

원/달러 역내현물환시장과 역외NDF시장간의 인과관계

이재하* · 임상규**

〈요 약〉

본 연구는 외환위기 이후 1998년 10월부터 2000년 3월까지의 일별 데이터를 사용하여 원/달러 역내시장과 역외시장간의 가격정보 이전에 관한 동조화여부를 실증분석 하였다. 원/달러 역내시장의 가격대용으로 원/달러 현물환율을 사용하였으며, 원/달러 역외시장의 가격대용으로 원/달러 역외선물환율인 NDF 1개월물을 사용하였다.

수익률이 중심이 된 기존의 많은 인과관계 연구들과는 달리 본 연구에서는 환율의 변화율에 대한 그랜저 인과관계 분석과 함께 이변량 GARCH모형을 이용하여 두 시장간에 있어서의 환율의 변화율과 변동성의 인과관계를 분석하였다.

그랜저 인과관계분석 결과 현물환율은 역외선물환율에 대해 강한 선도관계를 가지며, 상대적으로 약하지만 역외선물환율 또한 현물환율에 대해 선도관계를 가지는 것으로 나타났다. 본 연구에 사용된 이변량 GARCH모형은 AR(1)-GARCH(1,1)모형으로서 분석 결과를 보면 조건부 변동성이 두 시장간에 상호의존적이며 한 시장의 변화율충격이 다른 시장의 변동성에 영향을 미치는 것이 양 시장간에 유의적으로 나타났다. 이는 현물환시장의 거래정보가 역외선물환시장의 가격형성에 영향을 미치며 역외선물환시장 거래정보 또한 현물환시장으로 이전되어 원/달러 역내시장과 역외시장이 잘 동조화 되어 있다고 말할 수 있다. 즉 정보가 먼저 한 시장에 반영된 후 다른 시장에 전달되는 정보의 일방 통행적 흐름이 아니라 정보의 반영이 두 시장에서 동시에 이루어지고 정보의 흐름이 양방향으로 이루어짐을 알 수 있다.

I. 서 론

우리 나라는 1990년 3월부터 시장평균환율제도를 도입한 이래 1997년 12월을 기점으로 환율의 일일가격 변동폭을 폐지하여 완전한 변동환율제도를 채택하고 있다.¹⁾ 1999

* 성균관대학교 경영학부 교수

** 금융감독원 책임검사역

*** 2000년 공동계부학회 춘계학술연구발표회 참여자 제위, 정성장 교수 및 익명의 심사위원 두 분의 제언에 감사드립니다.

년 4월 23일부터는 부산에 위치한 한국선물거래소를 통한 원/달러 선물거래와 옵션거래를 시행하는 등 최근 몇 년 동안 선진화된 외환시장으로의 발전을 위한 일련의 조치들이 행해지고 있다.

오늘날 세계외환시장은 외환규제의 완화(deregulation)와 시장정보의 신속한 확산 그리고 거래범위의 광역화가 이루어지면서 범세계적 시장(global market)으로의 기능을 수행하고 있다. 특히 1980년대 이후 각국들이 자본 및 외환거래에 대한 규제를 크게 완화시키면서 각국간 자본이동이 활발하게 되고 통화옵션, 선물거래 등을 이용한 새로운 외환기법과 통신기술의 발전으로 지역간의 차익거래를 통해 외환가격이 전세계적으로 동조화되는 하나의 세계시장으로서의 성격을 가지게 되었다. 또한 가격에 대한 정보와 거래지시를 즉각적으로 전파할 수 있는 통신시설을 통해 외환이 전세계의 주요 금융센터에서 거래될 수 있게 되어 진정한 의미에서 세계화된 금융시장이라고 불릴 수 있다.

과거 국내외환시장은 외환 및 자본에 대한 규제와 원화 국제화의 미흡 등으로 국내외 외환시장간의 차익거래가 활발하지 못하여 국제외환시장과 단절되는 실정이었다.²⁾ 그러나 그 동안 지속적으로 추진해온 외환 및 자본시장의 규제 완화와 금융자유화 및 개방화의 노력, 정보통신기기의 발달 등 국내외환시장의 국제화를 위한 인프라가 상당 부분 발전해 왔으며 향후 우리 나라 자본시장의 완전개방에 따른 외환시장의 성장가능성을 고려할 때 국내외환시장과 국제외환시장의 동조화에 관한 연구는 학문적으로 중요한 연구주제가 될 뿐 아니라 정책입안자 및 현업의 외환업무담당자들에게도 중요한 관심의 대상이 된다. 이런 맥락에서 국내 원/달러 역내시장인 현물환시장과 역외선물환시장인 NDF(Non-Deliverable Forward) 시장간의 상호연계성에 관한 연구는 학계, 업계, 관련 감독기관에 상당한 의미를 지닌다고 볼 수 있다.³⁾

시장간의 상호 연관성에 대해서는 주가지수 현물시장과 선물시장에 관한 연구가 그동안 가장 활발하였다. 예를 들어 국외에서는 Kawaller, Koch와 Koch(1987), Stoll과

1) 시장평균환율제도는 금융결제원의 자금중계실을 경유하여 거래된 원화와 대미 달러환율을 거래액으로 가중평균하여 다음 날의 대 고객기준환율로 사용하는 제도이며 1980년부터 시행되어 온 복수통화바스켓 제도의 문제점을 개선하기 위하여 도입되었다. 또한, 일일 가격변동폭의 제한은 90년 3월에 상하 0.4%, 91년 9월에 0.6%, 92년 9월에 0.8%, 93년 8월에 1.0%, 94년 11월에 1.5%, 95년 12월에 2.5%, 97년 11월에 10%이었으며, 97년 12월에 완전 폐지되었다.

2) 국내 외환시장은 원/달러 거래가 주종을 이루므로 원화-달러간 시장을 의미하기도 한다.

3) 엄격히 말하면 역내시장과 역외시장 사이의 인과관계에 대한 분석을 위해서는 역내선물환시장과 역외선물환시장인 NDF시장 사이의 인과관계를 분석함이 타당하나, 역내선물환시장은 분석기간동안 전혀 거래가 이루어지지 않은 날들도 많이 나타나 일별 시계열 자료를 구성하는데 어려움이 있다. 따라서 역내선물환시장대신 거래량이 훨씬 많은 역내현물환시장의 현물환율을 역내시장의 가격대용으로 사용하기로 한다. 한편 역외시장에는 선물환만 존재하므로 역외시장의 가격대용으로 NDF환율을 사용한다.

Whaley(1990), Chan, Chan과 Karolyi(1991) 그리고 Chan(1992)의 연구가 대표적이며 국내는 오세경(1997), 이필상과 민준선(1997), 은철수와 장호윤(1998), 김찬웅과 문규현(1999), 김태혁과 강석규(2000), 변중국(2000) 등이 있다. 그리고 외환 현물시장과 선물 시장에 관해서는 Crain과 Lee(1995)의 연구가 있다. 한편 역내시장과 역외시장간의 인과관계에 관한 국외의 연구로는 Ann과 Alles(2000)의 연구가 있으며 이들은 호주의 국내이자율 시장과 역외이자율시장간의 인과관계에 관해 분석을 하였다. 이들 연구의 공통점은 선물시장이 현물시장을 선행하고 있다는 것이며 전반적으로 반대의 경우에 관한 증거는 발견하지 못하였다는 것이다.

수익률이 중심이 된 기존의 많은 인과관계 연구들과는 달리 본 연구에서는 환율의 변화율에 대한 그랜저 인과관계 분석과 함께 변동성의 인과관계를 보기 위한 이변량 GARCH모형을 이용하여 원/달러 현물환시장과 역외선물환시장간의 인과관계를 분석함으로써 두 시장간의 가격정보이전에 관한 동조화 여부를 살펴보고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. II장에서 본 연구에 사용될 데이터를 살펴본 후 분석모형의 변수인 현물환율과 역외선물환율의 변화율에 대해 정의한다. III장에서는 변수에 관한 기초통계량 분석을 통해 환율의 변화율 자료에 대한 조건부 이분산성의 여부를 조사한다. 또한 단위근 및 공적분 검정을 실시하여 각 변수의 안정성과 변수간의 장기적인 안정관계 분석결과를 보고한다. IV장에서는 현물환율과 NDF환율간의 변화율 인과관계를 그랜저 인과관계모형으로 분석하며, V장에서 이변량 GARCH모형을 통해 현물환율과 NDF환율간의 변동성 인과관계를 분석한다. VI장에서 본 논문의 결론을 내린다.

II. 데이터

원/달러 현물환 거래는 국제외환시장에서 거래계약 체결 후 제2영업일 이내에 수도되는 외환거래로서, 우리 나라도 94년 11월부터는 거래계약 체결과 수도가 같은 날에 일어나는 TODAY거래뿐 아니라 1영업일에 수도되는 TOM거래까지를 현물환 거래로 간주하였고 96년 2월부터는 거래계약 체결 후 2영업일에 수도되는 SPOT거래까지도 현물환거래의 범위에 포함하여 국제관례를 따르고 있다. 원/달러 선물환거래는 선물환율로 특정통화와 외환을 수도하여 결제할 것을 거래당사자간에 약정하는 외환거래로 주로 1주일, 2주일, 1개월, 3개월, 6개월, 1년 등과 같은 표준화된 만기를 가지고 이루어지고 있다.

원/달러 선물환거래는 크게 역외선물환거래와 역내선물환거래로 구분되는데 역외거래의 경우 역내거래와는 달리 만기에 계약원금의 교환 없이 계약선물환율과 만기시의 현물환율간의 차이만 정산되는 NDF(Non-Deliverable Forward)가 거래된다. NDF거래는 결제위험이 적을 뿐 아니라 역외시장이라 규제 및 제약을 받지 않으므로 거래가 용이하여 때로 NDF거래가 환차익을 겨냥한 투기수단으로 이용되기도 한다. 원/달러 NDF시장은 홍콩, 싱가포르 등에 주로 형성되어 있고 영국계 회사인 Prebon Yamane사를 비롯한 Broker회사가 NDF거래를 중개하고 있으며 Prebon Yamane사는 96년 9월 30일부터 Reuter와 Telerate를 통해 원/달러 NDF 환율을 고시하고 있다. 현재 NDF 시장에는 외국금융기관과 국내기업 및 국내금융기관이 참여하고 있다.

본 연구에 사용될 현물환율의 경우 일별 매매기준율을, 역외선물환율의 경우 로이터를 통하여 Prebon Yamane사가 제공하는 일별 1개월 선물환율을 사용하였다.⁴⁾ 분석대상기간은 1998년 10월 1일부터 2000년 3월 30일까지이며 일별 총 관측치는 367개이다.⁵⁾ 역외 선물환 시장의 경우 1개월물 선물환, 3개월물 선물환이 다른 선물환에 비해 가장 거래가 활발하며 본 연구에서는 1개월물 선물환을 분석대상으로 선택하였다.

선도/지연관계에 관한 기존의 많은 연구들이 수익률을 이용한 반면 본 연구에서는 환율의 변화율과 함께 환율의 변동성을 이용하여 인과관계를 분석하고자 한다. 이는 수익률만을 이용한 모형의 경우 만일 두 시장간의 변동성이 시간이 흐름에 따라 변화한다면 이를 무시한 수익률 인과관계모형은 두 시장간의 인과관계에 관한 잘못된 추론을 이끌 수도 있으며 또한 시장간 정보흐름에 관한 확정적 결론을 제시해 주지 못하기 때문이다. 따라서, 본 연구는 환율의 변화율에 대한 그랜저 인과관계 분석뿐만 아니라 시간가변적(time-varying) 조건부 변동성에 대한 인과관계의 분석을 가능하게 하는 이변량 GARCH모형을 도입하여 분석에 이용한다.⁶⁾

그랜저 인과관계모형과 이변량 GARCH 모형에 사용될 환율의 변화율을 식 (1)과 같이 정의한다.

4) 일별 매매기준율은 금융결제원 자금증개실을 통하여 거래된 전일의 TOM거래 가중평균치로서 우리나라 현물환 거래(TODAY, TOM, SPOT)중 TOM거래의 거래량이 가장 많아 매매기준율을 현물환율의 대용치로 사용하였다.

5) 로이터를 통한 NDF 환율의 고시는 96년 9월말부터 시작되었고 연속된 일별 NDF 환율자료확보가 97년 3월 14일부터 가능하지만 외환위기동안의 급격한 환율변동은 역내시장과 역외시장간의 일반적인 정보 동조화 현상에 대한 분석에 편의를 가져올 수 있으므로 본 연구는 외환위기이후 시점을 98년 9월 이후로 보고 98년 10월 1일을 분석기간의 첫 날로 삼는다.

6) 참고문헌으로 Chan, Chan과 Karolyi(1991)를 들 수 있다.

$$RS_t = \ln(S_t/S_{t-1})$$

$$RF_t = \ln(F_t/F_{t-1}) \quad (1)$$

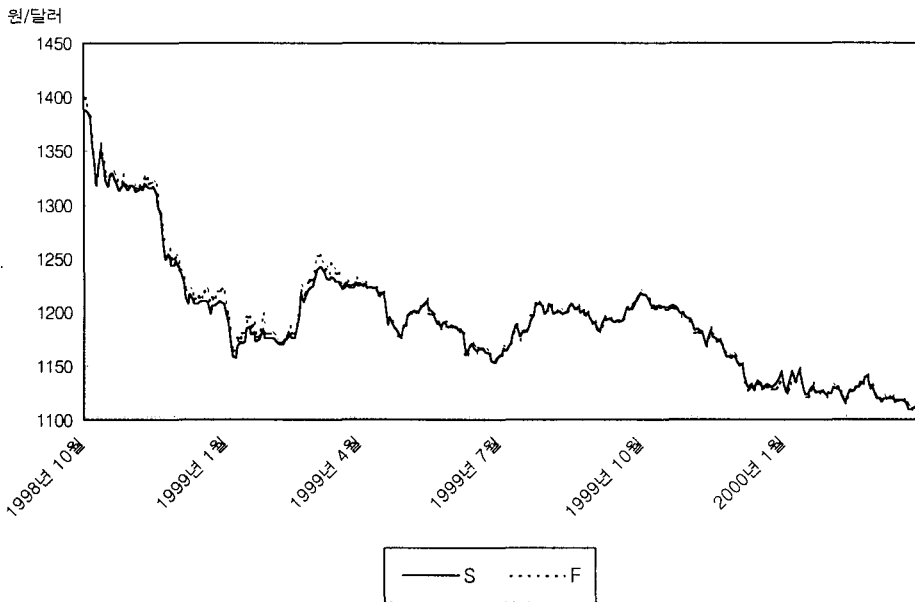
여기서, S_t, F_t : 현물환율, 역외선물환율
 RS_t, RF_t : 현물환율변화율, 역외선물환율 변화율

III. 예비분석

1998년 10월부터 2000년 3월까지의 현물환율과 역외선물환율의 추이를 살펴보면 [그림 1]과 같다. 그림에서 보듯이 97년의 외환위기 이후 원/달러 환율은 지속적으로 하락하고 있으며 99년부터는 경제의 안정화에 힘입어 안정세를 유지하고 있음을 알 수 있다. 한편 <표 1>에는 원/달러 환율 변동성 추이를 보여주고 있는데 외환위기 이후 환율의 변동성이 점차 안정화되고 있음을 알 수 있다.

[그림 1] 현물환율과 역외선물환율 추이(1998. 10. 1~2000. 3. 30)

S : 현물환율 F : 역외선물환율



현물환율과 역외선물환율에 대한 기초통계량을 분석하였으며, <표 2>에 평균, 중앙값, 왜도, 첨도 등을 나타내었다. 또한 현물환율 및 역외선물환율 변화율 자기상관계수

와 이차적률 자기상관계수를 구한 결과를 <표 3>에 정리하였다.

<표 1> 원/달러 현물환율 변동성 추이(일평균 기준)

구 분	1998년	1999년				2000년
	4/4분기	1/4분기	2/4분기	3/4분기	4/4분기	1/4분기
전일대비 변동률 ^a	0.50	0.38	0.27	0.26	0.26	0.33
일중 변동률 ^b	0.79	0.72	0.55	0.51	0.51	0.57

주) a : 전일대비 변동률 : [(금일종가 - 전일종가) / 전일종가]의 절대값 × 100%

b : 일중변동률 : (일중 최고가 - 일중최저가) / 당일평균환율 × 100%

<표 2> 현물환율, 역외선물환율 평균, 중앙값, 왜도, 첨도

	현물환율	현물환율변화율	역외선물환율	역외선물환율변화율
평 균	1193.76	-0.00061	1195.19	-0.00062
중앙값	1190.81	-0.000026	1191.50	-0.00041
최대값	1388.62	0.01704	1399.00	0.01978
최소값	1108.30	-0.01896	1107.50	-0.02245
표준편차	54.538	0.00466	55.958	0.00535
왜 도	1.082	-0.49211	1.0359	-0.39444
첨 도	4.445	5.65102	4.3117	5.47266
B-J	103.62	122.28	91.948	103.01
Prob.	0.000	0.000	0.000	0.000
관측치	367	367	367	367

주) B-J(Bera-Jarque)는 정규성(normality)을 검정하는 것으로 통계량은

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

이며 귀무가설 정규성하에서 χ^2 분포를 따름.

<표 3> 현물환율, 역외선물환율 변화율 및 변화율 이차적률의 자기상관^a

<변화율 자기상관>

K	$\rho(RS_t, RS_{t-k})$			$\rho(RF_t, RF_{t-k})$		
	AC	Q-Stat	Prob	AC	Q-Stat	Prob
1	0.246	22.345	0.000	0.135	6.7022	0.010
2	-0.099	26.014	0.000	-0.072	8.6296	0.013
3	-0.024	26.237	0.000	-0.039	9.1992	0.027
4	0.096	29.668	0.000	0.052	10.196	0.037
5	0.079	31.985	0.000	0.037	10.703	0.050

<변화율 이차적률 자기상관>

K	$\rho(RS^2_t, RS^2_{t-k})$			$\rho(RF^2_t, RF^2_{t-k})$		
	AC	Q-Stat	Prob	AC	Q-Stat	Prob
1	0.426	67.180	0.000	0.232	19.929	0.000
2	0.254	91.074	0.000	0.219	37.756	0.000
3	0.176	102.64	0.000	0.176	49.330	0.000
4	0.056	103.82	0.000	0.043	50.035	0.000
5	0.010	103.86	0.000	0.013	50.102	0.000

주) 자기상관(Autocorrelation : AC)은

$$\rho_t = \frac{\sum_{i=1}^{T-k} (y_i - y^*)(y_{i+k} - y^*)}{\sum_{i=1}^T (y_i - y^*)^2}$$

와 같이 측정되어지며 시계열자료가 백색잡음이라는 귀무가설하에서

즉 $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ 이 성립한다는 가정하에 k차까지의 자기상관이 존재하지 않는가를 검정하는 방법으로 Ljung과 Box(1978)는 다음과 같은 Portmanteau Q 통계량을 제시함.

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^k \frac{\rho_j^2}{n-j}$$

Q통계량은 자유도가 (n-k)인 χ^2 분포를 따르며 Q통계량의 임계치가 보다 크게 되면 귀무가설을 기각하게 되고 자료에 통계적으로 유의한 자기상관이 존재함을 의미함.

표본기간동안 환율은 지속적으로 하락하는 추세를 보여 현물환율과 역외선물환율의 변화율은 <표 2>에서 보면 모두 (-)의 값을 가지는 것으로 나타났으며 두 시장의 변화율은 거의 비슷한 것으로 나타났다. <표 2>의 왜도와 첨도에서 보듯이 현물환율과 역외선물환율의 변화율은 오른쪽으로 긴 꼬리를 가지며 중심이 뾰족한 분포를 보이고 있다. 이는 변화율을 변수로한 회귀식의 잔차항이 이분산성을 가질 가능성이 매우 높음을 의미한다. 또한 <표 3>의 변화율의 이차적률 자기상관계수 값이 큰 점도 잔차항이 이분산성을 가질 가능성이 높음을 보여준다. 이런 이유로 본 연구에서는 이변량 GARCH 모형을 이용하였다. 그리고 B-J 통계량에서 본 정규성에 대한 검정에서는 변화율 분포의 정규성이 모두 기각됨을 보여주고 있다.

그랜저 인과관계 분석을 하기 위해서는 모형에 사용되는 변수가 안정적이어야 하므로 현물환율과 선물환율의 변화율에 대한 단위근 검정을 실시하였다.⁷⁾ 그 결과는 <표 4>에 보듯이 안정적인 시계열을 보이고 있음을 알 수 있다. 그러나 변화율의 경우 차분변수이고 수준변수인 환율은 <표 4>에서 보듯 단위근을 갖는 불안정한 시계열이므로 변화율은 I(1)변수이라고 할 수 있다. 그랜저 인과관계분석과 이변량 GARCH모형을

7) 회귀분석에 앞서 변수의 안정성을 검정하는 것은 매우 중요하다. 변수가 단위근을 가질 경우 가성회귀의 문제가 발생하는데 이는 Granger와 Newbold(1974)에 의해 제기되었다.

통한 분석시 I(1)변수의 직접적인 사용은 수준변수가 갖는 정보의 손실을 초래할 뿐 아니라 수준변수간에 공적분 관계가 있을 경우 분석에 오류가 발생할 수도 있으므로 수준변수인 현물환율과 역외선물환율간의 공적분 검정을 실시할 필요가 있다.

<표 4> 단위근 검정^a

	ADF 검정		PP 검정	
	상수항 ^b	추세선 ^c	상수항 ^b	추세선 ^c
$\ln(S_t)$	-3.02*	-3.30	-2.99*	-3.20
RS_t	-7.67**	-7.77**	-14.77**	-14.81**
$\ln(F_t)$	-2.97*	-3.36	-2.98*	-3.35
RF_t	-8.24**	-8.34**	-16.58**	-16.62**

주) a : ADF와 PP검정을 위하여 MacKinnon 임계치를 이용하였으며 lag는 4로 함.
 b : 상수항 만을 포함하는 경우를 나타냄.
 c : 상수항과 추세선을 포함하는 경우를 나타냄.
 *, **: 각각 5%와 1%의 유의수준을 나타냄.

<표 5> 요한센 공적분 검정^a

교유값	Likelihood Ratio	5% 임계치	1% 임계치	가설된 공적분방정식 수
0.036	21.75*	19.96	24.60	None
0.022	8.22	9.24	12.97	At most 1

주) a : 공적분 검정에 필요한 시차를 결정하기 위하여 차분하지 않은 원 시계열에 대하여 VAR(P) 모형 통해 $P = 1, 2, \dots, 10$ 에 대하여 AIC값을 계산한 결과 $P = 5$ 가 적절한 값으로 나타났으며 따라서 요한센 공적분 검정시 시차를 4로 하여 공적분 검정을 실시하였음.
 * : 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

<표 5>에서는 요한센(Johansen) 공적분 검정 결과를 보여주고 있다. Engle-Granger 공적분 검정방법은 두 변수의 종속변수와 독립변수의 위치를 바꿀 경우 공적분 결과가 다르게 나타날 수도 있으므로 본 연구에서는 두 변수간에 인과관계에 관한 사전지식 없이도 검정할 수 있는 요한센 공적분 검정방법을 이용하였다. 모형의 단위근 검정은 식 (2)에 의한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정 및 식 (3)에 의한 PP(Phillips-Perron)검정을 병행하였다. 요한센 공적분 결과 두 환율간에 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타나 이변량 GARCH모형의 평균방정식에 오차수정항을 포함시킨 모형을 사용하였다.8)

8) Engle과 Granger(1987)는 두 변수가 공적분되어 있으면 이변량 시계열모형이 오차수정항을 포함해야 함을 보였다.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

IV. 그랜저 인과관계 분석

1. 연구모형

이론적으로 두 개의 변수사이의 선행성을 추정하기 위하여 하나의 변수를 종속변수로 두고 다른 변수의 과거자료를 가지고 다음과 같은 회귀분석을 할 수 있다.⁹⁾

$$RS_t = \alpha + \sum_{i=-l}^l \beta_i RF_t + \varepsilon_i \quad (4)$$

여기서 RS는 현물수익율을 RF는 선물수익율을 의미하며 -t부터 -1까지의 β_i 중 1개 또는 일부가 유의하다면 이는 선물시장의 현물시장에 대한 lead가 존재함을 의미하며 1부터 t까지의 β_i 중 1개 또는 일부가 유의하다면 선물시장의 현물시장에 대한 lag 관계가 존재함을 의미한다.

그러나 실제로 독립변수와 종속변수간에 교차상관관계가 높고 종속변수의 자기상관이 클 경우 이러한 방법론에 의하여 추정을 하면 종속변수의 과거치가 현재 값을 설명함에도 불구하고 회귀분석의 결과는 독립변수의 과거치가 종속변수의 현재 값을 설명하는 것처럼 잘못 추정될 가능성이 있다.¹⁰⁾ 따라서 이러한 문제를 고려하여 독립변수에 다른 변수의 과거자료 뿐 아니라 자신의 과거자료도 포함하는 VAR 모형을 이용한 인과검정모형이 Granger(1969)에 의하여 개발되었다. 일반적으로 어떠한 변수 X가 다른 변수 Y를 Granger cause한다고 하는 것은 X의 과거 및 현재치에 포함되어 있는 정보가 Y를 예측하는데 도움이 된다는 것이다.

본 연구에서는 한 변수가 다른 변수를 선도하는가에 대한 가설을 검증하기 위하여 환율의 변화율을 이용한 그랜저 인과모형을 다음과 같이 설정하였다. 변화율간의 인과관계 검증을 위한 VAR모형은 앞의 공적분 결과 수준변수인 현물환율과 선물환율간에 공적분 벡터가 존재하기 때문에 오차수정항(ECT)을 포함하는 식 (5)의 VECM모형을

9) Stoll과 Whaley(1990) 등은 이러한 방법을 토대로 선행성을 검증하였다.

10) 참고문헌으로 이상우(1999), 변종국(2000) 등을 들 수 있다.

이용하였다.

$$\begin{aligned} \begin{vmatrix} X_t \\ Y_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} a_1 \\ a_2 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} b_1 \\ b_2 \end{vmatrix} ECT + \begin{vmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{vmatrix} \\ + \dots + \begin{vmatrix} \theta_{11,p} & \theta_{12,p} \\ \theta_{21,p} & \theta_{22,p} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} X_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} u_1 \\ u_2 \end{vmatrix} \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 X : RS (현물환율 변화율)

Y : RF (역외선물환율 변화율)

p : 시차

Y_t 가 X_t 를 Granger cause하지 않는다면 위 식에서 다음의 관계가 성립하여야 하며,

$$\theta_{12,1} = \theta_{12,2} = \dots = \theta_{12,p} = 0$$

또한, X_t 가 Y_t 를 Granger cause하지 않는다면 다음의 관계가 성립하여야 한다.

$$\theta_{21,1} = \theta_{21,2} = \dots = \theta_{21,p} = 0$$

그랜저 인과관계를 검증하는 것은 VAR(p)모형에서 특정 설명변수의 계수가 모두 0임을 검증하는 것과 동일하다. 예를 들어 변수 X_t 가 다른 변수 Y_t 를 Granger cause하지 않는다는 귀무가설은 다음과 같은 F통계량으로 검정될 수 있다.

$$F = \frac{(SSEr - SSEu)/p}{(SSEu)/(T - 2p - 1)}$$

여기서 SSEr : 특정 설명변수의 계수가 모두 0이라는 가정하에서의 편차제곱

SSEu : 제약조건이 없을 경우의 편차제곱합

T : 총 관측치 수

p : VAR모형의 lag 수

만약 두 귀무가설이 기각되지 않으면 두 시장간에는 인과관계가 없고 상호독립적이며 둘 중 하나만 기각되면 한 시장에서 다른 시장으로 선도관계가 있다고 할 수 있으며, 둘 다 기각되면 인과관계는 Full-Feedback의 관계가 있다.¹¹⁾

11) 참고문헌으로 은철수와 장호윤(1998)을 들 수 있다.

2. 실증분석 결과

<표 5>에 두 시장간의 시차가 1부터 5까지의 경우에 대해 환율 변화율의 그랜저 인과관계 분석 결과를 정리하였다. 인과관계를 검증하기 위하여 F통계량을 사용하였으며, 분석결과에 의하면 현물환율의 변화율은 역외 선물환율의 변화율에 강한 인과적인 영향을 미치는 반면 역외시장의 변화율은 현물환율의 변화율에 상대적으로 약한 인과적 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

<표 5> 환율 변화율 인과관계 검정결과

귀무가설: RS는 RF를 G-cause하지 않는다		귀무가설: RF는 RS를 G-cause하지 않는다	
시차	F 값	시차	F 값
1	4.1396*	1	0.2490
2	8.8175**	2	4.4433*
3	6.3930**	3	3.7538*
4	4.6605**	4	2.8232*
5	3.5504*	5	2.1867

주) *, **: 각각 5%와 1%의 유의수준을 나타냄.

V. 이변량 GARCH모형을 이용한 분석

1. 연구모형

본 연구에서는 두 시장간의 인과관계분석을 위하여 이변량 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic)모형에 근거한 통계모형을 사용하였다. 앞의 예비 분석의 결과에서도 보듯이 현물환율과 역외선물환율의 변화율 분포는 정규분포보다 중심이 아주 뾰족하며 변화율의 이차적분이 높은 자기상관을 가지고 있어 현물환율과 역외선물환율의 인과관계 분석에 있어 Bollerslev(1986)의 GARCH모형이 유용한 도구가 될 수 있음을 시사해준다. 또한 현물환율과 역외선물환율 사이에는 공적분관계가 있으므로, 공적분 관계식을 오차수정항(Error Correction Term : ECT)으로 다음과 같은 이변량 AR(1) -GARCH(1,1)모형의 평균방정식인 식 (6)에 포함시켰다.¹²⁾

12) Ihara, Koto와 Tokunaga(1996)는 일본의 Nikkei 현물과 선물간의 lead-lag 검정시 AR(1)-GARCH(1, 1)모형을 사용하였다.

$$\begin{vmatrix} RS_t \\ RF_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \alpha_s \\ \alpha_f \end{vmatrix} + ECT \begin{vmatrix} \beta_s \\ \beta_f \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \theta_{ss} & \theta_{sf} \\ \theta_{fs} & \theta_{ff} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} RS_{t-1} \\ RF_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{vmatrix} \quad (6)$$

$$ECT = (\ln S_{t-1} - b \ln F_{t-1} - a)$$

$$e_t = \begin{vmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{vmatrix} \mid \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

$$H_t = \begin{vmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{fs,t} & h_{ff,t} \end{vmatrix}$$

$$\begin{vmatrix} h_{ss,t} \\ h_{ff,t} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} a_s \\ a_f \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} b_{ss} & b_{sf} \\ b_{fs} & b_{ff} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} c_{ss} & c_{sf} \\ c_{fs} & c_{ff} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_{ss,t-1} \\ \varepsilon_{ff,t-1} \end{vmatrix} \quad (7)$$

$$h_{sf,t} = h_{fs,t} = \rho (h_{ss,t}, b_{ff,t})^{1/2} \quad (8)$$

여기서 RS_t, RF_t : 현물환율과 역외선물환율의 변화율

ECT : 오차수정항

e_t : (2×1) 잔차의 벡터

Ψ_{t-1} : t-1 시점에서의 정보집합

H_t : 잔차의 조건부 분산-공분산 행렬

그리고 이변량 GARCH(1,1) 모형을 사용하기 전에 현물환율과 역외선물환율 변화율에 대해 일변량 GARCH(1,1) 모형을 추정하였다. 추정결과 분산방정식 $h_t = a + c \varepsilon_{t-1}^2 + b h_{t-1}$ 의 계수 c 와 b 가 양수로 유의하였다. 이는 h_t 가 시차를 갖는 잔차의 제곱(ε_{t-1}^2)뿐 아니라 시차를 갖는 조건부 분산(h_{t-1}) 그 자체에 의해서도 설명될 수 있음을 말해주는 것으로 이변량 GARCH(1,1)모형의 사용에 대한 타당성을 제시해 주고 있다.

식 (6)~식 (8)에서는 현물환율과 역외선물환율 변화율의 시계열이 조건부 공분산 매트릭스 H_t 를 가지는 이변량 정규분포를 가진다고 가정하였다. 식 (7)은 조건부 공분산 매트릭스 H_t 의 대각요소를 전기의 조건부 공분산 매트릭스의 대각요소와 전기의 잔차 제곱에 대한 함수로 보았다. Bollerslev(1990)는 VECH 모형의 공분산 과정을 두 개의 변화율의 조건부 표준편차에 일정상관계수(constant correlation coefficient)를 곱한 것으로 나타내는 일정상관관계 VECH모형이 실증분석에 유용하다고 주장하였다. 그래서 본 연구에서는 각자의 변화율은 GARCH(1,1)과정을 따르며 다만 공분산 과정은 식 (8)과 같이 설정하였다. 즉 식 (8)은 모형이 시간가변적 조건부 분산, 공분산을 허용하지만 일정 조건부 상관관계를 가지는 이변량 시계열 모형을 의미한다.

식 (6)~식 (8)의 이변량 GARCH모델은 현물환 시장과 역외선물환 시장간의 변동성의 인과관계에 관한 분석을 용이하게 한다. 식 (7)에서 매트릭스 B의 대각요소인 b_{sf} 는 현물환시장의 조건부 변동성의 역외선물환 시장 조건부 변동성에 대한 의존도를 측정하며 b_{fs} 는 역외선물환시장의 조건부 변동성의 현물환 시장 조건부 변동성에 대한 의존도를 측정한다. 그리고 식 (7)의 매트릭스 C의 대각요소인 c_{sf} 는 전기에 선물환시장에서 생성된 변화율 충격이 현물환시장의 현재의 조건부 변동성에 전달되는 정도를 측정하며 c_{fs} 는 반대의 경우를 측정한다.

변화율의 표본 개수가 n 개 주어질 경우 식 (6)~식 (8)의 모수들은 다음의 조건부 log likelihood함수를 계산함으로써 추정될 수 있다.

$$L_t(\theta) = -\log 2\pi - \frac{1}{2} \log |H_t| - \frac{1}{2} \varepsilon_t'(\theta) H_t^{-1}(\theta) \varepsilon_t(\theta) \quad (9)$$

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^n L_t(\theta) \quad (10)$$

여기서 θ 는 모든 모수의 벡터를 의미한다. 식 (9)와 식 (10)은 BHHH로 MLE추정치 를 산출하며 점근적 표준오차(asymptotic standard error)를 가진다.

2. 실증분석 결과

<표 6>에 원/달러 현물환율과 역외선물환율의 일별 변화율에 대한 이변량 GARCH 모형의 분석 결과가 나타나 있다. 현물환시장과 역외선물환 시장간의 조건부 변동성의 의존도를 나타내는 b_{sf} , b_{fs} 는 모두 1% 유의수준에서 유의한 계수 값을 갖는 것으로 나타나 현재 현물환시장의 조건부 변동성이 전기의 역외선물환시장의 조건부 변동성에 의존적이고 현재 역외선물환시장의 조건부 변동성이 전기의 현물환시장의 조건부 변동성에 영향을 받는 것으로 나타났다. 즉, 조건부 변동성이 두 시장간에 서로 영향을 주는 것으로 나타났다. 여기서 계수값이 (-)값을 갖는 경우 한 시장의 조건부 변동성이 전기의 다른 시장의 조건부 변동성과 (-)상관관계를 갖는 것을 의미하지는 않는다. 조건부 변동성은 양 시장에서 발생한 모든 과거의 변화율 충격의 함수로 표현된다. 그리고 b_{ss} , b_{ff} 값들도 모두 유의적으로 나타나 전기의 조건부 변동성이 같은 시장에서의 현재의 조건부 변동성에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 6> 현물환율과 역외선물환율 일별 변화율의 이변량 GARCH 모델의 추정치
(1998. 10~2000. 3)

변 수	계 수 값	예 측 오 차 ^a
α_s	0.000476**	0.0000571
α_f	0.000598**	0.0000711
β_s	0.000335	0.0222
β_f	0.1636**	0.0265
θ_{ss}	0.1502**	0.0192
θ_{fs}	0.4158**	0.0219
θ_{sf}	0.00852	0.0158
θ_{ff}	-0.2686**	0.0181
a_s	0.00000294**	0.000000159
a_f	0.00000304**	0.000000137
b_{ss}	0.6493**	0.00922
b_{fs}	0.0613**	0.00849
b_{sf}	-0.0871**	0.00623
b_{ff}	0.6160**	0.00591
c_{ss}	0.1085**	0.0118
c_{fs}	-0.0350**	0.0105
c_{sf}	0.1535**	0.00866
c_{ff}	0.2515**	0.00847
ρ	0.9540**	0.00267
$\log L(\theta)$	4029.13	

주) a : 예측오차는 asymptotic 예측오차임.

** : 1% 유의수준을 나타냄.

다음으로 한 시장에 있어 전기의 변화율 충격이 다른 시장의 현재의 변동성에 영향을 미치는 것을 측정하는 계수 c_{sf} 와 c_{fs} 를 살펴보자. 전기의 현물환 변화율 충격이 현재의 역외선물환시장의 조건부 변동성에 미치는 영향을 측정하는 계수 c_{fs} 는 1% 유의수준에서 유의적으로 나타났다. 그리고 전기의 역외 선물환 변화율 충격이 현재 현물환시장의 조건부 변동성에 미치는 영향을 측정하는 계수 c_{sf} 또한 1% 유의수준에서 유의적으로 나타나 각각의 시장 변동성이 다른 시장의 변화율의 충격에 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 원/달러 현물환 시장과 역외선물환 시장의 일별 환율 변동성이 양 시장간의 쌍방 통행적인 변동성의 흐름을 말해 준다. 즉 두 시장간에 있어 한 시장의 변동성과 변화율 충격이 다른 시장의 변동성에 유의한 영향을 미치는 결과를 얻을 수 있었다.

VI. 결 론

본 연구는 1998년 10월부터 2000년 3월까지 1년 6개월간의 일별 데이터를 이용하여 원/달러 현물환시장과 역외선물환 시장간의 가격정보 이전에 관한 동조화여부를 실증 분석 하였다. 그 동안 현물주식시장과 주가지수 선물시장간의 인과관계 분석에 사용된 방법론을 우리 나라 원/달러 현물환 시장과 역외 선물환 시장에 적용해 봄으로써 두 시장간의 가격정보 흐름을 살펴볼 수 있는 기회를 가질 수 있었다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 그랜저 인과관계 분석결과 현물환율의 변화율은 역외선물환율의 변화율에 강한 인과적인 영향을 미치는 반면 역외시장의 변화율은 현물환율의 변화율에 상대적으로 약한 인과적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

둘째, 현물환율과 역외선물환율인 NDF환율은 자기상관과 조건부 이분산성이 존재하는 것으로 나타났으며, 이를 고려하여 본 연구에서는 이변량 GARCH모형을 통해 현물환율과 역외선물환율간의 변동성 인과관계를 분석하였다. 이변량 GARCH 모형 분석 결과 조건부 변동성이 두 시장간에 상호의존적이며 한 시장의 변화율 충격이 다른 시장의 변동성에 영향을 미치는 것이 양 시장간에 유의적으로 나타나 두 시장간의 가격정보 흐름이 Feedback 관계인 것으로 나타났다.

결론적으로, 현물환시장의 거래 정보는 역외 선물환시장의 가격형성에 영향을 미치며 역외선물환시장 거래정보 또한 현물환시장으로 이전되는 등 국내 원/달러 시장이 역외선물환시장과 동조화 되어 있다고 말할 수 있다. 즉 정보가 어느 한 시장에 먼저 반영되어 먼저 반영된 시장의 가격정보가 다른 시장에 전달되는 정보의 일방 통행적 흐름이 아니라 정보의 반응이 두 시장에 동시에 이루어지고 있음을 의미한다. 이는 외환위기 이후 한층 본격화된 자본, 외환시장 규제완화 및 금융, 외환시장 개방화를 위한 노력, 정보통신기기의 발달의 일환으로 설명될 수 있다고 본다.

참 고 문 헌

- 김찬웅, 문규현, “우리 나라 주식, 선물, 옵션시장에서의 선도/지연효과에 관한 연구”, 한국재무관리학회 1999년도 추계학술발표회 논문집.
- 김태혁, 강석규, “KOSPI 200 하루중 선물수익률과 현물수익률간의 선형인과성에 관한 연구”, 재무관리연구, 제17권 제1호, 203-226.
- 변종국, “현·선물간 선·후행성에 관한 연구 : 오차수정모형”, 재무관리연구, 제17권 제1호, 227-251.
- 오세경, “한국주가지수 현물시장과 주가지수선물시장의 일중 변동성에 관한 실증분석”, 한국선물학회 1997년도 추계학술발표회집.
- 은철수, 장호윤, “한국 주식시장에서의 주가지수 선물과 현물시장간의 상호작용에 관한 연구”, 한국재무학회 1998년도 춘계학술 연구회 발표논문집.
- 이상우, “기업의 규모와 주가의 선행성에 관한 연구”, 한국재무관리학회, 1999년도 추계 학술발표회 논문집.
- 이필상, 민준선, “주가지수 선물가격변화량과 현물가격변화량간의 일중 관계에 관한 연구”, 재무관리연구, 제14권 제1호, 141-169.
- Ann, A., and L. Alles, “An examination of causality and predictability between Australian domestic and offshore interest rates,” *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 10, 2000, 83-106.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 1986, 307-327.
- Bollerslev, T., “Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates : a multivariate Generalized ARCH approach,” *Review of Economics and Statistics*, 72, 1990, 498-505.
- Chan, K., “The further analysis of the lead/lag relationship between the cash market and stock index futures market,” *Review of Financial Studies*, 5, 1992, 123-152
- Chan, K., K. C. Chan, and G. A. Karolyi, “Intraday Volatility in the stock Index and Stock Index Futures market,” *Review of Financial Studies*, 4, 1991, 657-684
- Crain, S. J. and J. H. Lee, “Intraday volatility in interest rate and foreign exchange spot and futures markets,” *Journal of Futures Markets*, 15, 1995, 395-421.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of estimators for autoregressive time

- series with a unit root," *Journal of American Statistical Association*, 74, 1979, 427-431.
- Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation," *Econometrica*, 50, 1982, 987-1008.
- Engle, R. F. and C. Granger, "Cointegration and error correction representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55, 1987, 251-276.
- Granger, C., "Investigating causal relations by economics models and cross spectral method," *Econometrica*, 37, 1969, 424-438.
- Granger, C. and P. Newbold, "Spurious regression in econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, 111-120.
- Iihara Y., K. Kato, and T. Tokunaga, "Intraday return dynamics between the cash and the futures markets in Japan," *Journal of Futures Markets*, 16, 1996, 147-162.
- Johansen, S., "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Dynamics and Control*, 12, 1988, 231-254.
- Kawaller, I, P. Koch, and T. Koch, "The temporal relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 Index," *Journal of Finance*, 42, 1987, 1309-1329.
- Stoll, H., and R. Whaley, "The dynamics of stock index and stock index futures returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 1990, 441-468.1