지지만 주가변동성에 대한 충격, 즉 주식시장의

* 신흥대학 경상정보계열 전임강사

불안은 초기에 환율과 금리를 상승시키는 것으로 나타났다. 금리충격은 환율과 주가를 하락시키나 그 크기는 아주 작은 것으로 분석되었다. 분산분해의 결과를 보면 주가는 외생성이 상대적으로 크며 환율은 장기적으로 주가나 금리보다 주식 및 외환시장의 불확실성에 더 큰 영향을 받고 있다. 그리고 금리는 장기적으로 환율과 주가에 영향을 미치기보다는 오히려 주가와 환율의 변화로부터 영향을 받아 왔던 것으로 보인다.

최공필 · 송치영(1998)은 92년 9월 28일부터 98년 3월 30일까지의 기간으로 Granger 인과관계 검정과 교차상관계수에 의하여 회사채유통수익률(3년만기, 은행보증), 종합주가지수, 원/달러환율의 상호관련성을 주별자료로 추정하였다. 통계적 인과성 검정결과 환율변동 폭 철폐 이후 환율 → 주가, 주가 → 금리의 인과관계가 뚜렷해지는 경향을 보였다. 환율변동 폭 확대 이전과 이후의 금리, 주가, 환율의 상관관계를 분석하여 본 경우에는 환율변동 폭 확대 이전에는 주가와 금리가 정(+)의 상관관계를 보였으나 환율변동 폭 확대 이후에는 뚜렷한 부(-)의 상관관계를 띄었다.

김종권(1999)은 97년 1월 3일부터 98년 10월 31일까지의 회사채유통수익률(3년만기, 은행보증), 종합주가지수, 원/달러환율의 주별데이터를 이용하여 VAR모형에 의하여 Granger causality (인과관계) 검정과 충격반응분석 및 분산분해(variance decomposition)를 실시하였다. Granger causality의 결과로서는, 금융시장의 불확실성과 외환시장의 불확실성간에는 양방향으로 서로 밀접한 인과관계를 가지고 있으며 외환시장의 불확실성은 주식시장의 불확실성으로부터 큰 영향을 받는 한편 단기간에 금융시장의 불확실성으로 이어지는 것으로 나타나고 있다.

충격반응함수를 통한 결과를 보면, 주식시장의 불안은 환율과 금리를 상승시키는 것을 알 수 있었다. 환율충격에 대하여 주가는 약 4주까지 크게 감소한 후 충격효과가 소멸되는 것으로 나타났다. 한편, 금리는 환율충격 발생이후 7주정도까지 미약하지만 지속적으로 상승하였다. 그리고, 금리충격에 대하여 환율과 주가의 반응을 보면 각각 5주와 4주까지 감소세를 보인 후 정상상태로 돌아감을 알 수 있었다. 분산분해 분석의 결과를 보면, 주가는 단기에 있어 주가충격의 비중이 100%이나 그 비중이 점차 낮아져 장기에는 약96%에 머물고 있었다. 즉, 금리와 환율은 장기에도 주가의 0.9~3%정도를 설명하는데 그쳐 주가에서 차지하는 비중도 매우 미미한 것으로 나타나 주가는 높은 외생성을 가지고 있는 것으로 판단되었다. 환율은 장기적으로 주가나 금리보다 외환 및 주식시장의 불확실성으로부터 더 큰 영향을 받고 있음을 나타내었다. 즉, 환율은 단기에 있어 환율충격의 비중이 99.6%이나 그 비중이 점차 낮아져 장기에는 약 84.3% 수준을 보였다. 금리에 있어서 금리충격이 차지하는 비중은 단기에 약98.4%이나 장기에 이르면 약90.7%로 낮아졌다. 환율충격이 금리에 미치는 영향은 장기에 7.4%의 비교적 높은 수준인 것으로 나타났으며, 주가충격의 효과도 장기에 갈수록 커지고 있음을 알 수 있었다.

장동구(2002)는 82년 1월부터 2001년 4월까지의 기간으로 Granger 인과관계 검정에 의하여 회사채수익률(3년만기)과 콜금리 및 국내외금리차(콜금리-미국 페더럴펀드 금리)와 회사채수익률(3년만기) 및 실질 대미달러환율 간의 상호 연관성을 월별자료로 추정하였다. 먼저 전기간(1982.1~2001.4)에 걸친 분석에 있어서는 단기금리(콜금리)와 장기금리(3년만기 회사채수익률) 모두 명목 및 실질환율에 시차를 두고 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 단기금리에 비해 장기금리의 유의성이 높은 모습을 보였다. 시장평균환율제도 도입이전(1982.1~1990.2)과 이후 (1990.3~2001.4)를 비교해 보면, 대략 시차의 유무정도만 차이가 나는 것으로 나타났으며 자유변동환율제도 도입이후 (1998.1~2001.4)에는 금리가 환율에 커다란 영향을 주지 않는 것으로 분석되었다. 한편, Granger 인과관계 검정을 통하여 장 · 단기금리의 주가에 대한 영향을 분

석하였다. 전체분석 대상기간(1982.1~2001.4)이나 경제위기 이전기간(1982.1~1997.10)에 있어 장·단기금리 모두 주가에 매우 유의적이고 신속한 영향을 주는 것으로 나타났으며 특히 장기금리보다는 단기금리가 더욱 큰 영향을 주는 것으로 분석되었다. 자본시장 개방이전(1982.1~1991.12)과 이후(1992.1~2001.4)를 비교하면, 이후기간에 있어 금리가 주가에 미치는 영향이 축소된 모습을 보였다.

3. 환율, 주가 및 금리의 연관성

환율, 주가, 금리를 변수로 하는 VAR모형에 의하여 Granger 인과관계(causality) 검정과 충격반응분석 및 분산분해(Variance Decomposition)를 실시하고 이를 통하여 변수 상호간의 연관성을 살펴보기로 한다. 자료는 2003년 1월 3일부터 2003년 7월 15일까지의 일별 데이터이다.

3.1 인과관계분석

<표 1> 환율, 주가 및 금리 변수 간의 인과관계

구 분	F-통계치 (p 값)	인과관계 (유의수준)
회사채수익률 → 환율	0.7592(0.6099)	없음
환율 → 회사채수익률	1.3460(0.3597)	없음
주가 → 환율	**4.3946(0.0498)**	**있음(5%)**
환율 → 주가	**3.2967(0.0893)**	**있음(10%)**
회사채수익률 → 주가	1.2555(0.3893)	없음
주가 → 회사채수익률	**3.5648(0.0766)**	**있음(10%)**

주 : 1) 주가는 주가수익률, 환율은 변화율을 사용함
2) 각각의 변수는 1차차분 변수이고, 시차는 5임

<표 1>에서 회사채수익률, 주가 및 환율이 각각 금융시장, 주식시장 및 외환시장을 대표하는 가격변수라고 할 때, 각 변수 상호간의 연관성이 있을 경우에는 상당한 의미를 가지고 있다. 한편, 각 변수들의 결과를 구체적으로 살펴보면, 이전의 논문[1]에서와 다른 점이 있다. 이는 환율의 경우에 있어서는 1998년 1월 이후 자유변동환율제도가 채택되었기 때문이다. 이에 따라, 금리가 환율에 커다란 영향을 주지 않는 것으로 분석되었다. 한편, 주가와 금리의 관계를 보면 금리가 주가에 미치는 영향이 미미한 반면에 주가의 금리에 대한 영향력은 10% 유의수준에서 있는 것으로 나타났다. 이는 1992년 1월 이후의 자본시장 개방에 의한 포트폴리오 자금의 유출입에 따른 결과로 보인다. 한편, 이러한 포트폴리오 자금의 이동에 따라 환율과 주가의 양 변수 모두 민감하게 반응하고 있는 것으로 나타났다. 이에 따라, 환율과 주가의 각 변수간 연계성도 증가하여 쌍방향의 인과관계를 보이고 있다.

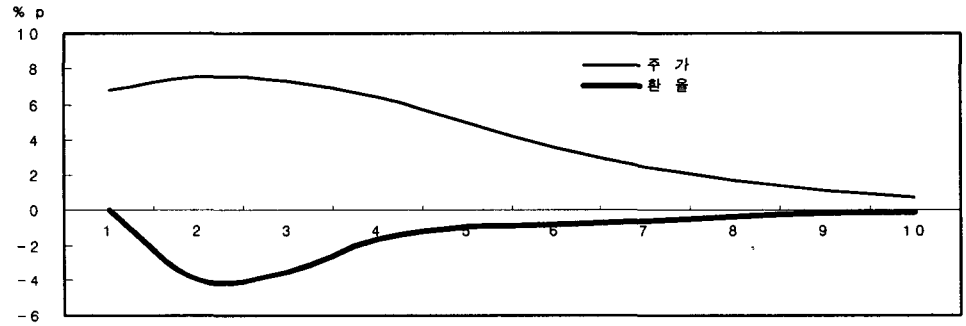
1 김종권(1999) 참조

2. 충격반응분석

충격반응함수는 VAR모형[2]에서 한 변수에 충격 혹은 혁신(innovation)이 발생할 경우 모형내의 다른 변수에 미치는 동태적 영향을 나타내는 것이다. 본고에서 사용된 VAR모형은

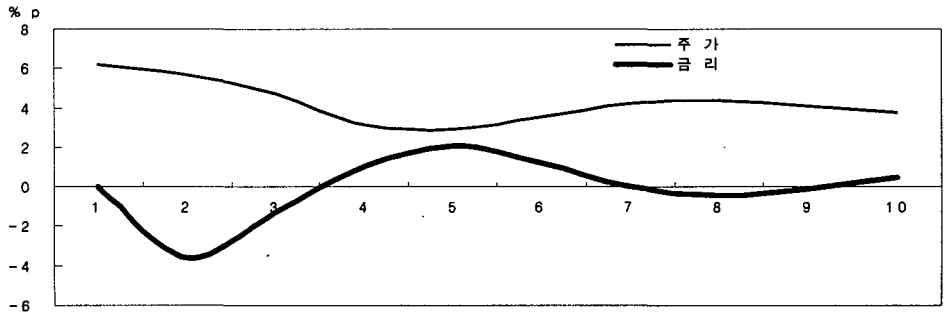
$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

로 Y_t는 주가, 금리, 환율의 일별데이터를 사용하였다. 각 변수의 변화율에 충격이 일어날 경우 각 변수들의 동태적 반응을 나타낸 충격반응곡선이 <그림 1>에서부터 <그림 6>까지 나타나 있다.



주 : 1) 주가는 주가수익률, 환율은 변화율을 사용함
2) 각각의 변수는 1차차분 변수임

<그림 1> 주가충격에 대한 환율의 반응

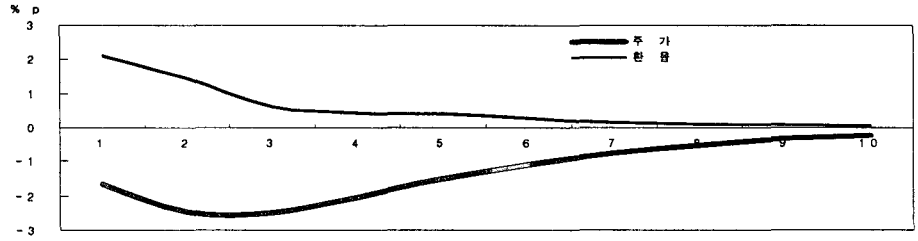


주 : 1) 주가는 주가수익률, 금리는 회사채유통수익률(3년 만기)을 사용함
2) 각각의 변수는 1차차분 변수임

<그림 2> 주가충격에 대한 금리의 반응

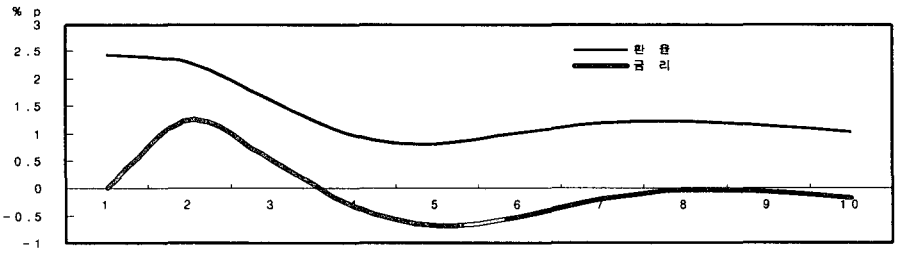
2 <附錄> VAR모형의 개관 참조

<그림 1>을 보면, 주가가 상승하는 충격이 발생할 경우 환율이 떨어져 외환시장의 불확실성이 낮아지는 것으로 나타났다. 한편, <그림 2>에서는 주가의 상승 충격이 발생할 때 금리도 낮아지는 것을 알 수 있지만, 금리의 반응함수가 10일 이내에서 안정을 찾지는 못하는 것으로 나타났다. 이는 외환시장과 달리 주가의 상승충격에 따른 금융시장의 반응의 경우에 보다 장기적인 영향을 줄 수 있음을 알 수 있다. 하지만, 주가의 상승이 주는 외환시장과 금융시장에의 시사점으로는 자본유입이 주로 주식시장을 통하여 이루어지고 있는 한국경제의 여건을 감안할 때, 외환시장과 금융시장의 안정을 위해서는 해외자본의 국내주식시장 유입촉진 등을 통한 주식시장 활성가 중요함을 알 수 있었다.



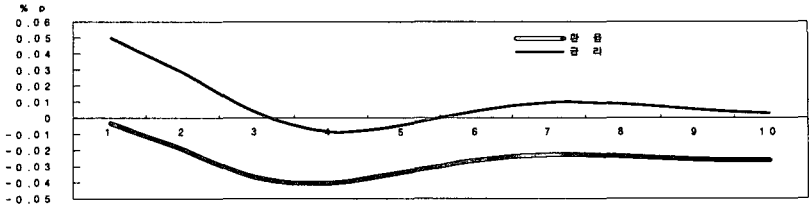
주 : 1) 주가지수는 주가수익률, 환율은 변화율을 사용함
2) 각각의 변수는 1차차분 변수임

<그림 3> 환율충격에 대한 주가의 반응

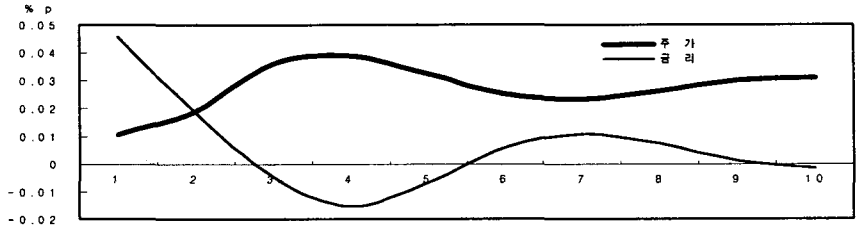


<그림 4> 환율충격에 대한 금리의 반응

<그림 3>에서 환율상승 충격에 대하여 주가는 약 4일까지 크게 감소한 후 충격효과가 소멸되는 것으로 보이고 있다. 한편, <그림 4>에서 금리는 환율충격 발생이후 약 2일 정도까지 미약하지만 지속적으로 상승하는데 이는 환리스크를 우려한 자본도입위축의 파급효과 등에 영향을 받기 때문인 것으로 판단된다.



<그림 5> 금리충격에 대한 환율의 반응



<그림 6> 금리충격에 대한 주가의 반응

<그림 5>를 볼 때, 금리의 상승충격은 환율을 미약하나마 하락시키고 있는 것으로 나타났으며, <그림 6>에서는 금리의 상승충격이 급격히 떨어질 때 주가도 상승곡선을 보이는 것을 알 수 있었다. 하지만, 금리충격에 따른 외환시장과 주식시장의 반응은 단기간으로 끝나지 않고 있음을 알 수 있었다.

3. 분산분해

3변수간의 순서체계(ordering)에 입각한 분산분해 분석을 통하여 환율, 주가 및 금리가 현재로부터 h분기 후의 각 변수에 대한 예측오차분산(forecast-error variance)[3]을 얼마만큼 설명하는지를 살펴봄으로써 변수 간의 인과관계를 재 추론해 볼 수 있다.

<표 2> 분산분해 결과

일	환율의 분산분해		
	환 율	주 가	금 리
1	100.00	0.00	0.00
2	93.24	1.44	5.32
3	90.55	3.49	5.96
5	89.24	4.03	6.73
8	88.61	5.71	5.68
10	87.91	6.69	5.40

일	주가의 분산분해		
	환 율	주 가	금 리
1	1.14	98.86	0.00
2	4.84	94.03	1.13
3	5.04	93.34	1.62
5	4.29	93.46	2.25
8	4.01	93.77	2.22
10	3.82	94.45	1.73

3 $E(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})'$ h분기 후의 실물경제변수에 대한 예측오차분산은 위의 식과 같이정의할 수 있다.

일	금리의 분산분해		
	환 율	주 가	금 리
1	0.45	0.84	98.71
2	0.51	1.73	97.76
3	2.88	4.03	93.09
5	6.58	3.75	89.67
8	6.63	7.06	86.31
10	7.03	10.05	82.92

주 : 1) 주가는 주가수익률, 환율은 변화율, 금리는 회사채유통수익률(3년 만기)을 사용함
2) 각각의 변수는 1차차분 변수임

<표 2>를 볼 때, 환율은 단기에 환율충격의 비중이 100%를 보였지만, 그 비중이 점차 낮아져 10일 후에는 87.91%를 나타내고 있다. 한편, 주가는 10일 후에 환율의 변동에 대한 설명력이 6.69%까지 증가하는 것을 알 수 있었다.

주가의 분산분해분석 결과를 보면, 주가는 단기에 주가충격의 비중이 98.86%를 보인 후 그 비중은 점차 떨어지고 있는 것으로 나타났다. 한편, 10일 후에 주가의 변동에 대한 설명력에서 환율은 3.82%를 보여 금리 1.73% 보다는 다소 높은 비중을 나타내었다. 하지만, 환율의 경우에도 10%에도 미치지 못하여 주가가 높은 외생성(exogenous)을 갖고 있음을 알 수 있었다.

금리의 분산분해분석 결과의 경우에 있어서는 금리충격의 비중이 단기에 98.71%를 차지하였지만, 10일 이후에는 82.92%까지 떨어지고 있는 것으로 나타났다. 그리고, 10일 이후의 금리 변동에 대한 설명력에서 환율은 7.03%로 높아지고, 주가는 10.05%까지 영향력이 증대되는 것으로 분석되었다. 이에 따라 금리의 경우에는 외생성이 다소 떨어지는 것을 알 수 있었다.

4. 요약 및 결론

환율, 주가, 금리를 변수로 하는 VAR모형에 의하여 Granger 인과관계(causality) 검정과 충격반응분석 및 분산분해(Variance Decomposition)를 실시하고 이를 통하여 변수 상호간의 연관성을 살펴보았다. 자료는 2003년 1월 3일부터 2003년 7월 15일까지의 일별 데이터이다.

Granger 인과관계(causality) 검정 결과를 보면, 이전의 김종권(1999) 논문에서와 다른 점이 있었다. 이는 환율의 경우에 있어서는 1998년 1월 이후 자유변동환율제도의 영향으로 인하여 금리가 환율에 커다란 영향을 주지 않는 것으로 분석되었다. 한편, 주가와 금리의 관계를 보면 금리가 주가에 미치는 영향이 미미한 반면에 주가의 금리에 대한 영향력은 10% 유의수준에서 있는 것으로 나타났다. 이는 1992년 1월 이후의 자본시장 개방에 의한 포트폴리오 자금의 유출입에 따른 결과로 보인다. 한편, 이러한 포트폴리오 자금의 이동에 따라 환율과 주가의 양 변수 모두 민감하게 반응하고 있는 것으로 나타났다. 이에 따라, 환율과 주가의 각 변수간 연계성도 증가하여 쌍방향의 인과관계를 보이고 있다.

충격반응분석 결과를 보면, 주가가 상승하는 충격이 발생할 경우 환율이 떨어져 외환시장의 불확실성이 낮아지는 것으로 나타났다. 한편, 주가의 상승 충격이 발생할 때 금리도 낮아지는 것을 알 수 있지만, 금리의 반응함수가 10일 이내에서 안정을 찾지는 못하는 것으로 나타났다. 이는 외환시장과 달리 주가의 상승충격에 따른 금융시장의 반응의 경우에 보다 장기적인 영향

을 줄 수 있음을 알 수 있다. 하지만, 주가의 상승이 주는 외환시장과 금융시장에의 시사점으로는 자본유입이 주로 주식시장을 통하여 이루어지고 있는 한국경제의 여건을 감안할 때, 외환시장과 금융시장의 안정을 위해서는 해외자본의 국내주식시장 유입촉진 등을 통한 주식시장 활성이 중요함을 알 수 있었다. 한편, 환율상승 충격에 대하여 주가는 약 4일까지 크게 감소한 후 충격효과가 소멸되는 것으로 보이고 있다. 이와 반면에, 금리는 환율충격 발생이후 약 2일 정도까지 미약하지만 지속적으로 상승하는데 이는 환리스크를 우려한 자본도입위축의 파급효과 등에 영향을 받기 때문인 것으로 판단된다. 그리고, 금리의 상승충격은 환율을 미약하나마 하락시키고 있는 것으로 나타났으며, 금리의 상승충격이 급격히 떨어질 때 주가도 상승곡선을 보이는 것을 알 수 있었다. 하지만, 금리충격에 따른 외환시장과 주식시장의 반응은 단기간으로 끝나지 않고 있음을 알 수 있었다.

분산분해 분석결과에 따르면, 환율은 단기에 환율충격의 비중이 100%를 보였지만, 그 비중이 점차 낮아져 10일 후에는 87.91%를 나타내고 있다. 한편, 주가는 10일 후에 환율의 변동에 대한 설명력이 6.69%까지 증가하는 것을 알 수 있었다. 그리고, 주가의 분산분해분석 결과를 보면 주가는 단기에 주가충격의 비중이 98.86%를 보인 후 그 비중은 점차 떨어지고 있는 것으로 나타났다. 한편, 10일 후에 주가의 변동에 대한 설명력에서 환율은 3.82%를 보여 금리 1.73% 보다는 다소 높은 비중을 나타내었다. 하지만, 환율의 경우에도 10%에도 미치지 못하여 주가가 높은 외생성(exogenous)을 갖고 있음을 알 수 있었다. 한편, 금리의 분산분해분석 결과의 경우에 있어서는 금리충격의 비중이 단기에 98.71%를 차지하였지만, 10일 이후에는 82.92%까지 떨어지고 있는 것으로 나타났다. 그리고, 10일 이후의 금리 변동에 대한 설명력에서 환율은 7.03%로 높아지고, 주가는 10.05%까지 영향력이 증대되는 것으로 분석되었다. 이에 따라 금리의 경우에는 외생성이 다소 떨어지는 것을 알 수 있었다.

마지막으로 향후 연구과제로서는 주간 단위 및 월별 자료로 분석 등을 토대로 하여 보다 장기적인 연계성을 파악할 필요성이 있다.

5. 참 고 문 헌

[1] 강석훈 · 추준석 · 김종권, "분기이자율 예측모형-DRFM Ver. 95-01", 대 우경제연구소, (1996), pp. 1-284.

[2] 김명기 · 문소상, "환율, 금리, 주가변동의 상호연관성 분석", 『경제분석』, 제4권 제2호, 한국은행, (1998), pp. 1-29.

[3] 김종권, "오차수정모형을 이용한 CALL, CD, CP, 회사채수익률의 월간예 측모형의 개발", 대우경제연구소, (1997), pp. 1-61.

[4] _____, "한국 장단기 금융시장, 주식 및 외환시장 연관성, 연구논문", 한 국공업경영학회, (1999), pp. 105-25.

[5] 이승호, "금리 · 환율의 연관성과 자본이동성", 『경제분석』, 제3권 제3호, 한국은행, (1997), pp. 1-25.

[5] 장동구, "우리나라 통화정책의 파급효과 분석: 파급경로별 상대적 중요성 을 중심으로", 『금융연구』, 16권 1호, 한국금융연구원, (2002), pp. 1-46.

[6] 최공필 · 송치영, "Cross-Border Capital Flows and Asset Price Volatility: The Case of Korea, *Working Paper*, 한국금융연구원, (1998)pp. 1-24.
[7] Grabbe, J. Olrin, *International Financial Market*, 3rd Edition, Pretice-Hall, New York, 1996.
[8] Hamilton, James D. *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey, 1994.
[9] Hallwood, C. Paul., MacDonald, R., *International Money and Finance*, 2nd Edition, Blackwell, New York, 1994.
[10] Lettau, Martin and Sydney Ludvigson, "Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns," *Journal of finance*, Vol. Lvi, No. 3, (2001), pp. 815-49.

6. 부록: VAR모형의 개관

VAR모형은 선험적인 경제이론을 배제한 상태에서 자료분석을 통해 경제시계열간의 관계에서 관계에서 나타나는 특징적인 사실을 도출하고자 하는 시도로서 경제변수들간의 동학적 움직임을 잘 설명할 수 있다는 점에서 매우 유용하게 사용되고 있다.

VAR모형의 기본식은 다음과 같다.

$$y_t = d_t + A(L)y_t + e_t \qquad (1)$$

여기서 y_t는 모형의 내생변수의 벡터, d_t는 y_t에 대한 확정인자, $A(L)$은 $[a_{ij}(L)]$로서 시차연산자(lag operator)로 이루어진 행렬,

$$a_{ij}(L) = a_{ij}^1 L^1 + a_{ij}^2 L^2 + \cdots a_{ij}^k L^k$$

는 i번째 방정식에서 j번째 변수의 k번째 시차의 계수값, e_t는 시계열독립인 교란항의 벡터 $(E(e_t) = 0,\ E(e_t e_t') = \sum,\ E(e_t e_{t-k}') = 0,\ k \neq 0)$이다.

VAR모형을 이용한 실증분석은 (1)식의 추정에서 얻어진 충격반응함수(impulse response function), 예측오차의 분산분해(variance decomposition)등의 방법을 사용하여 이루어진다. 우선 충격반응함수를 살펴보면 (1)식으로부터 도출된 이동평균(MA)모형을 의미하는 것으로서 (2)식으로 표현된다.

$$y_t = [I - A(L)]^{-1}(d_t + e_t) = B(L)(d_t + e_t) \qquad (2)$$

충격반응함수는 한 변수에 대한 교란이 어떻게 여타 변수에 동태적으로 전달되는 것을 보여주고 있다. 그러나, (2)식에서 $B(L)$을 그대로 이용하여 충격과 반응간의 관계를 분석할 때에 문제점이 발생된다. (1)식의 추정에서 도출된 교란항들은 서로 독립이 아니기 때문에 한 변수의 교란이 미치는 영향에 대한 해석이 어렵게 된다. 이런 문제점을 해결하기 위해 촐레스키 분해(Choleski decomposition)라는 교란항의 직교화를 통해 재구성하게 된다. 즉, (3)식으로 표현된다.

$$y_t = C(L)e_t = C(L)GG^{-1}e_t = C(L)G_{et} \qquad (3)$$

($\varepsilon_t = G^{-1}e_t$ 로서 대각화된 교란항벡터 , $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = G^{-1}e_te_t'G^{-1'} = G^{-1}\sum G^{-1'} = I$)

(3)식은 대각화된 교란에 대한 충격반응함수라고 해석할 수 있다. (3)식을 통해 한 변수의 충격이 여타 변수에 미치는 영향을 파악하게 된다.

여기서 사용한 예측오차의 분산분해는 한 변수의 변화를 설명하는데 있어 다른 변수들의 상대적 중요성을 파악하는 방법이다. 이것은 한 변수의 변화에 있어 다른 변수들의 상대적 중요성을 파악하는 방법이다. 이것은 한 변수의 변화에 관한 예측오차의 분산을 각 변수들의 충격들에 의해 발생된 부분으로 나누는 것이다. (3)식에서 단계(step)별로 $c_{ij}(L)$ 을 재배열하면 (4)식과 같이 표현된다.

$$y_t = \sum_{s=0}^{\infty} C_s\, e_{t-s} \qquad (4)$$

(C_s는 s step에서 각 변수들의 반응계수 행렬, $C_s = [C_{sij}]$, C_{ij}^s는 s step에서 j변수의 충격에 대한 i변수의 반응임)

(4)식에서 $E(e_te_t') = \sum$는 대각행렬이 아니므로 촐레스키분해에 의해 재구성하면 (5)식과 같게 된다.

$$y_t = \sum_{s=0}^{\infty} C_sGG^{-1}e_{t-s} = \sum_{s=0}^{\infty} D_s\varepsilon_{t-s} \qquad (5)$$

($D_s = C_sG$, $G^{-1}e_{t-s} = \varepsilon_{t-s}$, $D_s = [d_{ij}^s]$, d_{ij}^s는 s step에서 대각화된 j변수의 충격에 대한 i변수의 반응함수임)

미래의 k시점(k step ahead)에서 y_{ti}의 예측오차는 $\sum_{s=0}^{k}\sum_{j=1} d_{ij}^s\varepsilon_{jt-s}$ 이고 이것의 분산은 $\sum_{s=0}^{k}\sum_{j=1}(d_{ij}^s)^2\sigma^2$ 이다. 따라서 미래의 k시점에서 j변수의 충격 때문에 발생하는 i변수의 분산은 $\sum_{s=0}^{k=0}(d_{ij}^s)^2\sigma^2$ 이다. 결국 미래의 k시점에서 j변수의 충격 때문에 발생한 i변수의 예측오차의 분산비율은 $\left(\dfrac{\sum_{s=0}^{k=0}(d_{ij}^s)^2\sigma^2}{\sum_{s=0}^{k}\sum_{j=1}(d_{ij}^s)^2\sigma^2}\right) \times 100$ 이다.