

통화선물의 가격예시 기능과 변동성 전이효과

김석진* · 도영호**

〈요 약〉

본 논문은 2005년 3월 2일부터 2005년 5월 30일까지 현물환율, 통화선물가격과 통화선물거래량의 일증자료 각각 4,473개를 사용하여 원/달러 통화선물의 가격예시 기능과 변동성 전이효과에 대해 연구하였다. 단위근 검정에서 현물환율과 통화선물가격은 단위근이 있는 불안정한 시계열이었지만, 공적분 검정에서 두 시계열이 장기적 균형관계를 이루고 있었다. 현물환수익률, 통화선물수익률, 통화선물거래량은 안정적인 시계열이었다. 나아가, 현물환수익률과 통화선물수익률의 변동성에 비대칭성이 존재하지 않았다.

이변량 GARCH 오차수정(BGARCH-EC) 모형의 평균방정식 분석결과, 통화선물수익률의 증가가 5분 후 현물환수익률을 증가시켰다. 이는 통화선물수익률이 현물환수익률을 선행한다는 것으로 가격예시 기능이 작동함을 의미한다. 또한 두 수익률이 이루는 장기적인 균형관계는 현물환수익률을 예측하는 데 도움이 될 수 있다. 분산방정식의 분석결과, 통화선물수익률에 기인하는 단기적 충격이 현물환수익률의 조건부 분산에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 통화선물수익률이 현물환수익률에 대해서 변동성 전이효과를 가짐을 뜻한다. 통화선물거래량 더미 변수가 두 수익률에 대해 아무런 영향을 미치지 못했지만 두 수익률의 조건부 분산에 유의한 양의 영향을 미쳤다.

주제어 : 원/달러 통화선물, 가격예시 기능, 변동성 전이효과, 오차수정항, 이변량 GARCH

I. 서 론

통화선물은 환율변동에 따른 위험을 관리하는 데 있어 중요한 수단이 될 뿐 아니라 앞으로 형성될 현물환율에 대한 예고지표의 역할을 담당한다. 통화선물가격은 많은 시장 참여자, 특히 매매차익을 목적으로 하는 전문투자자들이 나름대로 치밀하게 정보를 수집,

논문접수일 : 2004년 7월 26일 논문게재확정일 : 2006년 1월 21일

* 경북대학교 경영학부 교수(sckim@knu.ac.kr)

** 경북대학교 경영학과 박사수료

*** 유익한 조언을 주신 익명의 심사위원들께 감사드리며, 남아있는 오류는 전적으로 필자의 책임이다.

분석, 평가하여 치열한 경쟁을 통해 형성되므로, 통화선물시장이 있음으로 인해 시장정보의 질과 양이 증대된다. 나아가, 투기자수의 증가와 시장정보의 증대는 가격예측오차를 감소시키게 되어 통화선물가격은 선물거래가 없이 형성되는 현물환율의 기대 값보다 정확한 미래가격이 된다. 통화선물이 가격예시(price discovery) 기능을 가진다는 것은 미래가격에 대한 예측이 가능하다는 것이고 이것은 시장이 불완전하다는 의미가 된다. 시장이 불완전하기 때문에 통화선물가격과 현물환율 간에 선·후행관계가 존재한다.

통화선물과 현물환율의 관계에 대한 연구로서 먼저, 두 상품의 수익률에 대한 것이 있다.¹⁾ Ng(1987)은 통화선물 중 영국 파운드, 캐나다 달러, 일본 엔, 스위스 프랑의 경우 선물가격이 현물가격에 선행한다는 것을 발견하였다. 이것은 선물가격이 미래 현물가격의 움직임을 예측하는데 유용한 새로운 정보를 포함하고 있는 증거라고 하였다. 강석규·김태혁(2005)은 원/달러 통화선물의 일별자료를 사용한 분석에서 선물가격이 현물가격의 불편 추정값임을 발견하였다.

다음으로, 두 수익률 간에 변동성 전이효과(volatility spillover effect)에 대한 연구가 이루어져왔다. Chatrath and Song(1998)은 일본 엔 통화선물의 변동성이 현물의 변동성에 선행한다는 것은 선물시장이 현물시장보다 새로운 정보에 대해 더 효율적으로 반응한다는 것이라고 하였다. Sequeira, Chiat, and McAleer(2004)는 개발도상국 시장 즉, 브라질 레알(Brazilian Real : BR), 멕시코 페소(Mexican Peso : MP) 등의 외환시장에서 통화선물수익률의 조건부 변동성이 현물환율의 조건부 변동성을 설명한다고 주장하였다. 또한 선진국 시장 즉 프랑스 프랑, 독일 마르크, 일본 엔 등의 경우 개도국 시장과는 반대되는 결과를 얻었다.

나아가, 통화선물이 현물환율의 수익률변동성을 증가시키는가 아니면 감소시키는가에 대해 연구하였다.²⁾ Clifton(1985)은 시카고(Chicago)의 국제통화시장(International Monetary Market : IMM)에 거래되고 있는 통화선물의 거래량과 현물환율 간에 높은 양의 상관관계가 있으며 선물거래량은 현물환율의 변동성을 증가시킨다고 하였다.

1) 선물시장과 현물시장의 관계에 대한 초기연구들은 S&P 500 지수선물이 도입된 이후에 활발하게 이루어졌다. 지수선물을 이용한 연구는 Kawaller, Koch, and Koch(1987), Lo and Mackinlay(1988), Stoll and Whaley(1990), Chan, Chan, and Karolyi(1991), Shyy, Vijayraghavan, and Scott-Quinn(1996), Zhong, Darrat, and Otero(2004) 등이 있고, 한국에서는 이필상·민준선(1997), 김술·김동석(2000), 오세경(2002) 등이 KOSPI 200 지수선물을 이용하여 연구하였다. 주가지수선물시장이 주가지수시장을 선행하여 정보력을 가지는 현상에 대해 거래비용, 레버리지효과, 유동성, 공매의 제한 등의 차이, 주식고유정보 보유 유무 등을 그 유인으로 보고 있다[Chu, Hsieh, and Tse(1999), Frino, Walter, and West(2000), 정재엽·서상구(1999)].

2) 주가지수선물을 사용한 논문 중 선물거래와 현물시장이 아무런 관련성이 없다는 주장도 있다[Edwards(1988), Choi and Subrahmanyam(1994)].

Chatrath, Ramchander, and Song(1996)은 시카고 선물거래소에서 거래되는 영국 파운드, 독일 마르크, 스위스 프랑, 캐나다 달러, 일본 엔에 대해서 통화선물거래량과 현물환율의 변동성간의 관계를 살펴보았다. Chatrath, Ramchander, and Song(1996)은 통화선물거래량의 증가가 다음날 현물환율의 조건부 변동성을 증가시킨다는 것을 발견하였다.

한편, Jochum and Kodres(1998)는 신흥개발국가의 통화선물시장[멕시코 페소, 브라질 레알, 헝가리 포린트(Hungarian Forint : HF)]을 대상으로 VAR(vector autoregression), SWARCH(N, q) 모형을 사용하여 분석하였다.³⁾ 분석결과, 멕시코 페소화의 경우 통화선물의 도입이 현물환율의 변동성을 감소시켰다.

국내논문은 김기홍(2001), 장원창(2002)의 연구가 있다. 김기홍(2001)은 선물시장의 거래량 증가가 현물환율의 변동성을 증가시키지 않는다고 하였다. 장원창(2002)은 일별 자료, 일중자료 모두 통화선물거래량의 증가가 현물환율의 변동성을 증가시킨다고 주장하였다.

기존 연구와 비교하여 본 연구의 차별성을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 한국의 통화선물 시장을 대상으로 가격에서 기능과 변동성 전이효과를 동시에 살펴보기 위해서 이변량 GARCH 오차수정(bivariate GARCH-error correction : BGARCH-EC) 모형을 사용한다. 강석규·김태혁(2005)은 오차수정항이 있는 VECM(vector error correction model)을 사용했지만 변동성을 고려하지 않았다. 변동성을 고려한 대부분의 기존 연구는 GARCH[Chatrath, Ramchander, and Song(1996), Sequeira, Chiat, and McAleer(2004)], SWARCH[Jochum and Kodres(1998)], AR-TARCH[김기홍(2001)] 모형 등을 사용하여 먼저 분산을 측정한 후에 측정한 분산을 변수로 한 VAR 모형 등을 추정하였다. 본 연구에서 사용하는 모형은 평균방정식과 분산방정식으로 나누어지는데, 평균방정식에서 오차수정항을 삽입함으로써 통화선물과 현물환율 사이의 장기균형관계를 고려한 가격에서 기능을 검증할 수 있을 뿐만 아니라, 분산방정식을 통해 변동성 전이효과도 검증할 수 있다.

둘째, 변동성에 비대칭성이 존재하는지 알아보기 위하여 Engle and Ng(1993)이 제시한 검정방법을 사용한다. 유리한 정보인가 아니면 불리한 정보인가에 따라 GARCH 모형에서 과대·과소 추정문제가 발생하기 때문에 비대칭성 유무를 파악하는 것이 필요하다. 통화선물수익률의 변동성에 존재할 수 있는 비대칭성을 조사한 연구는 아직 없다.

3) SWARCH(switching ARCH)는 조건부 분산과정에서 여러 개의 가능한 ARCH과정 중에서 지배적인 상태에 따라 결정되는 모형을 말한다. 여기에서 변동성의 예측값은 예측기간이 길어짐에 따라 현재의 상태에 종속하는 기준변동성(baseline volatility)으로 수렴하게 된다[김명직·장국현(1998)].

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장 서론에 이어, 제 II 장에서 연구자료를 설명하고 연구모형을 설정한다. 제 III 장에서 실증분석을 통해 통화선물이 가격예시 기능과 변동성 전이효과를 가지는지 여부를 알아본다. 제 IV 장에서 본 연구의 결과를 간단히 서술한다.

II. 연구방법론

1. 자료

본 연구는 2005년 3월 2일부터 2005년 5월 30일까지 현물환율, 통화선물가격과 통화선물거래량의 일중자료 각각 4,473개를 사용한다.⁴⁾ 현물환율과 통화선물의 거래시간인 오전 9:00에서 오후 3:00 사이 5분 단위로 자료를 추출하였다. 1분 단위의 자료에는 비동시거래의 영향이 내포될 가능성이 높으나 5분 단위의 자료를 사용하면 이 영향을 완화시킬 수 있다[정재엽·서상구(1999)]. 현물환율 자료는 하나증권에 의뢰하여 얻었고, 통화선물가격과 거래량은 한국증권선물거래소(KRX)에서 거래되는 원/달러 통화선물 자료를 사용하였다.⁵⁾

통화선물가격은 증가기준으로 최근월물을 사용하였다.⁶⁾ 만기일에 원/달러 통화선물의 거래시간은 오전 9:00에서 오전 11:30이다. 일반적으로 선물의 일중자료를 가지고 실증분석을 할 때, 만기일에 최근월물의 거래가 거의 이루어지지 않기 때문에 최근월물을 사용하지 않고 차근월물을 사용한다. 본 연구에서도 자료추출 결과, 만기일에 최근월물은 거래가 거의 이루어지지 않았기 때문에 차근월물을 사용하였다.

현물환율과 통화선물가격은 당기의 값을 전기의 값으로 나눈 다음 자연대수를 취하고, 이 수에 100을 곱한 값을 수익률로 하여 본 연구에 사용한다.⁷⁾ 수익률을 수식으로 정리하면 다음과 같다.

-
- 4) 일별자료를 사용할 경우 4000개 이상의 관측값을 얻기 위해서 15년 이상 자료를 수집, 정리하여야 한다. 일중자료는 짧은 기간이더라도 분석을 수행할 수 있는 관측값을 얻을 수 있다. Shyy, Vijayraghavan, and Scott-Quinn(1996)는 1개월, 이필상·민준선(1997)은 4개월, 오세경(2002)은 1분기, 4분기 각각 3개월씩 6개월 동안의 일중자료를 사용하여 분석하였다.
- 5) 본 연구에서 자료 찾기와 실증분석에 도움을 준 경북대학교 김상배 교수께 감사드린다.
- 6) 신민식·이준식(1997)은 선물시장에서 일반적으로 알려진 바로는 최근월 계약이 여러 계약들 가운데 가장 지배적 거래량이며, 만기가 도래함에 따라 거래자들의 관심은 최근월 계약에서 차근월 계약으로 이행한다고 하였다.
- 7) 선물은 초기투자 금액이 존재하지 않으므로 수익률이라는 용어 대신 가격의 변화율이라는 말을 사용해야 하나 편의상 수익률이라는 용어를 사용한다.

$$R_{s,t} = \left(\ln \frac{S_t}{S_{t-1}} \right) \times 100 \quad (1)$$

$$R_{f,t} = \left(\ln \frac{F_t}{F_{t-1}} \right) \times 100 \quad (2)$$

단, $R_{s,t}$, $R_{f,t}$: 현물환수익률, 통화선물수익률

S_t , S_{t-1} : 현물환율

F_t , F_{t-1} : 통화선물가격

2. 안정성 검정

본 연구는 통화선물수익률이 현물환수익률에 대해 가격예시 기능을 가지는지 여부를 조사한다. 회귀분석은 모든 변수들이 안정적임을 전제로 한다. 그러나 대부분 시계열변수가 불안정적이기 때문에, 시계열자료를 가지고 회귀분석을 할 경우 허구적 회귀(spurious regression)현상을 초래하게 되어 잘못된 결과를 낳을 수 있다[Granger and Newbold(1974), Phillips(1986)].

단위근 검정(unit root test)을 통해 두 시계열이 불안정적이라고 판별되었다라도 두 시계열의 선형결합함수가 안정적일 수 있다. 이러한 관계가 성립하는 경우 두 시계열 변수는 서로 공적분(cointegration) 관계에 있다고 말한다. 두 시계열 변수 간에 공적분 관계가 존재할 경우, 두 시계열은 장기적 균형관계를 가지게 되며 오차수정항이 삽입된 오차수정모형을 사용해야 정확한 분석이 가능하다.

3. 가격예시 기능에 대한 모형 설정

본 논문은 단위근 검정과 공적분 검정을 통해서 각 수준변수의 안정성, 시계열 자료의 특성, 장기적인 안정관계 등을 알아본다. 공적분 관계가 성립하면 오차수정항을 넣은 모형으로 변수간의 관계를 분석한다. 이 경우 통화선물의 가격예시 기능을 살펴볼 모형은 식 (3), 식 (4)과 같다.

$$R_{s,t} = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{1,2}R_{s,t-1} + \beta_{1,3}R_{f,t-1} + \beta_{1,4}VolDum_t + \varepsilon_{s,t} \quad (3)$$

$$R_{f,t} = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{2,2}R_{f,t-1} + \beta_{2,3}R_{s,t-1} + \beta_{2,4}VolDum_t + \varepsilon_{f,t} \quad (4)$$

단, $S_{t-1} - \delta F_{t-1}$: 오차수정항

$VolDum_t$: 통화선물거래량 더미변수

Zhong, Darrat, and Otero(2004)는 주가지수시장에서 선물이 가격예시 기능을 수행하는지 조사하면서, 단기예측가설과 장기예측가설을 제시하였다. 단기예측가설은 선물 가격의 변화가 현물가격의 일시적 변화를 예측할 수 있다는 것이다. 이 가설은 Granger 인과관계의 개념과 동일하며, 본 연구에서 단기예측가설이 적용되는 귀무가설은 $\beta_{1,3}=0$ 과 같다. $\beta_{1,3}=0$ 을 기각한다는 것은 통화선물수익률이 현물환수익률에 선행한다는 것이며, 통화선물수익률이 가격예시 기능을 수행하고 있다는 의미이다.

장기예측가설은 장기적으로 선물과 현물의 가격의 차이가 균형을 이루어 현물가격의 움직임을 예측하는 데 유의하다는 것이다. 본 연구에서 이 가설이 적용되는 귀무가설은 $\beta_{1,1}=0$ 과 같다. $\beta_{1,1}$ 은 장기균형에서 벗어나는 균형오차가 얼마나 빨리 균형관계로 접근하게 되는지를 나타내는 속도조정계수(speed adjustment coefficient)이다. $\beta_{1,1}=0$ 을 기각한다는 것은 통화선물수익률이 현물환수익률과 장기적인 균형관계를 가지며 이러한 균형관계가 현물환수익률을 예측하는데 유의하다는 것을 의미한다.

식(4)도 마찬가지로 단기예측가설과 장기예측가설을 적용하여 설명할 수 있다. $\beta_{2,3}=0$ 을 기각한다는 것은 현물환수익률이 통화선물수익률에 선행한다는 것을 의미하며, $\beta_{2,1}=0$ 을 기각한다는 것은 장기적인 균형관계를 가지며 이러한 균형관계가 통화선물수익률에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

본 연구는 통화선물거래량이 평균보다 크면 1의 값을, 적거나 같으면 0의 값을 가지는 더미변수(dummy variable)를 거래량의 대용변수로 사용한다.⁸⁾ 더미변수를 통해 평균을 초과하는 통화선물거래량이 수익률에 어떤 영향을 미치는지 파악할 수 있다. 거래량이 충분하지 않을 때 통화선물이 가격예시 기능을 수행하지 못할 가능성이 있다.⁹⁾ 더미변수의 계수인 $\beta_{1,4}$ 을 통해 그 가능성을 살펴본다. $\beta_{1,4}=0$ 을 기각한다는 것은 거래량이 현물환수익률에 영향을 주는 것이므로 분석 시 거래량을 고려해야 한다는 것으로 해석할 수 있다. 또한 $\beta_{1,4}$ 의 부호에 따라 거래량이 현물환수익률에 양의 영향을 미치는지, 음의 영향을 미치는지 파악할 수 있다. 식 (3)의 해석을 식 (4)에 적용하면 $\beta_{2,4}$ 로 거래량이 통화선물수익률에 어떤 영향을 주는지 살펴볼 수 있다.

8) GARCH류 모형에서 평균을 기준으로 하여 더미변수를 사용한 연구는 Kim, Kortian, and Sheen(2000)이 있다.

9) 거래량에 대한 자료를 논문에 포함시켜 부진한 거래로 인하여 발생할 수 있는 정보의 왜곡현상에 대해 언급하라는 심사자의 지적에 따라 통화선물거래량 더미변수를 사용하였다. 더미변수를 제외한 분석결과 본 연구의 결과와 다르지 않았다.

4. 변동성 전이효과에 대한 모형 설정

보통 시계열 자료를 분석하여 유익한 정보를 획득하는데 있어서 변동성을 정교하게 추정하고 예측하는 것은 매우 중요한 일이다. 이러한 변동성을 모형화 한 것에는 Engle(1982)의 자기회귀 조건부 이분산(autoregressive conditional heteroskedasticity: ARCH) 모형과 ARCH를 일반화 시킨 Bollerslev(1986)의 일반 자기회귀 조건부 이분산 (generalized ARCH: GARCH) 모형이 있다. ARCH 모형은 시계열 평균으로부터 일탈 되는 시계열 오차의 제곱들 간에 이루어지는 선형결합에 의하여 조건부 이분산이 생성 되고 있음을 정립한 모형으로 오차의 제곱들이 자기회귀(autoregressive : AR) 과정을 따른다. 오차의 제곱들과 과거의 조건부 이분산들을 선형적으로 결합시킨 모형이 GARCH 모형이며, GARCH 모형의 경우는 오차의 제곱들이 ARMA(autoregressive moving average) 과정을 따른다.

그러나 ARCH 모형과 GARCH 모형은 조건부 이분산의 값이 항상 정(+의 값을 갖게 하기 위하여 매개변수(parameter)에 일정한 제약조건을 가한다. 다시 말하면, 오차항의 값이 음수이든 양수이든 이 값의 자승으로 조건부 이분산에 영향을 미친다. 따라서 ARCH 모형 및 GARCH 모형은 유리한 정보에 의한 가격변동은 과대추정하고 불리한 정보에 대한 가격변동은 과소추정하는 문제를 갖게 된다.

이러한 문제를 진단하기 위하여 Engle and Ng(1993)이 제시한 검정방법을 사용한다. 이 검정방법은 부호편의검정(sign bias test), 음의 규모편의검정(negative size bias test), 양의 규모편의검정(positive size bias test) 등 세 가지로 이루어져 있으며, 이 방법을 사용하여 현물환수익률과 통화선물수익률의 변동성에 비대칭성이 있는지, 없는지를 검정할 수 있다. 비대칭성의 유무를 조사하기 위하여 식 (5)을 사용한다[Kim and In(2002), 모수원(2004)].

$$Z_t^2 = a + b_1 S_t^- + b_2 S_t^- \varepsilon_{t-1} + b_3 S_t^+ \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (5)$$

단, Z_t : 표준화된 잔차

S_t^- (S_t^+) : ε_{t-1} 이 음(양)이면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수

v_t : 백색잡음

식 (5)에서 부호편의 검정통계량, 음의 규모편의 검정통계량, 양의 규모편의 검정통계량은 각각 b_1 , b_2 , b_3 의 t-통계량이다. 부호편의와 규모편의의 결합검정(joint test)

은 $b_1 = b_2 = b_3 = 0$ 이다. 만약 검정을 통해 두 변수의 변동성에 비대칭성이 없다면, 본 연구에서 변동성 전이효과의 유무를 알아보기 위해 사용할 분산방정식은 식 (6)~식 (8)이 된다.

$$h_{s,t} = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1}h_{s,t-1} + \alpha_{1,2}\varepsilon_{s,t-1}^2 + \alpha_{1,3}\varepsilon_{f,t-1}^2 + \alpha_{1,4}VolDum_t \quad (6)$$

$$h_{f,t} = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1}h_{f,t-1} + \alpha_{2,2}\varepsilon_{f,t-1}^2 + \alpha_{2,3}\varepsilon_{s,t-1}^2 + \alpha_{2,4}VolDum_t \quad (7)$$

$$h_{s,f,t} = \rho_{1,2}(h_{s,t}h_{f,t})^{1/2} \quad (8)$$

단, $VolDum_t$: 통화선물거래량 더미변수

위에서 식 (6)과 식 (7)은 조건부 분산식이다. $\alpha_{1,3}$ 는 통화선물수익률에 기인하는 단기적 충격(innovations)이 현물환수익률의 조건부 분산에 영향을 미치는지를 보여준다. $\alpha_{1,3} = 0$ 을 기각한다는 것은 통화선물수익률이 현물환수익률에 대해 변동성 전이효과를 가진다는 것을 의미한다. 마찬가지로 $\alpha_{2,3} = 0$ 을 기각한다는 것은 현물환수익률에 기인하는 단기적 충격이 통화선물수익률의 조건부 분산에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

평균을 초과하는 통화선물거래량이 조건부 변동성에 미치는 영향도 함께 살펴본다. $\alpha_{1,4}$ 는 거래량이 현물환수익률의 조건부 분산에 어떤 영향을 미치는지 보여준다. 이 더미변수는 평균방정식과 같이 통화선물거래량이 평균보다 크면 1의 값을 가지며, 평균보다 적거나 같으면 0의 값을 가진다. 식 (6)의 해석을 식 (7)에 동일하게 적용할 수 있다. $\alpha_{2,4}$ 는 거래량이 통화선물수익률의 조건부 분산에 미치는 영향을 보여준다.

식 (8)은 공분산식이다. 본 연구에서 공분산은 시간에 대해 일정하다고 가정한다. 식 (3)~식 (4), 식 (6)~식 (8)을 MLE(maximum likelihood estimator)로 추정한다. 추정 시 최우추정값을 극대화하기 위해 BFGS(Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) 알고리즘을 사용한다.¹⁰⁾

10) 분석 시 자료가 정규분포를 따르지 않는 문제를 해결하는 방법은 준최우추정법(quasi-maximum likelihood estimation)을 사용하는 것이다. 본 연구의 분석도구인 RATS 5.04에서 BFGS 알고리즘과 함께 Robusterrors 옵션을 사용함으로써 준최우추정법으로 추정하는 것과 같은 효과를 내었다[RATS(version 5) User's Guide 참조].

Ⅲ. 실증분석

1. 기초통계량

본 연구의 변수인 현물환수익률, 통화선물수익률, 통화선물거래량에 대한 기초통계량은 <표 1>에 정리되어 있다. <표 1>을 보면, 평균은 현물환수익률이 통화선물수익률보다 조금 높다. 표준편차는 현물환수익률이 통화선물수익률보다 조금 높게 나타나 현물환시장이 통화선물시장보다 다소 변동적이라고 말할 수 있다.

분포의 비대칭성을 측정하는 왜도(skewness)의 경우, 현물환수익률과 통화선물수익률이 모두 양의 값을 보여 분포가 오른쪽으로 치우쳐 있다는 것을 알 수 있다. 분포의 밀집도를 나타내는 첨도(kurtosis)의 경우, 0보다 훨씬 큰 값을 가져 정규분포보다 뾰족한(leptokurtic) 분포를 취하고 있다.¹¹⁾

<표 1> 기초통계량

통계량	$R_{s,t}$	$R_{f,t}$	Vol
평균	7.555E-05	6.886E-05	20.304
표준편차	0.044	0.043	60.340
왜도	1.475	1.017	8.584
첨도	47.301	44.659	103.817
Jarque-Bera	418,528** (0.000)	372,392** (0.000)	2,062,283** (0.000)
LB(10)	8.982 (0.534)	13.398 (0.202)	113.261** (0.000)
LB ² (10)	79.331** (0.000)	65.810** (0.000)	213.735** (0.000)

- 주) 1. Vol은 통화선물거래량임.
 2. *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 p 값임.
 3. Jarque-Bera는 정규성을 검증하는 통계량으로 자유도 2인 χ^2 분포를 따름.
 4. LB(n)[LB²(n)]은 자기 상관을 검증하는 n차 Ljung-Box Q[Q²]통계량임. 자유도 n에 χ^2 분포를 따름.

Jarque-Bera 통계량은 현물환수익률과 통화선물수익률이 정규성을 따른다는 귀무가설을 모두 기각하였다.¹²⁾ Ljung-Box Q 통계량은 수익률의 경우 모두 유의하지 않아

11) 일반적으로 정규분포는 첨도가 3이지만, 본 연구에서 사용한 첨도는 초과첨도(excess kurtosis)로 정규분포일 때 첨도가 0이다.

12) Jarque-Bera 통계량은 다음과 같다.

현물환수익률과 통화선물수익률은 시계열 자기상관이 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다.¹³⁾ 거래량은 LB(10) 값이 유의하여 시계열 자기상관이 존재하는 것으로 판단된다. Ljung-Box Q^2 통계량은 두 수익률에서 시계열 자기상관이 존재하는 것으로 나왔다. 이것은 현물환수익률과 통화선물수익률에 조건부 이분산이 존재할 가능성을 보여주는 것이다. 거래량에도 시계열 자기상관이 존재하였다.

2. 안정성 및 비대칭성 검정결과

<표 2>의 패널 A는 수준변수인 현물환율과 통화선물가격, 수익률변수인 현물환수익률과 통화선물수익률, 그리고 통화선물거래량 더미변수의 단위근 검정결과이다.¹⁴⁾ 수준변수의 단위근 검정결과를 보면 ADF 검정을 사용할 경우, 현물환율과 통화선물가격은 계수값이 -0.002, -0.002로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. PP 검정을 사용해도 ADF 검정과 마찬가지로 단위근이 존재하는 것으로 나왔다. 그러므로 현물환율과 통화선물가격은 단위근이 있어 불안정적인 시계열임을 알 수 있다.

그러나 수익률변수인 현물환수익률과 통화선물수익률의 단위근 검정 결과, ADF 검정에서 -1.008와 -0.987로, PP 검정에서 -0.999와 -0.973으로 모두 단위근이 존재하지 않고 안정적인 시계열임을 보여주고 있다. 통화선물거래량 더미변수도 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재하지 않는 시계열임을 알 수 있다. 그러므로 본 연구의 모형에 사용되는 변수는 두 개의 수익률변수와 더미변수 세 가지이다. 시계열의 공적분 관계를 확인하기 위해서 시계열이 같은 차수로 적분되어 있어야 한다. 그러므로 한번 차분 후 안정적인 현물환율과 통화선물가격 시계열을 가지고 공적분 관계가 존재하는지 살펴볼 수 있다.

$$Jarque - Bera = \frac{N-k}{6} (S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2)$$

단, N: 관측수, k: 설명변수의 수, S: 왜도, K: 첨도

이 통계량은 한 시계열의 왜도와 첨도를 정규분포의 왜도와 첨도와 비교하여 측정한다.

13) Ljung-Box Q 통계량은 다음과 같다.

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{T-j}$$

단, r_j : j번째 자기상관값, T: 관측수

14) 시차는 AIC(Akaike information criterion)와 SC(Schwartz criterion)를 이용하여 결정한다.

$$AIC = -2ll/T + 2k/T$$

$$SC = -2ll/T + (k \log T)/T$$

두 가지 기준으로 측정하여 값이 가장 작은 시차를 사용한다. 추세와 상수를 모두 제외한 경우와 추세만 제외한 경우 ADF와 PP 검정결과와 추세와 상수를 포함한 경우의 결과와 다르지 않았다.

<표 2> 안정성 검정결과

패널 A : 단위근 검정

변수	검정방법	
	ADF	PP
S	-0.002 (-2.324)	-0.002 (-2.332)
F	-0.002 (-2.314)	-0.002 (-2.293)
R_s	-1.008** (-47.681)	-0.999** (-66.841)
R_f	-0.987** (-47.283)	-0.973** (-65.132)
VolDum	-0.767** (-39.572)	-0.846** (-57.168)

패널 B : 공적분 검정

가설	고유근	λ_{trace}	λ_{max}
$r = 0$	0.146	710.005**	704.645**
$r \leq 1$	0.001	5.360	5.360

주) 1. *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 t 통계량임.

2. ADF 검정의 귀무가설은 $\theta = 0$ 임. PP 검정의 귀무가설은 $a_1 = 0$ 임.

$$\text{ADF 검정식 : } \Delta y_t = a_0 + \theta y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{PP 검정식 : } y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 (t - T/2) + \mu_t$$

3. 단위근검정시 가설기각여부를 확인하기 위해서 Mackinnon 임계값을 사용함. 10%, 5%, 1% 임계값은 -3.128, -3.413, -3.966임.

4. r 는 공적분벡터수를 의미함.

5. λ_{trace} , λ_{max} 의 임계값은 Osterwald-Lenum(1992)의 연구결과를 사용함. 귀무가설이 $r = 0$ 일 경우, λ_{trace} , λ_{max} 의 5% 임계값은 25.32, 18.16이고 1% 임계값은 30.45, 23.65임. 귀무가설이 $r \leq 1$ 일 경우, 5% 임계값은 12.25, 1% 임계값은 16.26으로 λ_{trace} , λ_{max} 는 동일함.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

<표 2>의 패널 B는 현물환율과 통화선물가격의 공적분 관계를 살펴보기 위하여 실시한 Johansen 공적분 검정결과이다.¹⁵⁾ 공적분벡터(cointegrating vector)수가 한 개도 없다는 가설 $r = 0$ 은 1% 유의수준에서 기각되었다. 공적분벡터수가 적어도 한 개 존재한다는 가설 $r \leq 1$ 은 5% 유의수준에서 기각되지 않았다. 즉 현물환율과 통화선물 가격 두 시계열 사이에 1개의 장기균형관계가 존재하는 것으로 볼 수 있다. 고유근

15) 단위근 검정과 같은 방법을 사용하여 시차를 결정하였고, 추세와 상수를 제외한 경우의 공적분 검정 결과는 추세와 상수를 포함한 검정결과와 다르지 않았다.

(eigenvalue)은 $r = 0$ 일 때 0.146이고, $r \leq 1$ 일 때 0.001이다. 공적분 검정 결과를 바탕으로 평균방정식에 공적분식을 넣은 모형을 사용하여 통화선물수익률과 현물환수익률의 관계를 분석한다.

<표 3>는 변동성의 비대칭성에 대한 검정 결과이다. 두 수익률 모두 GARCH(1,1) 모형에서 변동성의 비대칭성이 보이지 않았다. 이 결과는 변동성에 비대칭성을 고려한 EGARCH 모형이나 GJR-GARCH 모형 등 복잡한 모형을 사용하지 않고 GARCH 모형을 사용하더라도 변동성을 정확하게 측정할 수 있음을 보여주는 것이다. 그러므로 본 연구는 변동성을 측정하기 위해서 변동성의 비대칭성을 고려하지 않은 GARCH 모형을 사용한다.

<표 3> 변동성의 비대칭성에 대한 검정

종속변수	모형	부호 편의검정	음의 규모 편의검정	양의 규모 편의검정	결합 검정	우도값
R_s	GARCH(1,1)	0.169 (0.681)	0.002 (0.963)	0.198 (0.656)	0.216 (0.886)	12,348
R_f	GARCH(1,1)	1.845 (0.174)	0.090 (0.764)	1.195 (0.274)	0.907 (0.437)	12,539

주) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 p 값임.

3. 모형의 추정 및 검정결과

1) 가격예시 기능에 대한 모형의 추정 및 검정결과

<표 4>의 패널 A는 BGARCH-EC 모형의 분석결과를 보여준다.¹⁶⁾ 먼저 평균방정식의 분석결과를 살펴보면, 식 (3)에서 $\beta_{1,3}$ 의 값이 0.303으로 1% 수준에서 유의하여 $\beta_{1,3} = 0$ 이 기각되었다. 이것은 통화선물수익률의 증가가 5분 후 현물환수익률을 증가시킨다는 결과로 통화선물수익률이 현물환수익률을 선행한다는 것으로 해석할 수 있다. 그러므로 한국증권선물거래소에서 거래되고 있는 원/달러 통화선물이 현물환율에 대하여 가격예시 기능을 수행하고 있다고 말할 수 있다. 이것은 Ng(1987), 강석규·김태혁(2005)의 연구와 일치하는 결과이다. 완전시장에서는 미래가격에 대한 예측이 불가능하므로 선·후행관계가 존재하지 않는다. 만약 존재한다면 시장이 불완전하다는 의

16) 거래량을 고려하지 않은 BGARCH-EC 모형도 추정해 보았다. 가격예시 기능, 변동성 전이효과를 확인할 수 있는 계수값과 로그 우도비율을 비교한 결과, 거래량을 고려한 모형이 거래량을 고려하지 않은 모형보다 더 우월한 모형임을 확인할 수 있었다.

미이다. 본 연구에 의하면, 현물환수익률과 통화선물수익률 사이에 선·후행관계가 존재하므로 시장이 불완전한 요소를 가지고 있다고 말할 수 있다. 반면 $\beta_{2,3}$ 의 값은 0.031로 유의하지 않게 나와 $\beta_{2,3}=0$ 이 채택되었다. 이것은 현물환수익률이 통화선물 수익률에 영향을 미치지 못한다는 것이다.

<표 4> 추정결과

패널 A : 모형의 추정

종속변수 : $R_{s,t}$			종속변수 : $R_{f,t}$		
구분	계수값	표준오차	구분	계수값	표준오차
$\beta_{1,0}$	-0.000	0.000	$\beta_{2,0}$	-0.000	0.000
$\beta_{1,1}$	-19.211**	3.465	$\beta_{2,1}$	5.749	3.569
$\beta_{1,2}$	-0.272**	0.057	$\beta_{2,2}$	-0.025	0.069
$\beta_{1,3}$	0.303**	0.065	$\beta_{2,3}$	0.031	0.059
$\beta_{1,4}$	0.000	0.002	$\beta_{2,4}$	-0.001	0.002
$\alpha_{1,0}$	0.000**	0.000	$\alpha_{2,0}$	0.000**	0.000
$\alpha_{1,1}$	0.184	0.133	$\alpha_{2,1}$	0.192	0.158
$\alpha_{1,2}$	0.150**	0.050	$\alpha_{2,2}$	0.261**	0.040
$\alpha_{1,3}$	0.286**	0.027	$\alpha_{2,3}$	0.142**	0.053
$\alpha_{1,4}$	0.002**	0.000	$\alpha_{2,4}$	0.002**	0.000
$\rho_{1,2}$	0.874**	0.005			
LB(10)	14.866(0.137)		LB(10)	14.419(0.155)	
LB ² (10)	0.477(0.999)		LB ² (10)	0.886(0.999)	
log-likelihood ratio : 29,084					

패널 B : 표준잔차의 검정

변수	부호편의검정	음의 규모편의검정	양의 규모편의검정	결합검정
현물환수익률	2.271(0.132)	0.349(0.555)	0.196(0.658)	0.767(0.512)
통화선물수익률	0.174(0.677)	0.074(0.786)	0.055(0.814)	0.122(0.947)

주) 1. 평균방정식 :

$$R_{s,t} = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{1,2}R_{s,t-1} + \beta_{1,3}R_{f,t-1} + \beta_{1,4}VolDum_t + \epsilon_{s,t}$$

$$R_{f,t} = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{2,2}R_{f,t-1} + \beta_{2,3}R_{s,t-1} + \beta_{2,4}VolDum_t + \epsilon_{f,t}$$

단, $S_{t-1} - \delta F_{t-1}$: 오차수정항

$VolDum_t$: 통화선물거래량 더미변수

2. 분산방정식 :

$$h_{s,t} = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1}h_{s,t-1} + \alpha_{1,2}\epsilon_{s,t-1}^2 + \alpha_{1,3}\epsilon_{f,t-1}^2 + \alpha_{1,4}VolDum_t$$

$$h_{f,t} = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1}h_{f,t-1} + \alpha_{2,2}\epsilon_{f,t-1}^2 + \alpha_{2,3}\epsilon_{s,t-1}^2 + \alpha_{2,4}VolDum_t$$

$$h_{s,f,t} = \rho_{1,2}(h_{s,t}h_{f,t})^{1/2}$$

단, $VolDum_t$: 통화선물거래량 더미변수

3. 표준오차는 Newey & West(1987) 방법을 사용한 이분산 조정된 오차 (heteroskedasticity adjusted error)임.

4. *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 p 값임.

오차수정항의 계수인 $\beta_{1,1}$ 의 값은 -19.211로 1% 수준에서 유의하여 $\beta_{1,1}=0$ 이 기각되었다. 이것은 통화선물수익률과 현물환수익률 간에 장기적인 균형이 존재한다는 것이며, 이러한 균형관계가 현물환수익률을 예측하는데 유의하다는 것을 의미한다. 반면 $\beta_{2,1}$ 의 값은 5.749로 유의하지 않게 나와 $\beta_{2,1}=0$ 이 채택되었다. 경제변수 간의 균형관계는 장기적인 균형상태에서 성립하고 시계열 자료에 과거의 균형오차를 부분적으로 수정하는 행동양식이 포함되어 있다는 관점에서 본다면, 평균방정식에서 사용한 오차수정모형이 적합하다고 할 수 있다.

통화선물거래량 더미변수는 수익률에 대해 모두 유의한 결과가 나오지 않았다. 이는 평균을 초과하는 통화선물거래량이 통화선물수익률과 현물환수익률에 아무런 영향을 미치지 못함을 의미한다.

2) 변동성 전이효과에 대한 모형의 추정 및 검정결과

분산방정식의 분석결과, $\alpha_{1,3}$ 는 0.286으로 1% 수준에서 유의하여 통화선물수익률의 단기적 충격이 현물환수익률의 변동성에 양의 영향을 미치는 것으로 드러났다. 이는 Chatrath and Song(1998)의 연구와 일치하는 것으로 한국의 외환시장에서 통화선물시장으로부터 현물환시장으로 변동성 전이가 이루어지고 있으며, 통화선물의 거래로 인해 현물환수익률의 변동성이 증가된다는 것을 의미한다. 흥미롭게도 $\alpha_{2,3}$ 가 0.142로 1% 수준에서 유의하여 현물환수익률의 단기적 충격도 통화선물수익률의 변동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

$\alpha_{1,2}$ 과 $\alpha_{2,2}$ 은 각각 0.150과 0.261로 1% 수준에서 유의하여 현물환수익률과 통화선물수익률에 ARCH 효과가 존재하는 것을 알 수 있었다. 이것은 두 수익률의 조건부 분산에 이분산성이 존재하여 오차의 실현된 과거 값에 따라 조건부 분산이 항상 변할 수 있다는 것이다.

평균방정식의 결과와 달리, 두 수익률변동성의 조건부 분산의 경우 모두 0.002로 1% 수준에서 유의하여 평균을 초과하는 통화선물거래량이 두 조건부 분산에 미약한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

표준잔차와 표준잔차 제곱의 Ljung-Box $Q(Q^2)$ 통계량은 종속변수가 현물환수익률인 경우 14.866[0.477], 통화선물수익률인 경우 14.419[0.886]로 모두 유의하지 않아 표준잔차와 표준잔차 제곱에 시계열 자기상관이 존재하지 않았다. 이것은 본 연구에서 사용한 모형이 적합하다는 것을 의미한다. <표 4>의 패널 B는 표준잔차의 비대칭성을

검정한 결과이다. 부호편의검정, 음의 규모편의검정, 양의 규모편의검정, 결합검정 모두 유의하게 나오지 않아 각 수익률 표준잔차에 비대칭성이 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다. 이것은 본 연구에서 사용한 자료는 비대칭성을 고려할 필요가 없어 GARCH 모형으로 분석이 가능하다는 것을 말해준다.

IV. 결 론

본 논문은 2005년 3월 2일부터 2005년 5월 30일까지 현물환율, 통화선물가격과 통화선물거래량의 일중자료 각각 4,473개를 사용하여 원/달러 통화선물이 가격에서 기능과 변동성 전이효과를 가지는지 연구하였다. 자료의 안정성을 파악하기 위해 단위근 검정과 공적분 검정이 이루어졌다. 단위근 검정결과, 수준변수인 현물환율과 통화선물가격에 단위근이 있어 불안정한 시계열임을 알 수 있었다. 그러나 현물환수익률, 통화선물수익률, 통화선물거래량은 단위근이 없어 안정적인 시계열이었다. 또한 현물환율과 통화선물가격 간에 공적분 관계가 있었기 때문에 분석모형에 오차수정항을 삽입하여 사용하였다. 나아가, 현물환수익률과 통화선물수익률의 변동성에 비대칭성이 존재하지 않았다. 그러므로 분석을 위해 이변량 GARCH 오차수정(BGARCH-EC) 모형을 사용하였다.

평균방정식 분석결과, 통화선물수익률의 증가가 5분 후 현물환수익률을 증가시켰다. 이 결과는 통화선물수익률이 현물환수익률을 선행한다는 기존의 연구를 지지하는 것이다. 그러므로 한국증권선물거래소에서 거래되고 있는 원/달러 통화선물이 현물환율에 대하여 가격에서 기능을 수행하고 있다고 하겠다. 또한 두 수익률이 이루는 장기적인 균형관계가 현물환수익률을 예측하는 데 도움이 될 수 있다. 통화선물거래량 더미변수는 통화선물수익률과 현물환수익률에 아무런 영향을 미치지 못했다.

분산방정식의 분석결과, 통화선물수익률에 기인하는 단기적 충격이 현물환수익률 조건부 분산에 양의 영향을 미치는 것으로 드러났다. 이 결과는 통화선물수익률이 현물환수익률에 대해서 변동성 전이효과를 가지며, 통화선물의 거래로 인해 현물환수익률의 변동성이 증가된다는 것을 뜻한다. 통화선물거래량 더미변수는 모두 두 조건부 분산에 양의 영향을 미치는 것으로 나타나, 평균을 초과하는 통화선물거래량일 때 두 수익률변동성은 증가함을 알 수 있었다.

참 고 문 헌

- 강석규·김태혁, “한국 통화선물시장의 불편기대가설과 가격발견성과”, 증권학회지, 제34권, 2005, 1-28.
- 김기홍, “통화선물 거래의 도입이 국내외환시장에 미치는 영향”, 선물시장리뷰, 제29호, 2001, 3-24.
- 김명직·장국현, 금융시계열분석, 경문사, 제2판, 2003.
- 김솔·김동석, “주가지수선물과 주가지수의 가격발견기능에 관한 실증연구 : 공적분과 오차수정모형”, 선물연구, 제7권, 2000, 87-115.
- 모수원, “유가 변동성모형 선정”, 산업경제연구, 제17권, 2004, 427-438.
- 신민식·이준식, “금리선물의 가격발견기능에 대한 실증적 검증”, 재무관리연구, 제14권, 1997, 205-228.
- 오세경, “한국 주가지수 현물시장과 주가지수 선물시장간의 일중변동성에 관한 실증분석”, 선물연구, 제10권, 2002, 55-80.
- 이필상·민준선, “주가지수선물 수익률과 현물 수익률간의 일중 관계에 관한 연구”, 재무관리연구, 제14권, 1997, 141-169.
- 장원창, 「통화선물거래가 현물환 가격변동성에 미치는 영향력 분석」, 한국금융연구원, 2002.
- 정재엽·서상구, “주가지수선물시장과 현물시장간의 동적관련성에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제16권, 1999, 337-364.
- Abhyankar, A. H., “Return and volatility dynamics in the FT-SE 100 stock index and stock index futures markets,” *Journal of Futures Markets*, 15, (1995), 485-488.
- Bollerslev, T., “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 307-327.
- Chan, K., K. C. Chan, and A. Karolyi, “Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets,” *Review of Financial Studies*, 4, (1991), 657-684.
- Chatrath, A. and F. Song, “Information and volatility in futures and spot markets : the case of the Japanese Yen,” *Journal of Futures Markets*, 18, (1998), 201-223.
- Chatrath, A., S. Ramchander, and F. Song, “The role of futures trading activity in exchange rate volatility,” *Journal of Futures Markets*, 16, (1996), 561-584.

- Choi, H. and A. Subrahmanyam, "Using intraday data to test for effects of index futures on the underlying stock markets," *Journal of Futures Markets*, 14, (1994), 293-322.
- Chu, Q. C., W. G. Hsieh, and Y. Tse, "Price discovery on the S&P 500 index markets: an analysis of spot index, index futures, and SPDRs," *International Review of Financial Analysis*, 8, (1999), 21-34.
- Clifton, E., "The currency futures market and interbank foreign exchange trading," *Journal of Futures Markets*, 5, (1985), 375-384.
- Edwards, F. R., "Futures trading and cash market volatility: stock index and interest rate futures," *Journal of Futures Markets*, 8, (1988), 421-439.
- Engle, R. F., "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation," *Econometrica*, 50, (1982), 987-1008.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and error correction : representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55, (1987), 251 -276.
- Engle, R. F. and V. K. Ng, "Measuring and testing the impact of news on volatility," *Journal of Finance*, 48, (1993), 1749-1778.
- Frino, A., T. Walter, and A. West, "The lead-lag relationship between equities and stock index futures markets around information releases," *Journal of Futures Markets*, 20, (2000), 467-487.
- Granger, C. W. J., "Investigation causal relations by econometric models and cross spectral method," *Econometrica*, 37, (1969), 424-438.
- Granger, C. W. J. and W. K. Newbold, "Spurious regressions in economics," *Journal of Econometrics*, 2, (1974), 111-120.
- Jochum, C. and L. Kodres, "Does the introduction of futures on emerging market currencies destabilize the underlying currencies?," *IMF Staff Papers*, 45, (1998), 486-521.
- Kawaller, J. P., P. Koch, and T. Koch, "The temporal price relationship between S&P 500 futures and S&P 500 index," *Journal of Finance*, 42, (1987), 1309-1329.
- Kim, S. and F. In, "The influence of foreign stock markets and macro- economic news announcements on Australian financial markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, 10, (2002), 571-582.

- Kim, S. J., T. Kortian, and J. Sheen, "Central bank intervention and exchange rate volatility-Australian evidence," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10, (2000), 381-405.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay, "Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test," *Review of Financial Studies*, 1, (1988), 41-66.
- Newey, W. K. and K. D. West, "A simple, positive definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica*, 55, (1987), 703-708.
- Ng, N., "Detecting spot price forecasts in futures pricing using causality tests," *Review of Futures Markets*, 6, (1987), 250-267.
- Osterwald-Lenum, M., "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, (1992), 461-472.
- Phillips, P. C. B., "Understanding spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics*, 33, (1986), 311-340.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, 75, (1988), 335-346.
- Sequeira, J. M., P. C. Chiat, and M. McAleer, "Volatility models of currency futures in developed and emerging markets," *Mathematics and Computers in Simulation*, 64, (2004), 79-93.
- Shyy, G., V. Vijayraghavan, and B. Scott-Quinn, "A further investigation of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market with the use of bid/ask quotes: the case of France," *Journal of Futures Markets*, 16, (1996), 405-420.
- 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.
- Zhong, M., A. F. Darrat, and R. Otero, "Price discovery and volatility spillovers in index futures markets: some evidence from Mexico," *Journal of Banking and Finance*, 28, (2004), 3037-3054.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT

Volume 23, Number 1, June 2006

The Price Discovery and Volatility Spillover of Won/Dollar Futures

Seokchin Kim* · Young Ho Do**

〈abstract〉

This study examines whether won/dollar futures have price discovery function and volatility spillover effect or not, using intraday won/dollar futures prices, volumes, and spot rates for the interval from March 2, 2005 through May 30, 2005. Futures prices and spot rates are non-stationary, but there is the cointegration relationship between two time series. Futures returns, spot returns, and volumes are stationary. Asymmetric effects on volatility in futures returns and spot returns does not exist.

Analytical results of mean equations of the BGARCH-EC (bivariate GARCH-error correction) model show that the increase of futures returns raise spot returns after 5 minutes, which implies that futures returns lead spot returns and won/dollar futures have price discovery function. In addition, the long-run equilibrium relationship between the two returns could help forecast spot returns. Analytical results of variance equations indicate that short-run innovations in the futures market positively affect the conditional variances of spot returns, that is, there is the volatility spillover effect in the won/dollar futures market. A dummy variable of volumes does not have an effect on two returns but influences significantly on two conditional variances.

Keywords : Won/Dollar Futures, Price Discovery Function, Volatility Spillover Effect, Error Correction Term, Bivariate GARCH

* Professor, Kyungpook National University

** Ph. D. Candidate, Kyungpook National University