

同調化 現象의 動態的 分析： 원/달러와 엔/달러換率의 境遇

李 根 榮*

논문 초록

본 논문에서는 일별 엔/달러와 원/달러환율 자료를 이용하여 두 환율간에 동조화 현상이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변하여 왔는가를 살펴보았다. 상관관계행렬이 GARCH모형과 같은 형태를 가지고 시간의 흐름에 따라 변한다는 가정하에 이변량 GARCH류의 모형들을 추정한 결과 상관계수가 동태적으로 변화함을 알 수 있다. 또한 LM과 LR검정결과들은 조건부 상관계수가 상수인 이변량 GARCH류의 모형보다는 조건부 상관계수가 동태적으로 변화하는 이변량 GARCH류의 모형이 더 적합한 모형임을 보여준다. 변동상관계수를 가진 이변량 GARCH류의 모형에 따르면 시간의 흐름에 따라 상관관계가 변하나 장기적으로는 커지는 경향을 보이고 있다. 즉 다른 금융시장과 마찬가지로 원/달러환율이 엔/달러환율에 동조화 되는 현상이 외환위기 이후 금융 및 외환시장 개방과 더불어 최근 더욱 심화되는 경향을 보여주고 있다.

핵심주제어 : 이변량 GARCH류 모형, 동태적 상관계수

경제학문헌목록 주제분류 : F3

* 성균관대학교 경제학부 조교수

I. 서론

세계적으로 자본 및 금융시장이 개방되고 자유화됨에 따라 각국 금융시장의 동조화 현상이 시간이 흐름에 따라 더욱 심화되고 있다. 우리나라의 경우에도 과거보다 국내 주식시장이 미국 등 선진국 주식시장의 움직임에 민감하게 반응하고 있으며, 환율간의 상관관계도 더욱 커지는 것으로 나타났다. 특히 원/달러와 엔/달러환율의 경우 이근영(2000)에 따르면 자본시장개방(1992. 1. 1) 이전보다 이후에 두 환율간의 상관관계가 커지며, 개방 이후에도 1일 환율변동 허용폭이 확대됨에 따라 상관계수가 증가한다. 또한 금융·외환위기 이전보다 이후에 상관관계가 커지는 것으로 나타났다. 거시경제적 측면에서 원/달러와 엔/달러환율간의 동조화 현상은 경상수지의 급격한 변화를 완화시켜 해외부분을 통한 경제불안을 어느 정도 해소시키는 긍정적인 측면을 가지고 있다. 반면 국제 분산투자의 효과를 감소시키거나 국내 외환시장을 불안하게 하는 등의 부정적인 효과도 가지고 있다.

지금까지 많은 연구들이 금융시장간의 동조화 현상을 분석하려는 시도를 해왔는데 이들 연구들은 일반적으로 상관관계를 추정하는 기법을 이용하였다. 특히 일별이나 주별 환율 및 주식수익률 자료의 경우 분산이나 공분산이 시간의 흐름에 따라 변화하는 특성을 가지고 있기 때문에 이러한 자료의 특성을 고려한 Bollerslev(1990)의 모형이 일반적으로 이용되었다. Bollerslev(1990)는 조건부 공분산행렬은 가변적이거나 조건부 상관계수는 상수라고 가정된 다변량 GARCH모형을 발전시켰다. 이 모형을 사용한 실증적 연구로는 Cecchetti, Cumby, and Figlewski(1988), Baillie and Bollerslev(1990), Kroner and Claessens(1991), Kroner and Sultan(1991, 1993), Lien and Tse(1998) 등이 있다. 국내 연구의 경우로는 이근영(2000)이 상관계수가 상수인 이변량 GARCH모형을 이용하여 원/달러와 엔/달러환율간의 동조화 현상을 분석하였다. 그러나 Bollerslev(1990)의 모형이 추정상의 용이함 때문에 실증분석에 많이 사용되는 반면, 일부 연구들은 이 가정이 모든 금융자료에 타당하지 못함을 보여주고 있다. 예를 들어 Longin and Solnik(1995), Tse(2000), Tse and Tsui(2000), Engle(2000) 등은 상관계수가 시간이 흐름에 따라 동태적으로 변화함을 실증분석을 통해 보여주고 있다.

우리나라의 경우에도 지난 10년 동안 금융·외환위기 등을 거치면서 자본 및 금융시장이 급격하게 변화했기 때문에 국내외 금융시장간의 동조화 현상도 크게 변했

으리라 여겨진다. 특히 외환시장의 경우 금융 및 자본시장개방(1992.1.1), 1일 환율변동 허용폭 확대, 금융·외환위기, 자유변동환율제로의 이행(1997.12.16) 등 일련의 사건 및 정책변화 등을 거치면서 환율간의 동조화 현상이 더욱 심화되었으리라는 점을 짐작할 수 있다. 즉 원/달러와 엔/달러환율간의 상관계수가 상수라기 보다는 동태적으로 변화한다고 보는 것이 더 타당하리라 보인다.

그러므로 본 논문에서는 조건부 상관계수가 동태적으로 변하는 이변량 GARCH류의 모형을 이용하여 시장평균환율제 시행 이후 현재까지 원/달러와 엔/달러환율이 동태적으로 어떤 상관관계를 갖고 있는가를 살펴보기로 한다. 특히 두 환율간의 동조화 현상이 자본시장개방, 환율변동허용폭 확대, 금융·외환위기, 자유변동환율제 채택 등 정책변화나 역사적 사건 등을 거치면서 어떻게 변화하여 왔는가를 분석한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절에서는 먼저 조건부 상관계수를 추정하기 위한 전 단계로 조건부 평균모형을 이용하여 예측할 수 없는 환율변화율을 구한다. 제Ⅲ절에서는 상관계수가 동태적으로 변화하는 다변량 GARCH류의 모형을 살펴보고 전 절에서 구한 자료를 이용하여 가변적인 상관계수를 추정한다. 또한 상관계수가 가변적인 다변량 GARCH류의 모형들이 상관계수가 상수인 다변량 GARCH류의 모형보다 타당한가를 LM 및 LR검정을 통해 살펴본다. 제Ⅳ절에서는 두 환율간의 상관계수가 시장개방, 환율변동폭 확대, 금융·외환위기, 자유변동환율제 채택 등을 거치면서 역사적으로 어떻게 변화하여 왔는가를 비교해 본다. 제Ⅴ절에서는 논문을 요약하고 정책적 시사점을 찾아본다.

Ⅱ. 조건부 평균모형

상관계수가 가변적인 이변량 GARCH류의 모형을 통해 엔/달러와 원/달러환율간의 상관계수가 어떻게 동태적으로 변화하는가를 살펴보기 위해 먼저 조건부 평균모형을 추정하여야만 한다. 또한 조건부 평균모형을 올바르게 설정하기 위해서는 엔/달러와 원/달러 자료의 특성을 살펴볼 필요가 있기 때문에 여기서는 두 환율의 기초통계량을 우선 살펴보고자 한다. 본 논문에서 사용되는 환율은 미국 연방준비제도(Federal Reserve)가 제공하는 일별 엔/달러와 원/달러환율이며, 분석기간은 시장

평균환율제가 시행된 1990년 3월 2일부터 2001년 7월 20일까지이다. 따라서 표본 크기는 2833개이다.

시계열의 안정성 문제 때문에 수준변수 대신 차분변수가 사용되는데, 일별 엔/달러와 원/달러환율의 변화율(%)은 다음과 같이 구해진다.

$$e_t = 100 \times (\ln S_t - \ln S_{t-1}) \quad (1)$$

여기서 S_t 는 엔/달러 또는 원/달러 명목환율이며, e_t 는 t 일의 1일 변화율(%)을 의미한다.

〈표 1〉은 e_t 의 기초통계량을 보여준다. 표본크기는 변화율이 사용되었기 때문에 2832개이다. 평균의 경우 엔/달러환율은 매일 0.007%씩 하락한 반면 원/달러환율은 0.022%씩 상승하였으나 모두 통계적으로 유의적이지 못하다. 표준편차의 경우

〈표 1〉 환율변화율의 기초통계량

	엔/달러	원/달러
표본크기	2832	2832
평균	-0.007 (0.014)	0.022 (0.017)
표준편차	0.736	0.897
왜도	-0.583	-1.243
첨도	7.281	146.048
최고치	3.240	13.645
최저치	-5.630	-19.759
$Q_m(10)$	12.390 [0.260]	15.889 [0.103]
$Q^2(10)$	338.302 [0.000]	2357.514 [0.000]

주: 1) () 안의 값은 표준오차

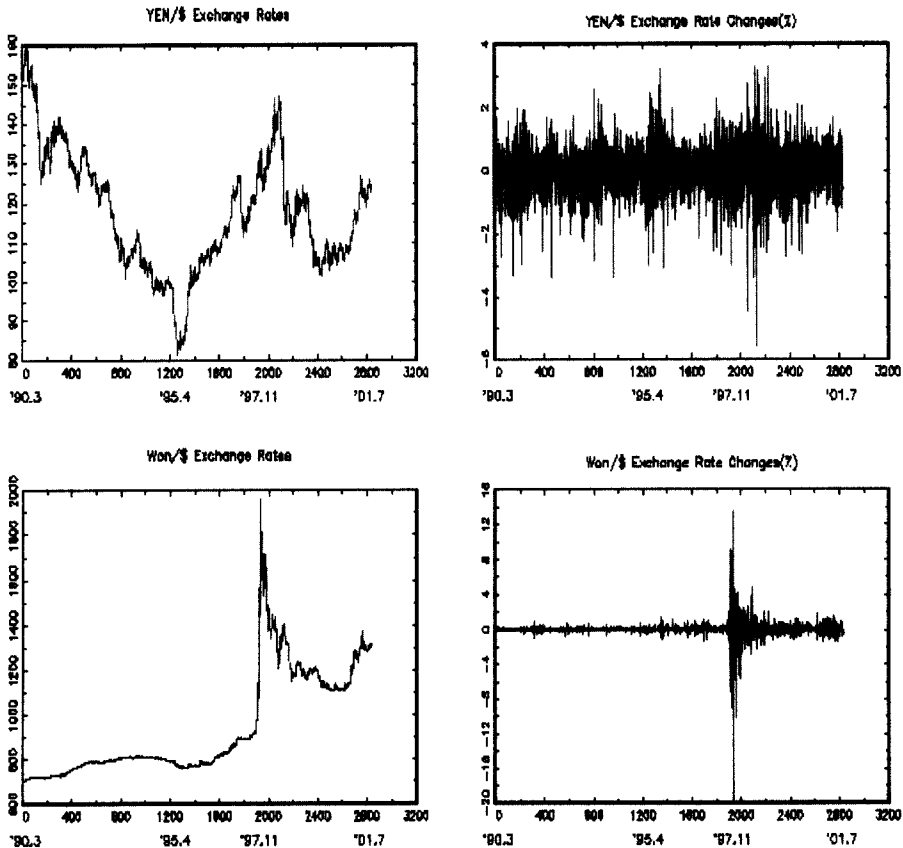
2) $Q_m(10)$ 은 e_t 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량

3) $Q^2(10)$ 은 e_t^2 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량

4) [] 안의 값은 확률값(p-value)

전체기간에 걸쳐 원/달러환율이 0.897로 엔/달러환율보다 큰 것으로 나타났다. 그러나 이는 외환위기의 여파로 나타난 현상이며 외환위기기간을 제외한다면 외환위기 이전뿐만 아니라 이후의 경우에도 엔/달러환율 변화율의 표준편차가 원/달러환율 변화율의 표준편차보다 크다. 왜도의 경우 두 환율 모두 음의 값으로 두 환율의 분포가 평균보다 왼쪽으로 기울어져 있으며 원/달러환율이 엔/달러환율보다 더 심하다. 분포의 뾰족한 정도를 나타내는 첨도는 두 환율 모두 정규분포의 첨도인 3보다 크며, 특히 원/달러환율의 첨도가 외환위기의 여파로 매우 크게 나타난다. 최고치와 최저치의 경우에도 외환위기의 영향으로 원/달러환율이 엔/달러환율보다 더 크다. $Q_m(10)$ 은 엔/달러 또는 원/달러환율 변화율의 10계차 자기상관에 대한 수

〈그림 1〉 엔·달러와 원·달러환율의 추이



정된 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있다(West, 1990). 엔/달러와 원/달러환율이 각각 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설은 모두 10% 유의수준하에서 기각되지 않는다. 그러나 수정되지 않은 Ljung-Box 검정통계량에 따르면 위의 귀무가설은 모두 5% 유의수준하에서 기각된다. $Q^2(10)$ 은 e_t^2 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있다. e_t^2 이 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설은 모두 1% 유의수준하에서 기각된다.

〈그림 1〉은 전체 표본기간에 걸친 엔/달러와 원/달러환율의 수준 및 변화율(%)의 추이를 보여주고 있다. 엔/달러환율이 지속적으로 하락하였던 1995년 4월까지의 두 환율간의 상관관계가 작으나 최근에 들어서는 엔/달러와 원/달러환율이 같은 방향으로 움직이고 있다. 원/달러환율 변화율의 경우 외환위기기간동안에 매우 큰 것으로 나타났다.

위의 기초통계량을 근거로 먼저 조건부 평균모형을 설정하고 추정하기로 한다. 조건부 평균모형으로는 자기상관관계가 존재하기 때문에 VAR모형이 사용되는데, 여기에 사용되는 시차는 AIC, Schwarz, Ljung-Box 검정결과 등을 고려하여 10으로 정하였다.¹⁾ 본 논문의 관심사는 조건부 상관계수가 시간의 흐름에 따라 어떻게 변하는가에 있기 때문에 VAR모형의 추정결과는 지면 절약상 언급하지 않기로 한다. 그러나 모형설정이 올바른가를 확인하기 위해 몇 가지 검정을 시도한다. 먼저 VAR모형의 기본 추정방정식은 다음과 같다.

$$e_t = b_0 + \sum_{i=1}^{10} b_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서 e_t 는 2×1 엔/달러와 원/달러환율 변화율 벡터이며, ε_t 는 2×1 오차항 벡터이다. 첫 번째로 과거의 엔/달러와 원/달러환율 변화율이 현재의 엔/달러 또는 원/달러환율에 영향을 미치는가를 검정해 보기로 한다. 〈표 2〉의 상단은 인과관계에 대한 F검정을 보여주고 있다. $b_{11} = b_{12} = \dots = b_{110} = 0$ 인 귀무가설, 즉 과거

1) 20개 시차에 대해 AIC와 Schwarz검정을 한 결과 최적시차는 각각 19와 7로 나타나서 편의상 10개의 시차를 선택했다. 뒤에서 살펴보겠지만 이 경우 수정된 Ljung-Box 검정결과에 따르면 오차항 벡터는 계열상관관계를 갖고 있지 않다. 또한 10보다 시차를 길게 잡거나 짧게 잡거나 관계없이 우리의 최종 관심사인 상관계수는 시차에 의해 거의 영향을 받지 않는다.

〈표 2〉 조건부평균모형 검정결과

	엔/달러	원/달러
$b_{11} = b_{12} = \dots = b_{110} = 0$	2.035 [0.027]	5.044 [0.000]
$b_{21} = b_{22} = \dots = b_{210} = 0$	1.990 [0.031]	50.435 [0.000]
$b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$	1.154 [0.329]	1.912 [0.106]
$b_{0D} = 0$	1.236 [0.266]	5.111 [0.024]
$b_{11}^+ = b_{12}^+ = \dots = b_{110}^+ = 0$	1.248 [0.255]	2.634 [0.003]
$b_{21}^+ = b_{22}^+ = \dots = b_{210}^+ = 0$	1.266 [0.244]	37.879 [0.000]

주: 1) F검정 통계량을 표시

2) [] 안의 값은 확률값(p-value)

의 엔/달러환율 변화율이 현재의 엔/달러 또는 원/달러환율 변화율에 영향을 미치지 못한다는 가설은 모두 5% 수준에서 기각된다. 그런데 과거의 엔/달러환율은 현재의 엔/달러환율보다 현재의 원/달러환율에 보다 큰 영향을 미친다. 과거의 원/달러환율 변화율 또한 현재의 엔/달러 또는 원/달러환율 변화율에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 일별 자료를 사용하기 때문에 요일효과가 나타날 가능성이 있으며, 외환위기기간을 포함하기 때문에 외환위기의 여파를 고려할 필요가 있다. 또한 원/달러환율이 엔/달러환율의 변화에 비대칭적으로 반응할 가능성이 크기 때문에, 즉 엔/달러환율이 하락할 때는 원/달러환율이 하락하지 않으나 반대로 엔/달러환율이 상승할 때는 이미 언급한 바와 같이 경상수지의 급격한 악화를 완화시키기 위해 원/달러환율이 동반 상승할 가능성이 크기 때문에 이들 효과들을 검정해 보기로 한다. 따라서 다음과 같은 3가지 모형을 검정해 보기로 한다.

$$e_t = b_0 + b_{0T}D_{Tt} + b_{0W}D_{Wt} + b_{0R}D_{Rt} + b_{0F}D_{Ft} + \sum_{i=1}^{10} b_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$e_t = b_0 + b_{0D}D_{0t} + \sum_{i=1}^{10} b_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$e_t = b_0 + \sum_{i=1}^{10} (b_i + b_i^+ D_{i,t}) e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

식 (3)에서 D_{Tt} , D_{Wt} , D_{Rt} , D_{Ft} 는 각각 화, 수, 목, 금요일에 대한 더미변수이다. 식 (4)에서 D_{0t} 는 외환위기간에는 1인 반면 그 밖의 기간에는 0인 더미변수이다. 외환위기간은 1997년 11월 20일부터 1998년 5월 31일로 가정하였다.²⁾ 식 (5)에서 $D_{i,t}$ 는 엔/달러환율이 상승하는 날에는 1인 반면 그렇지 않은 경우에는 0인 더미변수이다. 검정결과는 <표 2>에 나타나 있다. 먼저 $b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$, 즉 요일효과가 없다는 귀무가설은 두 환율 모두 10% 수준하에서 받아들여진다. 그러나 $b_{0D} = 0$, 즉 외환위기의 효과가 없다는 귀무가설은 원/달러환율의 경우 5% 유의수준하에서 기각된다. 또한 Threshold 효과는 원/달러환율의 경우에만 나타난다. 따라서 위의 검정결과들을 종합하여 조건부 분산모형을 설정하기 위한 전제조건으로서의 조건부 평균모형은 다음과 같다.

$$e_t = b_0 + b_{0D}D_{0t} + \sum_{i=1}^{10} (b_i + b_i^+ D_{i,t}) e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

식 (6)에서 D_{0t} 와 $D_{i,t}$ 는 식 (4)와 (5)의 경우와 같다.

<표 3>은 식 (6)으로부터 구한 오차항 벡터 ε_t 에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 표본크기는 10개의 시차가 사용되었기 때문에 2822개이며 평균은 0이다. 표준편차는 원/달러가 엔/달러보다 크며 두 환율의 분포는 모두 평균보다 왼쪽으로 기울어져 있다. 첨도, 최고치, 최저치 모두 원/달러가 엔/달러보다 큰 것으로 나타났

2) 1998년 5월 31일로 잡은 이유는 통계적인 분석결과에 따른 것이다. 1998년 5월 31일까지로 잡는 경우에는 b_{0D} 가 5% 수준에서 유의적인 것으로 나타난 반면, 1998년 6월 30일까지로 잡는 경우에는 b_{0D} 가 10%수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 한편 7월 이후로 날짜를 연장시키는 경우에는 b_{0D} 가 통계적으로 유의적이지 못하다. 그러나 외환위기간을 무시하고 조건부 상관계수를 추정하는 경우에도 결과에는 큰 차이가 없다.

다. <표 3>의 $Q_m(10)$ 은 오차항 벡터, 즉 예측 불가능한 엔/달러와 원/달러환율 변화율의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있다. 자기상관관계를 갖고 있지 않을 확률이 두 환율 모두 100%에 가깝다. $Q^2(10)$ 은 ε_t^2 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있는데, 자기상관관계를 갖고 있지 않을 확률이 0%이다. 이는 분산이 시간의 흐름에 따라 변화함을 의미하며 조건부 분산을 모형화하는 데 GARCH류의 모형이 유용함을 보여준다.

<표 3> ε_t 의 기초통계량

	엔/달러	원/달러
표본크기	2822	2822
평균	-0.000 (0.014)	0.000 (0.014)
표준편차	0.728	0.767
왜도	-0.517	-0.613
첨도	6.970	60.718
최고치	3.296	8.720
최저치	-5.447	-11.046
$Q_m(10)$	0.098 (1.000)	0.578 (1.000)
$Q^2(10)$	289.080 (0.000)	2904.270 (0.000)

주: 1) () 안의 값은 표준오차

2) $Q_m(10)$ 은 ε_t 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량

3) $Q^2(10)$ 은 ε_t^2 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량

4) [] 안의 값은 확률값(p-value)

Ⅲ. 조건부 분산모형

1. 고정상관계수모형

ε_t 의 조건부 분산이 다음과 같이 시간의 흐름에 따라 변화하는 형태를 취한다고 가정하자.

$$VAR(\varepsilon_t | \Psi_{t-1}) = H_t \quad (7)$$

Ψ_{t-1} 은 $t-1$ 시점에서의 정보집합이며 H_t 는 환율변화율의 2×2 공분산행렬이다. H_t 의 분산항들은 h_{1t} 와 h_{2t} , 공분산항은 h_{12t} 로 표시한다.

시간의 흐름에 따라 변화하는 H_t 를 추정하는 데 일반적으로 다변량 GARCH류의 모형들이 많이 사용된다. 다변량 GARCH모형에서는 공분산행렬 전체가 시간의 흐름에 따라 변한다. 다변량 GARCH(1, 1) 모형에서 각 원소는 일반적으로 1기전의 오차항의 제곱, 오차항의 교차적(cross product), 그리고 1기전의 분산 및 공분산의 선형함수로 나타낸다. 그러나 이 경우 파라미터수가 너무 많기 때문에 실제 추정에서는 추정 파라미터수를 줄이기 위해 추가 가정이 필요하다. 일반적인 한 예로 Bollerslev, Engle, and Wooldridge(1988)의 VECH모형은 각 (공)분산이 자신의 과거 1기전의 (공)분산과 제공된 과거 1기전의 오차항에만 의존한다고 가정하였다. 이 때 이변량의 경우 추정해야 하는 파라미터수가 21개에서 9개로 줄어든다. 그러나 VECH모형을 추정할 때 공분산항의 가중치들이 분산항들의 가중치에 비해 상대적으로 너무 천천히 감소할 경우 추정된 공분산행렬의 비대각항들이 대각항들에 비해 너무 커서 행렬이 음의 정부호(negative definite)가 될 가능성이 있다. Engle and Kroner(1995)의 BEKK모형은 VECH모형의 결점인 음의 정부호 문제를 해결하기 위해 2차방정식의 형태를 취한 모형이다. 이변량의 경우 추정해야 하는 파라미터수는 11개이다. 그 외에도 BEKK모형에 일정한 제약을 가한 Engle, Ng, and Rothschild(1990)의 FARCH모형이 있다. VECH모형은 원래 일변량 GARCH모형의 의도를 잘 표현하고 있는 반면, BEKK모형이나 FARCH모형에서는 파라미터를 쉽게 해석할 수 없다.

한편 Bollerslev (1990)은 조건부 상관계수가 상수인 CCORR모형을 발전시켰다. 이 모형에서 조건부 공분산행렬은 가변적이거나 조건부 상관계수는 상수라고 가정된다. 조건부 상관계수가 상수인 경우 분산항이 음의 값을 갖지 않는 한 음의 정부호(negative definite) 문제가 발생하지 않으며, 이변량 GARCH(1, 1) 모형의 경우 추정 파라미터가 7개로 줄어든다. 이변량 GJR(1, 1) (Glosten, Jagannathan, and Runkle, 1993) 또는 TGARCH(1, 1) 모형이나 EGARCH(1, 1) 모형(Nelson, 1991)의 경우에는 추정 파라미터가 9개가 된다.

여기서는 먼저 조건부 상관계수가 상수인 이변량 GARCH(1, 1) 모형을 추정해보기로 한다. 상관계수가 상수인 이변량 GARCH(1, 1) 모형은 다음과 같다.

이변량 GARCH(1, 1) 모형 :

$$h_{1t} = \omega_1 + \alpha_1 \varepsilon_{1t-1}^2 + \beta_1 h_{1t-1} \quad (8)$$

$$h_{2t} = \omega_2 + \alpha_2 \varepsilon_{2t-1}^2 + \beta_2 h_{2t-1} \quad (9)$$

$$h_{12t} = \rho \sqrt{h_{1t}} \sqrt{h_{2t}} \quad (10)$$

식 (10)은 엔/달러와 원/달러환율 변화율의 가변적인 공분산이 관련 두 조건부 표준편차의 제곱에 비례하는 반면 상관계수는 상수임을 표시한다. 정규분포 가정하에서 뒤에 설명되는 최우추정법을 이용하여 위 모형을 추정한다.

〈표 4〉에 나타난 추정결과를 살펴보면 GARCH(1, 1) 모형의 경우 추정계수가 모두 1% 수준하에서 유의적이다. 엔/달러환율의 경우 $\alpha_1 + \beta_1 = 0.983$ 으로 조건부 분산이 안정적이거나 원/달러환율의 경우에는 $\alpha_2 + \beta_2 = 1.003$ 으로 안정적이지 못하다. 한편 두 환율간의 고정상관계수 ρ 는 0.054로 1% 수준하에서 유의적이다. 원/달러환율의 경우 $\alpha_2 + \beta_2$ 가 1보다 큰데, 이는 이미 기초통계량에서 언급한 바와 같이 외환위기의 여파일 가능성이 크다. 따라서 외환위기관련 더미변수를 추가해 이변량 GARCH(1, 1) 모형을 다시 추정해보기로 한다. 더미변수를 상수항에만 추가한 후, 즉 식 (8)과 (9)에 $\omega_1^* D_t$ 와 $\omega_2^* D_t$ 를 추가한 후 모형을 다시 추정한다. D_t 는 외환위기기간에 1인 반면 그 밖의 기간에는 0인 더미변수이다. 외환위기기간은 조건부 평균모형의 경우처럼 1997년 11월 20일부터 1998년 5월 31일로 정의한다. 추

정결과는 <표 4>에 GARCH(D)로 나타났다. 엔/달러환율의 경우 ω_1^* 가 유의적이지 못한 반면 원/달러환율의 경우는 ω_2^* 가 0.261로 10% 수준하에서 유의적인 것으로 나타났다. $\alpha_2 + \beta_2 = 0.993$ 으로 더미변수를 사용하는 경우 원/달러환율 또한 안정

<표 4> 고정상관계수모형 추정결과

	GARCH	GARCH(D)	GJR	GJR(D)	EGARCH	EGARCH(D)
ω_1	0.009	0.008	0.008	0.007	-0.010	-0.010
	(0.003) **	(0.002) **	(0.002) **	(0.002) **	(0.005) *	(0.005) *
ω_1^*		0.006		0.008		0.009
		(0.004)		(0.005) +		(0.010)
α_1	0.041	0.038	0.046	0.041	0.118	0.112
	(0.007) **	(0.007) **	(0.008) **	(0.008) **	(0.018) **	(0.019) **
β_1	0.942	0.945	0.945	0.953	0.977	0.979
	(0.011) **	(0.010) **	(0.010) **	(0.010) **	(0.007) **	(0.007) **
γ_1			-0.015	-0.018	-0.026	-0.027
			(0.007) *	(0.008) *	(0.008) **	(0.008) **
ω_2	0.002	0.003	0.002	0.003	-0.013	-0.051
	(0.000) **	(0.000) **	(0.000) **	(0.000) **	(0.007) +	(0.013) **
ω_2^*		0.261		0.246		0.136
		(0.136) +		(0.132) +		(0.031) **
α_2	0.179	0.180	0.162	0.167	0.336	0.351
	(0.017) **	(0.016) **	(0.019) **	(0.021) **	(0.022) **	(0.023) **
β_2	0.824	0.813	0.825	0.815	0.983	0.968
	(0.014) **	(0.015) **	(0.013) **	(0.015) **	(0.003) **	(0.005) **
γ_2			0.029	0.023	0.006	0.007
			(0.021)	(0.029)	(0.011)	(0.013)
ρ	0.054	0.054	0.055	0.055	0.052	0.054
	(0.019) **	(0.019) **	(0.017) **	(0.020) **	(0.019) **	(0.019) **

주: 1) GARCH, GJR, EGARCH는 각각 상관계수가 상수인 이변량 GARCH(1, 1), GJR(1, 1), EGARCH(1, 1) 모형을 의미하고 D는 외환위기간의 더미변수를 나타냄.

2) () 안의 값은 표준오차.

3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 의미.

적이다. 조건부 상관계수는 0.054로 더미변수를 사용하지 않는 경우와 거의 같다.

환율은 두 국가간의 상대적인 통화비율로 상대성을 가지기 때문에 주식수익률의 경우와 같이 변동성에 비대칭효과가 나타나지 않는 것으로 알려져 있다. 그러나 이미 조건부 평균모형에서 살펴본 바와 같이 Threshold 효과가 존재할 뿐만 아니라, 한국의 경우 선진국에 비해 경제규모가 작고 분석기간동안 원/달러환율이 장기간 상승하였다가 하락하였기 때문에 비대칭효과가 나타날 가능성이 크다. 원/달러환율의 경우 외환위기 등을 거치면서 환율이 상승하리라는 기대 때문에 환율이 하락할 때보다 상승할 때 변동성이 더 커질 수 있으며, 이 비대칭성이 또한 상관계수에 영향을 줄 가능성이 있다. 따라서 여기서는 다음과 같이 고정상관계수를 가진 이변량 GJR(1, 1)과 EGARCH(1, 1)모형을 추정해 본다.

이변량 GJR(1, 1) 모형:

$$h_{1t} = \omega_1 + \beta_1 h_{1t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{1t-1}^2 + \gamma_1 S_{1t-1}^+ \varepsilon_{1t-1}^2 \quad (11)$$

$$h_{2t} = \omega_2 + \beta_2 h_{2t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{2t-1}^2 + \gamma_2 S_{2t-1}^+ \varepsilon_{2t-1}^2 \quad (12)$$

이변량 EGARCH(1, 1) 모형:

$$\ln h_{1t} = \omega_1 + \beta_1 \ln h_{1t-1} + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{1t-1}}{\sqrt{h_{1t-1}}} + \alpha_1 \left[\frac{|\varepsilon_{1t-1}|}{\sqrt{h_{1t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (13)$$

$$\ln h_{2t} = \omega_2 + \beta_2 \ln h_{2t-1} + \gamma_2 \frac{\varepsilon_{2t-1}}{\sqrt{h_{2t-1}}} + \alpha_2 \left[\frac{|\varepsilon_{2t-1}|}{\sqrt{h_{2t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (14)$$

GJR(1, 1)과 EGARCH(1, 1)모형에서 조건부 공분산항은 이변량 GARCH(1, 1)모형의 식 (10)과 동일하기 때문에 생략하였다. 식 (11)과 (12)에서 조건부 평균모형의 경우처럼 $\varepsilon_{it-1} > 0$ 이면 $S_{it-1}^+ = 1$ 인 반면 $\varepsilon_{it-1} = 0$ 이면 $S_{it-1}^+ = 0$ 이다. 식 (13)과 (14)에서는 계수 γ_i 를 가진 $\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}}$ 항이 포함되어 있기 때문에 EGARCH모형은 비대칭적이다. EGARCH모형은 GARCH모형과 달리 양의 조건부 분산($h_{it} > 0$)을 가지기 위해 α_i, β_i 에 어떤 제약을 줄 필요가 없다. GARCH모형에서는 ε_i 가 공분산 안정성을 가지기 위해 $\alpha_i + \beta_i$ 가 1보다 작아야 하는 반면 EGARCH모형에서는 β_i 만이 1보다 작으면 되기 때문에 GARCH모형보다 덜 제약적이다.

〈표 4〉는 추정결과를 보여주고 있다. GJR모형의 경우 γ_1 과 γ_2 가 각각 -0.015와 0.029로 엔/달러환율은 상승할 때보다 하락할 때 변동성이 더 크나 원/달러환율은 반대로 상승할 때 변동성이 더 크다.³⁾ 그러나 예상과 달리 γ_1 은 통계적으로 유의적인 반면 γ_2 은 그렇지 못하다. 원/달러환율의 경우 이미 조건부 평균모형에서 비대칭효과가 반영되었기 때문에 변동성에는 나타나지 않는다. 따라서 일별 원/달러환율을 추정하는데 조건부 평균모형에 비대칭효과를 고려치 않을 경우에 변동성에 비대칭효과가 나타난다면 이는 모형이 잘못 설정되었음을 의미할 수도 있다. EGARCH의 경우에도 GJR과 유사한 결과를 보여주고 있다. 조건부 고정상관계수도 GJR과 EGARCH의 경우 각각 0.055와 0.052로 GARCH의 0.054와 크게 다르지 않다. 외환위기기간동안에 더미변수를 사용한 GJR(D)와 EGARCH(D) 모형의 경우에도 고정상관계수의 추정값은 다른 경우와 유사하다. 두 모형 모두 원/달러환율의 경우 ω_2^* 가 유의적임을 보여주고 있다.

이들 세모형으로부터 우리는 일별 엔/달러환율과 원/달러환율이 1990년대에 걸쳐 양의 상관관계를 가지고 있음을 알 수 있으나 상관계수가 약 0.054에 불과해 동조화 현상이 크지 않음을 알 수 있다. 또한 주간 환율자료를 이용한 이근영(2000)과 비교해 볼 때 상관관계가 일별 자료의 경우가 주별 자료의 경우에 비해 작은 것으로 나타났다.

2. 변동상관계수모형

지금까지 고정상관계수를 가진 이변량 GARCH류의 모형을 추정하였으나 고정상관계수모형의 경우 추정상의 어려움 때문에 기간을 세부화 시키기가 쉽지 않다. 이런 제약 때문에 이근영(2000)은 더미변수를 기간별로 중첩적으로 사용하여 고정상관계수모형을 추정하였는데, 추정결과 엔/달러와 원/달러환율간의 고정상관계수가 시장개방 이전보다 이후에, 1일 환율변동 허용폭이 확대될수록, 그리고 외환위기 이전보다는 이후에 커지는 것으로 나타났다. 이런 현상은 조건부 상관계수가 상수가 아니라 시간의 흐름에 따라 변화하는 동태적인 성질을 가지고 있음을 의미한다

3) 엔/달러의 경우 조건부 평균모형이 잘못 설정되어 비대칭효과가 나타날 가능성이 있기 때문에 엔/달러환율만을 이용하여 조건부 평균모형과 분산모형을 추정하였으나, 이 경우에도 엔/달러환율이 상승할 때보다 하락할 때 변동성이 더 큰 것으로 나타났다.

고 유추해 볼 수 있다. 따라서 여기서는 동태적인 상관계수를 가진 GARCH류의 모형을 살펴보기로 한다. Engle(2000)과 Tse and Tsui(2000) 등이 Bollerslev(1990)의 고정상관계수모형을 변동상관계수모형으로 보다 일반화시켰다.

변동상관계수모형을 살펴보기 위해 먼저 공분산행렬 H_t 를 다음과 같이 분해하자.

$$H_t = D_t \Gamma_t D_t \quad (15)$$

여기서 D_t 는 i 번째 대각행렬이 i 번째 환율변화율의 조건부 표준편차인 2×2 대각행렬이며, Γ_t 는 i 번째 행과 j 번째 열의 원소가 ρ_{ijt} 인 2×2 상관관계행렬이다 ($\rho_{ijt} = 1$). 조건부 상관계수와 공분산의 관계를 명확히 하기 위하여 예측불가능한 수익률 벡터 ε_{it} 는 0의 평균과 1의 분산을 가진 오차항 벡터로 다음과 같이 표준화시킬 수 있다.

$$z_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sqrt{h_{it}}} \quad (16)$$

그러면 조건부 상관관계는 다음과 같이 표시된다.

$$\rho_{ijt} = \frac{E_{t-1}(z_{it} z_{jt})}{\sqrt{E_{t-1}(z_{it}^2) E_{t-1}(z_{jt}^2)}} = E_{t-1}(z_{it} z_{jt}) \quad (17)$$

식 (17)은 조건부 상관계수가 표준화된 오차항들의 조건부 공분산과 같다는 것을 의미한다.

Engle(2000)은 $\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{iit} q_{jtt}}}$ 로 정의하고 q_{ijt} 가 다음과 같이 GARCH(1, 1) 형태를 따른다고 가정하였다.

$$q_{ijt} = \bar{\rho}_{ij}(1 - \theta_1 - \theta_2) + \theta_1 z_{it-1} z_{jt-1} + \theta_2 q_{ijt-1} \quad (18)^4$$

4) 식 (18)은 다음과 같은 형태로 바꿔 쓸 수 있다.

식 (18)에서 교차적(cross product)에 대한 무조건부 기대치는 $\bar{\rho}$ 인 반면 분산에 대해서는 1이다. 식 (18)은 또한 다음과 같이 행렬형태로 나타낼 수 있다.⁵⁾

$$Q_t = P(1 - \theta_1 - \theta_2) + \theta_1 z_{t-1} z_{t-1}' + \theta_2 Q_{t-1} \quad (19)$$

여기서 P 는 표준화된 오차항 벡터의 무조건부 상관계수를 의미한다. 이와 같이 이 모형에서는 공분산행렬 H_t 의 분산과 공분산들이 시간에 따라 변할 뿐만 아니라 상관관계도 또한 가변적이다. 정규분포가정하에서 이 이변량 모형에 대한 로그우도 함수는 다음과 같다.

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [2\log(2\pi) + \log|H_t| + \epsilon_t' H_t^{-1} \epsilon_t] \quad (20)$$

여기서 T 는 표본수이다. 추정을 쉽게 하기 위해 식 (15)를 식 (20)에 대입하면 식 (20)은 다음과 같이 된다.

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [2\log(2\pi) + 2\log|D_t| + \log|F_t| + z_t' F_t^{-1} z_t] \quad (21)$$

식 (21)은 다시 다음과 같이 풀어 쓸 수 있다.

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [2\log(2\pi) + \log h_{1t} h_{2t} + \log(1 - \rho_{12t}^2) + \frac{(z_{1t}^2 + z_{2t}^2 - 2\rho_{12t} z_{1t} z_{2t})}{(1 - \rho_{12t}^2)}] \quad (22)$$

$$q_{it} = \bar{\rho}_{it} \left(\frac{1 - \theta_1 - \theta_2}{1 - \theta_2} \right) + \theta_1 \sum_{s=1}^{\infty} \theta_2^s z_{it-s} z_{it-s}$$

GARCH모형의 경우와 같이 조건부 상관계수는 가중회전회귀(weighted rolling regressions) 형태를 가진다. Longin and Solnik(1995)은 전통적인 단순회전회귀(flat rolling regressions) 방식을 이용하여 변동상관계수를 추정하였다.

5) Tse and Tsui(2000)은 조건부 상관관계 r_t 를 유사한 형태로 정의하였다.

식 (22)는 이변량의 경우이기 때문에 쉽게 추정될 수 있다.⁶⁾ 여기서도 고정상관계수의 경우처럼 외환위기 더미를 가진 경우와 그렇지 않은 경우의 GARCH(1, 1), GJR(1, 1), EGARCH(1, 1) 모형을 상관관계가 식 (19)를 따른다는 가정하에서 각각 추정하였다. 추정결과는 <표 5>에 나타나 있다. 먼저 GARCH와 GARCH(D) 모형의 경우 θ_1 과 θ_2 가 각각 0.009와 0.983으로 나타났다. θ_1 과 θ_2 가 적어도 5% 수준하에서 통계적으로 유의적임을 알 수 있다. 반면 $\bar{\rho}$ 는 GARCH와 GARCH(D)의 경우 각각 0.061과 0.059이나 전자는 10% 수준하에서 유의적인 반면 후자는 유의적이지 못하다. $\theta_1 + \theta_2 = 0.992$ 로 1보다 작다. GJR과 EGARCH모형의 경우에도 GARCH모형의 결과와 크게 다르지 않다. 한편 <표 4>와 비교해 볼 때 상관계수를 제외한 나머지 파라미터의 추정치들이 크게 다르지 않음을 알 수 있다. Engle (2000)의 간단한 2단계 추정방법을 이용하는 경우에도 결과는 유사하다. 간단히 요약하면 <표 5>의 추정결과는 일별 엔/달러와 원/달러환율 변화율간의 상관계수는 상수가 아니라 시간에 따라 변하는 특징을 가지고 있다는 것을 보여준다. <그림 2> 또한 이 사실을 단적으로 보여주고 있다. <그림 2>에는 GARCH모형의 조건부 상관계수가 나타나 있는데, 시간의 흐름에 따라 상관계수가 -0.146부터 0.390 사이에 걸쳐 움직이고 있다. <그림 2>에서 점선은 고정상관계수모형에서 얻은 조건부 상관계수의 추정치를 표시하는데, 이 선을 기준으로 표본기간의 전반부에는 변동상관계수가 대부분 이 선의 아래쪽에서 움직이는 반면 후반부에서는 이 선의 위쪽에서 움직이고 있음을 알 수 있다. 즉 장기적으로 상관계수가 외환위기기간을 제외하고는 상승하고 있다. <그림 2>에는 나타나지 않았지만 더미변수를 포함한 경우뿐만 아니라 다른 모형의 경우에도 조건부 상관계수가 GARCH모형의 상관계수와 거의 동일하게 움직이고 있다. 이와 같이 변동상관계수모형의 추정결과는 두 환율간의 상관관계가 상수가 아니라 가변적이며 장기적으로 커지는 경향을 보여주고 있다. 그러나 이미 <표 4>에서 보았듯이 고정상관계수모형의 추정결과는 상관계수가 상수임을 보여주고 있다. 따라서 여기서는 두 모형에 대해 모형이 올바르게 설정

6) Engle(2000)은 변수가 많은 경우 식 (22)를 추정하는 것이 쉽지 않기 때문에 추정을 간단히 하기 위한 2단계 추정방법을 제안하고 있다. 즉 먼저 일변량 GARCH류의 모형을 추정한 다음 두 번째로 상관관계를 추정하는 방법이다. 이 경우 추정치는 일치추정치(consistent estimates)이나 유효추정치(efficient estimates)는 아니다. Engle(2000)의 2단계 추정방법을 이용하는 경우에도 여기서의 결과에는 큰 차이가 없다.

〈표 5〉 변동상관계수모형 추정결과

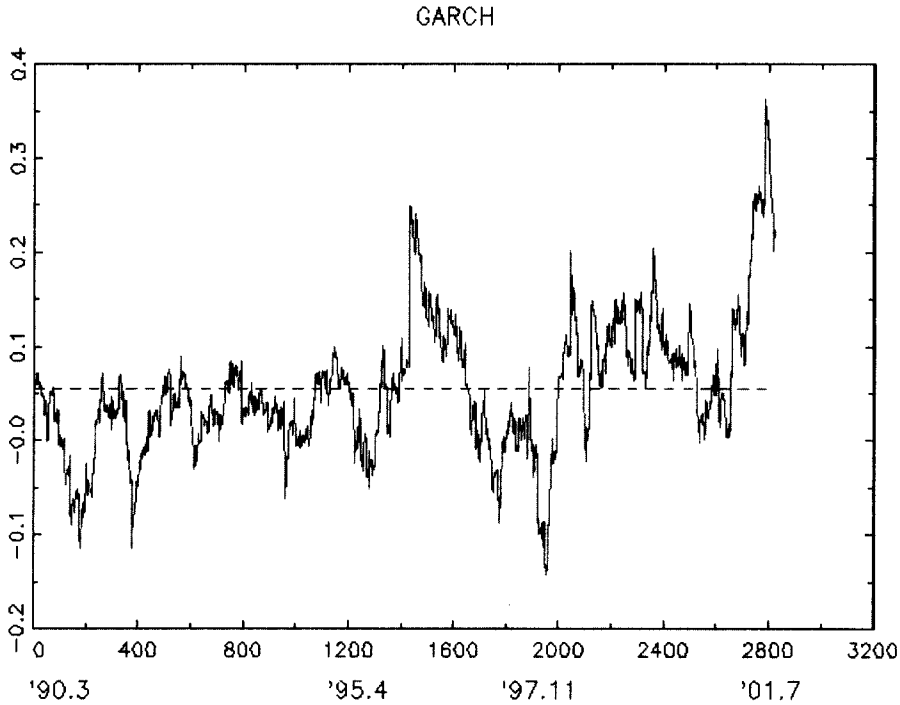
	GARCH	GARCH (D)	GJR	GJR (D)	EGARCH	EGARCH (D)
ω_1	0.009	0.008	0.008	0.006	-0.010	-0.010
	(0.002) **	(0.002) **	(0.002) **	(0.002) **	(0.005) *	(0.005) *
ω_1^*		0.006		0.008		0.009
		(0.005)		(0.005) +		(0.009)
α_1	0.042	0.039	0.047	0.042	0.121	0.114
	(0.007) **	(0.007) **	(0.009) **	(0.008) **	(0.019) **	(0.020) **
β_1	0.941	0.945	0.945	0.954	0.977	0.979
	(0.009) **	(0.010) **	(0.011) **	(0.010) **	(0.007) **	(0.007) **
γ_1			-0.016	-0.019	-0.027	-0.027
			(0.008) +	(0.007) *	(0.008) **	(0.008) **
ω_2	0.002	0.003	0.002	0.003	-0.014	-0.053
	(0.002) **	(0.000) **	(0.000) **	(0.000) **	(0.007) *	(0.013) **
ω_2^*		0.270		0.258		0.138
		(0.129) **		(0.132) +		(0.031) **
α_2	0.177	0.178	0.162	0.167	0.335	0.350
	(0.015) **	(0.015) **	(0.019) **	(0.020) **	(0.017) **	(0.023) **
β_2	0.824	0.814	0.826	0.815	0.983	0.968
	(0.012) **	(0.013) **	(0.014) **	(0.014) **	(0.003) **	(0.005) **
γ_2			0.026	0.020	0.005	0.005
			(0.021)	(0.022)	(0.012)	(0.012)
ρ	0.061	0.059	0.059	0.058	0.061	0.058
	(0.036) +	(0.040)	(0.042)	(0.042)	(0.039)	(0.046)
θ_1	0.009	0.009	0.009	0.009	0.008	0.008
	(0.004) *	(0.004) **	(0.004) *	(0.004) **	(0.003) *	(0.003) **
θ_2	0.983	0.983	0.984	0.984	0.985	0.986
	(0.009) **	(0.008) **	(0.009) **	(0.008) **	(0.008) **	(0.007) **

주: 1) GARCH, GJR, EGARCH는 각각 상관계수가 가변적인 이변량 GARCH(1, 1), GJR(1, 1), EGARCH(1, 1) 모형을 의미하고 D는 외환위기기간의 터미변수를 나타냄.

2) () 안의 값은 표준오차.

3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 의미.

〈그림 2〉 변동상관계수



되었는지를 LM과 LR검정을 통해 살펴보기로 한다.

GARCH(1, 1) 모형의 경우 $\delta = (\omega_1, \alpha_1, \beta_1, \omega_2, \alpha_2, \beta_2, \rho)$, GJR(1, 1) 또는 EGARCH(1, 1) 모형의 경우에는 $\delta = (\omega_1, \alpha_1, \beta_1, \gamma_1, \omega_2, \alpha_2, \beta_2, \gamma_2, \rho)$ 라고 하고 S는 편도함수 $\frac{\partial L_t}{\partial \delta}$ 로 구성된 $T \times 7$ 또는 $T \times 9$ 행렬이라고 할 때, 고정상관계수가 올바른 모형이라는 귀무가설에 대한 LM통계량(LMC)은 다음과 같다.⁷⁾

7) GJR(1, 1) 모형의 경우 파라미터에 관한 1차 편도함수는 다음과 같다. $\delta_i = [\omega_i, \alpha_i, \beta_i, \gamma_i]'$, $d_{it} = \partial h_{it} / \partial \delta_i$, $d_{it} = [1, \epsilon_{it-1}^2, h_{it-1}, S_{it-1} + \epsilon_{it-1}^2]'$ + $\beta_i d_{it-1}$ 라고 할 때 $\partial L_t / \partial \delta_i$ 는 다음과 같다.

$$\frac{\partial L_t}{\partial \delta_i} = \frac{[\frac{(\epsilon_{it} - \rho \epsilon_{it})}{(1 - \rho^2)} \epsilon_{it} - 1]}{2h_{it}} d_{it}, i = 1, 2$$

$$\frac{\partial L_t}{\partial \rho} = \frac{(\epsilon_{it} - \rho \epsilon_{it})}{(1 - \rho^2)} \frac{(\epsilon_{it} - \rho \epsilon_{it})}{(1 - \rho^2)} + \frac{\rho}{(1 - \rho^2)}$$

$$LMC = 1' \hat{S} (\hat{S}' \hat{S})^{-1} \hat{S}' 1 \quad (23)$$

여기서 1은 1로 구성된 $T \times 1$ 열벡터이며 \hat{S} 은 $\hat{\theta}$ 에서 계산된 S 이다. LMC는 χ^2_1 분포를 점근적으로 따른다.⁸⁾ LM검정결과는 4개의 모형에 대해 5% 유의수준에서 고정상관계수모형이 올바르게 설정되었다는 귀무가설을 기각한다. GARCH와 GARCH(D) 모형의 경우에도 각각 9%와 11%의 유의수준에서 귀무가설이 기각된다.

다음으로는 변동상관계수모형의 적합성을 검정하기 위해 LR검정을 실시한다. 귀무가설하에서의 LR 검정통계량(LRC)은 다음과 같다.

$$LRC = -2 \{ \max L^n - \max L^a \} \quad (24)$$

식 (24)에서 L^n 과 L^a 는 각각 귀무가설과 대립가설하에서의 대수우도함수 값을 나타낸다. 이 검정통계량은 제약된 파라미터수와 일치하는 자유도를 가진 χ^2 분포를 점근적으로 따른다. 따라서 여기서는 귀무가설이 $\theta_1 = \theta_2 = 0$ 이기 때문에 χ^2_2 분포를 따른다. <표 6>의 검정결과는 $\theta_1 = \theta_2 = 0$ 이라는 귀무가설이 모든 모형에 대해 받아들여지지 않는다. 즉 LM 및 LR검정결과는 조건부 상관관계수가 상수가 아니라 시간에 따라 변화함을 보여준다.⁹⁾

<표 7>은 변동상관계수모형을 통해 구한 표준화된 오차항 벡터 z_t 의 기초통계량을 보여주고 있다. 모든 모형의 z_t 가 평균 0과 표준편차 1에 거의 가깝다. 왜도만을 살펴보면 <표 3>과 비교해 볼 때 상대적으로 EGARCH와 EGARCH(D) 모형이

EGARCH(1, 1)의 경우 d_k 는 다음과 같다.

$$d_k = h_k \left[(1, \ln h_{k-1}, \epsilon_{k-1} h_{k-1}^{-\frac{1}{2}}, (|\epsilon_{k-1}| h_{k-1}^{-\frac{1}{2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}))' \right. \\ \left. + \frac{\beta_1}{h_{k-1}} d_{k-1} - 0.5(\alpha_1 \epsilon_{k-1} + \gamma_1 |\epsilon_{k-1}|) h_{k-1}^{-\frac{1}{2}} d_{k-1} \right]$$

$\frac{\partial L_t}{\partial \delta_i}$ 와 $\frac{\partial L_t}{\partial \rho_{ij}}$ 는 GJR(1, 1) 모형과 동일하다.

- 8) LM통계량은 또한 S 에 대해 1을 회귀시킬 때의 결정계수 R^2 에 표본크기를 곱한 것과 같다.
9) 이와 같이 일별 환율자료의 경우 상관관계가 가변적인 것으로 나타났으나 GARCH효과가 low frequency 자료에 잘 나타나지 않듯이 상관관계도 주, 월, 분기별 자료를 사용할 경우 가변성이 점차 감소할 것으로 예상된다. 실제로 주별 엔/달러와 원/달러환율 자료를 사용할 경우 상관관계가 가변적이라는 가정은 기각될 확률이 커진다.

우수하다. 침도의 경우는 모든 경우 ϵ_t 의 침도보다 작다. 엔/달러환율의 경우 z_{1t} 와 z_{1t}^2 이 자기상관관계를 갖고 있지 않다. 원/달러의 경우 z_{2t}^2 은 자기상관관계를 갖고 있지 않으나 z_{2t} 는 자기상관관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 조건부 평균모형에서 10개의 시차 대신 20개의 시차를 사용하는 경우에도 결과는 같다. 이런 현상은 주간 자료를 이용하는 경우에도 마찬가지이다. 외환위기의 영향으로 이런 현상이 발생하는 것 같다.

〈표 6〉 LM 및 LR 검정결과

	고정상관계수모형	변동상관계수모형
	LM검정	LR검정
GARCH	2.914 [0.088]	13.427 [0.001]
GARCH(D)	2.636 [0.104]	14.034 [0.001]
GJR	14.057 [0.000]	13.434 [0.001]
GJR(D)	14.795 [0.000]	14.349 [0.001]
EGARCH	14.428 [0.000]	11.321 [0.003]
EGARCH(D)	15.915 [0.000]	12.360 [0.002]

주: 1) GARCH, GJR, EGARCH는 각각 상관계수가 상수 또는 가변적인 이변량 GARCH(1,1), GJR(1,1), EGARCH(1,1) 모형을 의미하고 D는 외환위기기간의 더미변수를 나타냄.

2) 고정상관계수모형에서 LM 통계량은 χ^2 분포를 따름.

3) 변동상관계수모형에서 LR검정은 $\theta_1 = \theta_2 = 0$ 인 귀무가설에 대한 검정통계량을 표시하며 LR검정 통계량은 χ^2 분포를 따름.

4) [] 안의 값은 확률값(p-value).

〈표 7〉 z_t 의 기초통계량 (변동상관계수모형)

		GARCH	GARCH(D)	GJR	GJR(D)	EGARCH	EGARCH(D)
엔/ 달러	평균	-0.005	-0.005	-0.004	-0.004	-0.003	-0.003
		(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)
	표준편차	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
	왜도	-0.550	-0.551	-0.554	-0.554	-0.501	-0.503
	첨도	5.816	5.813	5.865	5.839	5.703	5.711
	최고치	4.056	4.075	4.147	4.268	4.476	4.525
	최저치	-5.861	-5.912	-6.102	-5.887	-5.834	-5.775
	Q(10)	3.599	3.795	3.544	3.838	3.401	3.518
		[0.964]	[0.956]	[0.966]	[0.954]	[0.970]	[0.966]
	Q ² (10)	4.108	4.202	4.746	5.021	5.051	5.268
		[0.942]	[0.938]	[0.908]	[0.890]	[0.888]	[0.873]
원/ 달러	평균	0.022	0.021	0.021	0.021	0.021	0.021
		(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)
	표준편차	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998
	왜도	0.140	0.106	0.120	0.095	0.050	0.068
	첨도	7.716	7.414	7.655	7.396	7.713	7.346
	최고치	7.680	7.707	7.603	7.645	6.953	6.853
	최저치	-6.404	-6.375	-6.441	-6.401	-6.097	-5.982
	Q(10)	70.547	72.373	70.373	71.875	68.444	71.057
		[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
	Q ² (10)	6.084	5.849	6.012	5.818	7.943	6.853
		[0.808]	[0.828]	[0.814]	[0.830]	[0.634]	[0.739]

주: 1) GARCH, GJR, EGARCH는 각각 상관계수가 가변적인 이변량 GARCH(1,1), GJR(1,1), EGARCH(1,1) 모형을 의미하고 D는 외환위기기간의 더미변수를 나타냄.

2) () 안의 값은 표준오차

3) Q(10)은 e_t 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량

4) Q₂(10)은 e_t^2 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량

5) [] 안의 값은 확률값(p-value)

IV. 기간별 평균상관계수 비교

이미 <그림 2>에서 살펴본 바와 같이 상관계수는 동태적으로 변화하나 장기적으로 상승하고 있음을 알 수 있다. 여기서는 시장개방이나 환율변동폭 확대 등과 같은 정책변화나 외환위기 등과 같은 역사적 사건에 따라 상관계수가 평균적으로 어떻게 변화하는가를 변동상관계수모형의 추정결과를 가지고 살펴보기로 한다. 먼저 자본시장개방 이전 기간(1990. 2~1992. 12. 31)을 살펴보면 조금씩 차이는 있으나 6개 모형이 모두 두 환율간의 평균상관계수가 역의 관계를 가지고 있음을 <표 8>은 보여준다.

1일 환율변동 허용폭이 $\pm 0.4\%$ 인 기간(1990. 3. 2~1991. 8. 31)에는 자본시장개방 이전의 기간에 속하나 평균상관계수가 양의 값을 보이고 있다. 그러나 거의 0과 다름없다. 1일 환율변동 허용폭이 $\pm 0.4\%$ 에서 $\pm 0.6\%$ (1991. 9. 1~1992. 6. 30)를 거치면서 $\pm 0.8\%$ (1992. 7. 1~1993. 9. 30)에 도달할 때까지 평균상관계수가 증가한다. 그러나 1일 환율변동 허용폭이 $\pm 10\%$ (1997. 11. 20~1997. 12. 15)로 확대된 기간동안에는 오히려 평균상관계수가 줄어들었다. 이 시기에는 원/달러환율의 실제 변동폭이 그 이전에 비해 오히려 줄었다. $\pm 1.5\%$ 기간(1994. 11. 1~1995. 11. 30)을 거치면서 $\pm 2.25\%$ 기간(1995. 12. 1~1997. 11. 19)에 들어와 두 환율의 조건부 평균상관계수가 0.066 이상으로 크게 증가한다. 그러나 1일 환율변동 허용폭이 $\pm 10\%$ 인 시기에는 오히려 평균상관계수가 음의 값을 갖는다. 본 논문에서는 1일 변동허용폭이 $\pm 10\%$ 로 확대된 시점을 외환위기 시점으로 본다. 전체기간을 외환위기 이전과 이후로 크게 양분해 보면 GARCH의 경우 외환위기 이전(1990. 3. 2~1997. 11. 19)에 평균상관계수가 0.034 정도이나 외환위기 이후(1997. 11. 20~2000. 7. 20)에는 0.093으로 외환위기 이후 평균상관계수가 2.7배 이상으로 크게 증가하였다. 자유변동환율제 시행 이전(1990. 3. 2~1997. 12. 15)과 이후(1997. 12. 16~2001. 7. 20)로 나누어 볼 때도 결과는 외환위기를 기준으로 삼을 때와 거의 비슷한 결과를 가져온다. 한편 엔/달러환율이 하락할 때, 즉 엔화가치가 강세를 보일 때 원/달러환율이 동반 하락하지 않는 반면 엔/달러환율이 상승할 때는 원/달러환율이 동반 상승할 가능성이 크기 때문에 엔화가치가 상승할 때와 하락할 때 원/달러와의 상관계수가 달라질 수 있다. 따라서 엔화절하시와 절상시를 구분해서 평균상관계수를 비교해 보면 GARCH의 경우 엔화절하시 평균상관계수가 0.056인 반면 엔화절상시에는

0.051로 엔화절하시 두 환율간의 평균상관계수가 커진다.

〈표 8〉 기간별 평균상관계수 비교

	GARCH	GARCH(D)	GJR	GJR(D)	EGARCH	EGARCH(D)
개방이전 '90. 3. 2~'91. 12. 31	-0.003	-0.005	-0.002	-0.005	-0.001	-0.005
±0.4% '90. 3. 2~'91. 8. 31	0.005	0.003	0.005	0.003	0.005	0.001
±0.6% '91. 9. 1~'92. 6. 30	0.007	0.004	0.006	0.003	0.009	0.002
±0.8% '92. 7. 1~'93. 9. 30	0.038	0.036	0.035	0.034	0.037	0.033
±1.0% '93. 10. 1~'94. 10. 31	0.027	0.026	0.025	0.024	0.027	0.023
±1.5% '94. 11. 1~'95. 11. 30	0.035	0.033	0.035	0.033	0.040	0.036
±2.25% '95. 12. 1~'97. 11. 19	0.067	0.066	0.066	0.066	0.069	0.069
±10.0% '97. 11. 20~'97. 12. 15	-0.013	-0.014	-0.012	-0.015	-0.006	-0.015
외환위기 이전 '90. 3. 2~'97. 11. 19	0.034	0.033	0.033	0.032	0.035	0.032
외환위기 이후 '97. 11. 20~'01. 7. 20	0.093	0.092	0.094	0.093	0.087	0.090
자유변동제 이전 '90. 3. 2~'97. 12. 15	0.034	0.032	0.033	0.031	0.035	0.032
자유변동제 이후 '97. 12. 16~'01. 7. 20	0.095	0.094	0.095	0.094	0.089	0.091
엔화 절하시	0.056	0.055	0.056	0.054	0.055	0.054
엔화 절상시	0.051	0.049	0.050	0.049	0.050	0.048

주: 1) GARCH, GJR, EGARCH는 각각 상관계수가 가변적인 이변량 GARCH(1, 1), GJR(1, 1), EGARCH(1, 1) 모형을 의미하고 D는 외환위기기간의 더미변수를 나타냄.

환율변화가 제도적으로 제한되어 있는 경우 환율이 시장상황이나 기초경제여건을 즉시 반영하지 못하고 일정 시간에 걸쳐 서서히 조정되기 때문에 환율변화가 높은 자기상관관계를 가지게 된다. 그러나 시장개방이나 자유화 등으로 제도적인 제약이 사라지는 경우 환율이 자기상관관계를 따를 가능성이 줄어들고 선진국의 환율처럼 환율에측이 어려워진다. 이 때 장기적으로 신뢰할만한 지표 중의 하나가 거시경제적 측면에서 경상수지의 악화를 막기 위해 원/달러환율이 엔/달러환율의 움직임을 따라간다는 사실이며, 이 동조화 현상이 외환시장의 개방 및 자유화와 더불어 시장참여자들의 일종의 무리효과를 통해 더욱 심화되고 있다. 다른 동남아 국가의 환율들의 경우에도 엔화가 절하될 때 유사한 패턴을 보이고 있다.

V. 요약 및 결어

본 논문에서는 지난 10여 년간의 일별 엔/달러와 원/달러환율 자료를 이용하여 두 환율간에 어떤 상관관계가 존재하며, 이 상관관계가 시간의 흐름에 따라 어떻게 변하여 왔는가를 살펴보았다. 또한 자본시장개방(1992. 1. 1), 1일 환율변동 허용폭 확대, 외환위기(1997. 11. 20~1998. 5. 31), 변동환율제로의 이행(1997. 12. 16) 등과 같은 정책변화나 사건들이 두 환율간의 동조화 현상을 심화시켰는가를 살펴보았다.

상관관계행렬이 GARCH모형과 같은 형태를 가지고 시간의 흐름에 따라 변한다는 가정하에 이변량 GARCH, GJR, EGARCH모형을 추정한 결과 상관계수가 동태적으로 변화함을 알 수 있다. 또한 LM과 LR검정결과들은 조건부 상관계수가 상수인 이변량 GARCH류의 모형보다는 조건부 상관계수가 동태적으로 변화하는 이변량 GARCH류의 모형이 일별 환율자료의 경우 더 적합한 모형임을 보여준다. 변동상관계수를 가진 이변량 GARCH류의 모형에 따르면 시간의 흐름에 따라 상관관계가 변하나 장기적으로는 커지는 경향을 보이고 있다. 즉 다른 금융시장과 마찬가지로 원/달러환율이 엔/달러환율에 동조화 되는 현상이 외환위기 이후 금융 및 외환시장개방과 더불어 최근 더욱 심화되는 현상을 보여주고 있다. 한편 엔화가 절상될 때보다는 절하될 때 상관관계가 더 큰 것으로 나타났다. 기간별로 살펴보면 시장개방 이전보다 이후에 1일 환율변동 허용폭이 커질수록, 그리고 외환위기 또는 자유변동환율제 채택 이전보다 이후에 평균상관계수가 증가한다. 외환위기와 자유변동

환율제로의 이행 이후 상관계수가 그 이전에 비해 2.7배 이상 증가하였다. 특히 최근 들어서는 동조화 현상이 더욱 심해져 조건부 상관계수가 모형에 따라 0.4에 근접하기도 하였다. 이런 현상은 경상수지와 한국 및 일본의 경기침체 등과 같은 기본 거시경제 여건과 밀접한 관련을 가지고 있다. 뿐만 아니라 환율변동이 자유화되고 외환시장이 개방됨에 따라 외환시장 참여자가 다른 신뢰할만한 지표가 존재하지 않아 환율예측이 어려운 상황에서 두 환율간에 양의 상관관계가 있다는 점을 거래시 고려하기 때문에 두 환율의 동조화 현상이 커지며, 이 현상은 또한 일종의 무리효과(herd effect)를 통해 더욱 심화되는 경향이 있다.

동조화 현상은 이미 언급한 것처럼 긍정적 측면과 부정적인 측면을 모두 가지고 있으나 현재 경제여건이 크게 달라지지 않는 한 지속되리라 본다. 특히 내년에 유럽에서 단일통화체제가 정식 출범함에 따라 최근 아시아권에서도 엔블럭에 대한 논의가 고개를 들기 시작하고 있다. 유럽의 경우와 마찬가지로 엔블럭에 대한 논의는 아시아 통화들이 과연 얼마나 동조화 되었는가에 대한 현실인식으로부터 출발하기 때문에 최근 심화되는 엔/달러와 원/달러환율간의 동조화 현상은 이에 대한 많은 시사점을 우리에게 제공해 준다.

■ 참고 문헌

1. 이근영, "원-달러환율과 엔-달러환율 간의 상관관계분석," 『국제경제연구』, 제6권 제3호, 2000, pp. 45~70.
2. Baillie, R. T. and T. Bollerslev, "A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modelling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Rate Markets," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 1990, pp. 309~324.
3. Bollerslev, T., "Modelling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, 1990, pp. 498~505.
4. Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge, "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, 1988, pp. 116~131.
5. Cecchetti, S. G., R. E. Cumby, and S. Figlewski, "Estimation of the Optimal

- Futures Hedge," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, 1988, pp. 623~630.
6. Engle, R. F., "Dynamic Conditional Correlation-A Simple Class of Multivariate GARCH Models," University of California, San Diego, 2000.
7. Engle, R. F. and K. F. Kroner, "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*, Vol. 11, 1995, pp. 122~150.
8. Engle, R. F., V. Ng, and M. Rothschild, "Asset Pricing with Factor ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills," *Journal of Econometrics*, Vol. 45, 1990, pp. 213~238.
9. Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle, "Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stock," *Journal of Finance*, Vol. 48, 1993, pp. 1779~1801.
10. Kroner, K.F. and S. Claessens, "Optimal Dynamic Hedging Portfolios and the Currency Composition of External Debt," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, 1991, pp. 131~148.
11. Kroner, K. F. and J. Sultan, "Foreign Currency Futures and Time Varying Hedge Ratios," in S. Ghon Rhee and R.P. Chang, eds, *Pacific-Basin Capital Markets Reserach*, Volume II, 1991.
12. Kroner, K. F. and J. Sultan, "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, 1993, pp. 535~551.
13. Lien, D and Y. K. Tse, "Hedging Time-Varying Downside Risk," *Journal of Futures Markets*, Vol. 18, 1998, pp. 705~722.
14. Longin, F. M. and B. Solnik, "Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, 1995, pp. 3~26.
15. Nelson, D.B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp. 267~290.
16. Tse, Y. K., "A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH Model," *Journal of Econometrics*, Vol. 98, 2000, pp. 107~127.
17. Tse, Y. K. and A. K. C. Tsui, "A Multivariate GARCH Model with Time-Varying Correlations," National University of Singapore, 2000.
18. West, K. D., "Adjusting the Q-Statistics for Conditional Heteroskedasticity," University of Wisconsin-Madison, 1990.

A Dynamic Analysis of Comovement Phenomenon : Case of Won/Dollar and Yen/Dollar Exchange Rates

Keun Yeong Lee*

Abstract

This paper examines how the comovement of daily won/dollar exchange rates with daily yen/dollar exchange rates has dynamically changed. The estimation results of bivariate GARCH type models with time varying correlations suggest that the conditional correlation between two exchange rates are dynamically varying over time. The LM and LR test results also confirm that bivariate GARCH type models with time varying correlations outperform those with constant correlations. The conditional correlation between won/dollar exchange rates and yen/dollar exchange rates also tends to increase persistently over the past eleven years, especially after the 1997 currency crisis, as national capital and foreign exchange markets are liberalized and open.

Key Words : bivariate GARCH type model, dynamic correlation

* Professor, School of Economics, SungKyunKwan University