

이변량 GJR-GARCH모형을 이용한 국제통화선물시장과 통화현물시장간의 비대칭적 인과관계 및 시장효율성 비교분석에 관한 연구*

홍정효**

<요 약>

본 연구는 영국 파운드, 캐나다 달러, 호주달러, 원달러 및 브라질 레알화 통화선물시장과 현물시장 수익률사이의 선도-지연관계, 변동성의 비대칭적 인과관계 및 시장효율성을 비교분석하였다. 각 통화 현·선물시장 수익률간의 선도 지연관계 분석을 위하여 VAR(vector auto regressive)모형에 기초를 둔 Granger 인과관계분석을 실시하였으며 변동성의 비대칭적인 정보전달메커니즘 분석은 시간변동 MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M모형을 도입하였다. 주요 실증분석결과는 다음과 같다.

첫째, Granger 인과관계분석결과 각 통화선물 및 현물시장사이에는 피드백적인 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 각 통화선물시장의 현물시장에 대한 가격발견기능이 통화현물시장의 선물시장에 대한 영향력보다 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다.

둘째, MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M모형을 추정한 결과, 각국 통화 현·선물시장사이에는 피드백적인 조건부평균이전효과(conditional mean spillovers)가 강하게 존재하는 것으로 나타났으며 전반적으로 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 강한 것으로 나타났다.

셋째, 변동성의 비대칭적인 전이효과를 분석한 결과, 각국 모두 통화 선물시장에서 현물시장으로의 비대칭적인 변동성이전효과가 강하게 존재하고 있으며 통화현물시장에서 선물시장으로는 호주달러현물시장을 제외하고 나머지 시장에서는 정보의 비대칭적특성이 존재하는 것으로 나타났다.

이러한 각국 통화선물시장과 현물시장사이의 대칭적·비대칭적 정보이전효과로부터 통화 선물시장이 현물시장에 대한 가격발견기능이 지배적이며 각 통화 현·선물시장은 정보에 비효율적인 시장임을 추론해 볼 수 있다. 이는 주식시장을 연구한 Stoll and Whaley(1990), Abhyankar(1995), Brooks et al.(2001) 등의 연구와 일맥상통하는 것으로 나타났다.

주제어 : 국제통화 현·선물시장, 선도-지연, GJR-GARCH, 인과관계, 시장효율성

논문접수일 : 2010년 08월 31일 논문최종수정일 : 2010년 03월 11일 게재확정일 : 2010년 01월 11일

* 본 연구의 질적 제고를 위하여 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 분 심사위원님, 편집위원장님께 깊이 감사드립니다. 이 논문은 2008년도 정부재원(교육인적자원부 학술연구조성사업비)으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 연구되었음 (KRF-2008-327-B00263).

** 경남대학교 경영학부 교수, E-mail : hong0312@kyungnam.ac.kr

I. 서론

선물시장의 주요한 기능중의 하나는 시장에서 발생한 정보를 먼저 획득한 정보획득자(informed traders)로부터 정보를 나중에 획득하게 되는 정보비획득자(uninformed traders)로의 정보전달이 가능하게 하는 가격발견기능(price discovery)에 있다[Black(1976)].

일반적으로 자본시장에서 발생한 과거, 현재 또는 미래에 대한 이용가능한 모든 정보가 실시간으로 자본자산가격결정에 완전히 반영되는 것으로 가정하는 효율적 자본시장(efficient capital market)하에서는 선물시장과 현물시장은 새로운 정보를 동시에 가격결정에 반영시키므로 한쪽시장에서 다른 시장으로의 선도-지연관계는 발생하지 않게 된다. 그러나 현실적으로 각 국의 자본시장에는 거래비용, 거래세 및 각 자본시장의 가격결정체계를 포함하는 시장미시적인 제도의 차이로 인하여 선물시장과 현물시장 사이에는 선도-지연관계가 발생하고 있음을 기존 연구들은 제시해 왔다.

이러한 선물시장과 현물시장의 선도-지연관계에 관한 기존연구는 주로 주가지수선물시장(stock index futures market)과 현물시장 중심으로 이루어져왔다. 먼저 미국 주가지수선물과 현물시장 수익률을 이용한 해외 선행연구 중에서 Herbst et al.(1987)은 벨류라인(Value Line)과 S&P500지수 현·선물시장을 분석한 결과 선물가격은 해당 현물가격을 선도하고 있으나 현물가격은 일분이내에 조정되므로 선도-지연관계를 이용한 이득추구는 어렵다는 것을 제시하였다.

Kawaller et al.(1987)은 1984년부터 1985년까지 S&P500 지수 현·선물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선도하고 있음을 제시하였다. 새로운 정보가 시장에 도달하였을 경우 선물시장과 현물시장은 동 정보를 선물과 현물가격에 반영시키지만 선물시장이 현물시장보다 더 빠르게 반응하고 있음을 주장하였다. 그들은 이러한 현상은 현물시장에서 발생하는 시장미시구조적인 비동시거래(infrequent trading)문제로 인하여 발생한다고 주장하였다. Stoll and Whaley(1990)도 S&P500과 MMI지수 현·선물시장에 대한 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선행하는 것으로 제시하였으며 이는 현물시장에서 발생하는 비동시거래 문제에서 기인하는 것으로 주장하였다.

가격변화량(price change) 또는 수익률(returns)을 이용한 지수선물시장과 현물시장사이의 선도-지연관계에 관한 연구 외에도 ARCH 또는 GARCH류 모형을 이용하여 현·선물시장 변동성(volatility)사이의 선도-지연관계를 분석한 연구들도 있다. Kawaller et al.(1990)은 가격변화량을 이용한 실증분석결과와는 달리 변동성을 이용하는 경우 체계적

이며 일관성 있는 선도-지연관계가 존재하고 있지 않음을 주장하였다. 그러나 Chan et al.(1991)은 지수선물시장 또는 현물시장에서 발생한 가격변동정보는 다른 시장의 변동성에 영향을 미치고 있으며 수익률을 이용하는 경우 현·선물시장사이의 선도-지연관계는 한 방향(unilateral)으로 나타났으나 변동성을 이용하는 경우 양방향적인 선도-지연관계가 존재하고 있음을 제시하였다. Chan and Chung(1993)도 MMI(major market index)의 현·선물시장의 변동성을 이용한 실증 분석결과 양방향적인 변동성 전이효과가 존재하고 있음을 제시하였다. Fleming et al.(1996)은 S&P100지수 선물, 옵션 및 현물시장사이의 선도 지연관계를 분석한 결과 지수선물은 옵션을 선도하고, 지수 옵션은 현물시장을 선도하고 있음을 제시하고 이러한 결과는 거래비용의 차이에서 기인한다고 주장하였다. 이러한 미국 주가지수 현·선물시장사이의 선도 지연은 대체적으로 선물시장이 현물시장을 선도하고 있으며 이러한 원인으로서는 현물시장에서 나타나는 비동시거래문제, 거래비용 등에서 기인하는 것으로 제시되고 있다.

미국시장 외에도 Abhyankar(1995)는 영국 FTSE100지수 현·선물시장의 수익률과 변동성을 이용한 선도-지연관계를 분석한 결과 변동성이 높은 기간 동안에는 선물시장이 현물시장을 선도하고 있음을 제시하였다. Wahab and Lashgari(1993)는 1988년 1월부터 1992년 5월까지 일별자료를 이용하여 FTSE100지수와 S&P500지수선물사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 두 시장의 현물과 선물시장사이에는 약한 양방향적인 인과관계가 존재하고 있음을 주장하였다. Brooks et al.(2001)은 1996년 6월부터 1997년까지 FTSE100지수 현·선물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 전기의 선물가격이 현물시장에 가격발견기능을 하고 있음을 제시하였다. Gwilym and Buckle(2001)은 FTSE100지수 현물, 선물 및 옵션시장사이의 선도 지연관계를 분석한 결과 지수선물과 옵션시장이 현물시장을 선도하고 있으며, 또한 콜옵션시장이 지수선물과 풋옵션시장에 대한 가격발견기능을 가지고 있음을 제시하였다. 이러한 영국 지수 현·선물 자료를 이용한 연구에서도 전반적으로 파생상품시장 즉 선물시장이 현물시장에 가격발견기능을 하고 있음을 보여주고 있다.

Grunbichler et al.(1994)는 독일(Germany)의 주가지수 현·선물시장을 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선도하고 있으며 이는 결제시스템의 차이 즉, 주식현물은 증권거래소의 장내에서 거래(floor traded)가 직접 이루어지지만 선물계약은 컴퓨터 단말기(screen)를 통한 전산매매가 가능하므로 선물시장이 현물시장을 선도하게 된다고 주장하였다. Broussard et al.(1998)은 1992년부터 1994년까지 독일 Dax지수 현·선물시장사이의 선도 지연관계를 분석한 결과 피드백적인 인과관계가 존재하고 있으나 선물시

장이 현물시장 대비 정보의 효율성이 상대적으로 더 높은 것으로 보고하였다. Shyy et al.(1996)은 프랑스(France)에서 주가지수 현·선물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선도하고 있음을 주장하였다. Alphonse(1999)는 1995년 1월 3일부터 1995년 3월 31일까지 프랑스 CAC40지수 현·선물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장에서 선도시장으로의 정보전달효과가 존재하고 있음을 제시하였다. 이와 같이 프랑스와 독일 주가지수 현·선물시장에 대한 분석결과도 미국과 영국시장에 대한 분석결과와 유사한 것으로 나타났다.

Iihara et al.(1996)은 일본 Nikke이지수 선물시장의 수익률과 변동성은 현물시장의 수익률과 변동성을 선도하고 있음을 제시하였다. Grandson et al.(1998)은 1994년 3월 1일부터 1996년 9월 30일까지 일별 스페인(Spain) 주가지수 현·선물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장에 대하여 선도 기능을 가지고 있으나 현물시장의 선물시장에 대한 가격발견기능은 존재하지 않는 것으로 제시하였다.

Frino and West(1999)는 호주 주가지수 현·선물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선도하고 있는 것으로 나타났으나 주가지수 현·선물사이에 피드백적인 인과관계도 다소 존재하고 있음을 제시하였다. Turkington and Walsh(1999)는 1995년 1월부터 1995년 12월 사이에 호주 주식시장에 대한 가격발견기능을 분석한 결과 선물시장과 현물시장사이에 피드백적인 인과관계가 존재하고 있음을 제시하였다.

Ramasamy and Shanmugam(2004)는 1995년부터 2001년까지 말레이시아(Malaysia) 주가지수 현·선물시장간의 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 1일 내지 2일 선도하고 있으며 변동성이 높은 기간 동안 이러한 선물시장의 선도현상은 더욱 높아지는 것으로 나타났다. Abdul et al.(1999)은 1998년 7월부터 1998년 10월까지 말레이시아 쿠알라룸푸르 종합주가지수(Kuala Lumpur composite index) 현·선물시장사이의 수익률자료를 이용하여 인과관계를 분석한 결과 두 시장사이에는 선도-지연관계가 존재하고 있지 않은 것으로 나타났다.

미국, 영국, 독일 및 프랑스와 같은 북미 및 서유럽국가 외에 호주, 일본, 말레이시아, 스페인 등 기타 지역의 지수 현·선물시장사이의 영향력 분석결과에서도 피드백적인 관계가 존재하거나 선물시장의 현물시장에 대한 가격발견기능이 상대적으로 더 강한 것으로 주장되고 있다. 이러한 현상은 현·선물시장사이의 거래비용의 차이, 현물시장에서 존재하는 공매(short sales)에 대한 제약, 결제제도의 차이, 선물계약을 이용하는 데 따른 높은 수준의 레버리지효과 등으로 설명되어 질 수 있다.

기존의 대부분의 현·선물시장사이의 선도-지연관계에 대한 연구는 선진국의 주가지

수 현·선물시장을 개별적으로 분석하였으나 신흥시장과 선진국 통화 현·선물시장사이의 선도 지연관계 및 시장효율성 비교에 관한 연구는 많이 이루어지지 않은 것으로 보이며 특히 국제 통화선물과 현물사이의 선도 지연관계 및 변동성의 비대칭적인 특성을 함께 비교분석한 연구는 거의 없는 것으로 보여 진다. 최근에 와서 홍정호(2006, 2008)는 VAR 모형을 이용하여 한국 거래소에 상장된 원달러와 원유로 현·선물시장사이의 단기적인 정보전달메커니즘을 분석한 결과 원달러 현·선물시장의 경우 현물시장의 선물시장에 대한 영향력이 지배적이나 원유로의 경우 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 지배적인 것으로 제시하였다. 따라서 동 연구는 기존연구를 확장하여 주요국 통화 현·선물시장사이에서 어떠한 정보전달메커니즘이 존재하는지를 분석한 논문으로 향후 동 분야에 연구의 계기를 마련한 측면에서 상당한 기여를 할 수 있을 것으로 보여 진다.

또한 기존연구들과의 차별을 기하고 각 국 통화 현·선물시장사이의 선도-지연관계를 효율적으로 분석하기 위하여 최근월물 영국 파운드, 캐나다 및 호주 달러, 국내 원달러, 브라질 레알화 선물가격과 각 통화시장의 현물가격 자료를 이용하여 각 시장사이의 대칭적·비대칭적 정보전달메커니즘을 함께 분석하였다. 각 통화 현·선물 사이의 선도 지연관계분석을 위한 연구모형으로는 VAR 모형에 기초를 둔 Granger 인과관계분석을 실시하였다. 그러나 VAR 모형에 기초를 둔 인과관계분석은 정보의 비대칭적인 특성을 반영하지 못하는 한계점이 있다. 이러한 정보의 비대칭적인 특성을 효과적으로 분석하기 위하여 Engle(1982)과 Bollerslev(1986)가 제시한 ARCH 모형과 GARCH 모형을 확장한 MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M모형을 이용하여 비대칭적인 변동성 전이효과를 분석하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제 I 장의 서론에 이어 제 II 장에서는 분석자료의 특성에 대한 설명을 제시하였으며, 제 III 장에서는 국제 통화선물시장과 통화현물시장간의 대칭적·비대칭적 변동성 전이효과 및 시장효율성분석을 위한 연구가설 및 연구방법론에 대한 설명을 제시하였다. 제 IV 장에서는 각 연구가설을 검증하기 위하여 추정한 Granger인과관계분석 및 MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M모형의 실증분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제 V 장에서는 본 연구의 결론 및 시사점을 제시하였다.

II. 분석자료 및 기초 통계량 분석

동 연구에서는 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일까지 영국 파운드, 캐나다 및 호주 달러, 원달러 및 브라질 레알화 현·선물시장 사이의 선도-지연 및 대칭적·비대칭적

변동성 이전효과분석을 통한 시장효율성을 검증하기 위하여 도입한 최근월물 일별 통화선물가격과 통화현물가격은 KOSCOM으로부터 구하였다.¹⁾ 각 시계열들의 수익률은 아래와 같이 계산하였다.

$$GBPFR_t = \ln(GBPF_t) - \ln(GBPF_{t-1}) \quad (1)$$

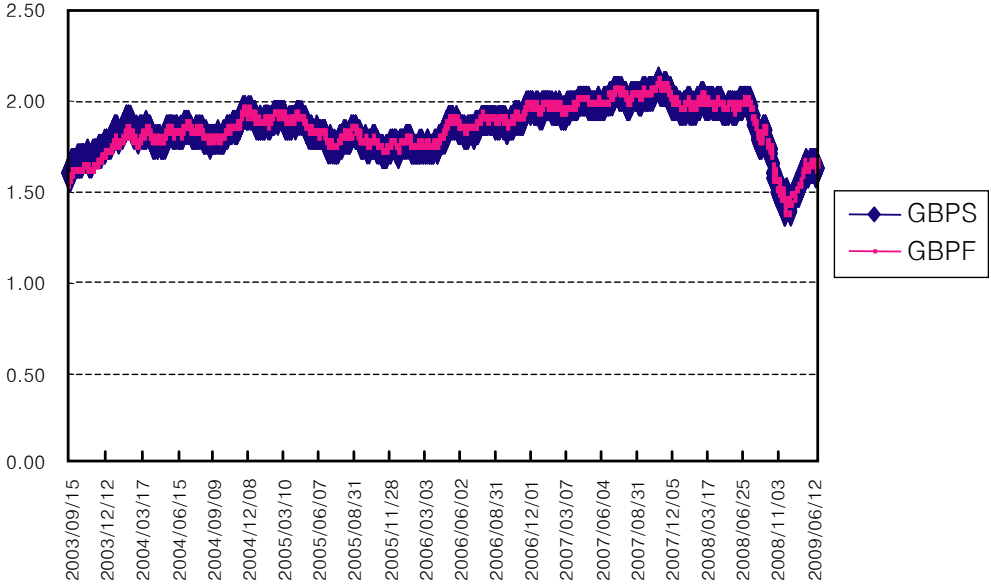
$$GBPSR_t = \ln(GBPS_t) - \ln(GBPS_{t-1}) \quad (2)$$

위 식 (1)과 식 (2)에서 $GBPFR_t$ 과 $GBPSR_t$ 는 t 시점 최근월물 영국 파운드화 선물가격 수익률과 t 시점 파운드 현물가격 수익률, $GBPF_t$, $GBPS_t$ 는 t 시점 영국 파운드 선물가격 및 현물가격, $GBPF_{t-1}$, $GBPS_{t-1}$ 는 $t-1$ 시점 영국 파운드 선물가격과 현물가격을 각각 나타낸다. 호주달러 및 국내 원달러 등 나머지 4개국 통화선물과 현물수익률도 영국 파운드선물 및 현물수익률과 동일한 계산식을 적용하여 산출하였다.

실증분석에 앞서 전체 분석기간 동안 각 통화 현·선물시장의 추이를 살펴보았으며 그 결과가 [그림 1]~[그림 3]에 제시되어 있다. [그림 1]의 영국 파운드화 현·선물 추이에 의하면 2008년 중반까지 영국 파운드화는 달러대비 강세기조를 유지하였으나 2008년 8월 이후 2009년 5월까지의 하락추세로 전환된 후 2009년 중반 이후 달러대비 다시 강세기조로 전환된 것으로 나타났다. [그림 2]의 호주달러시장도 파운드화추세와 비슷한 모양을 보여주고 있다. 이러한 호주달러의 강세는 호주 중앙은행이 인플레이션 방지를 위한 금리인상을 추구한 반면 미국 연방준비제도이사회(FRB)는 경기침체방지를 위하여 금리인하기조를 유지한 것에서 비롯한 것으로 보인다. 호주는 영연방국가로 파운드화와 동일한 가격고시 방법을 적용하고 있다. [그림 3]의 국내 원달러시장의 경우 2007년 중반까지 달러대비 원화는 강세기조를 유지하였으나 2007년 서브프라임 모기지사태에 따른 국제금융위기로 원화는 달러대비 약세기조로 전환된 것으로 나타났다. 2009년 이후 원화는 달러대비 강세로 전환된 것으로 보여진다.

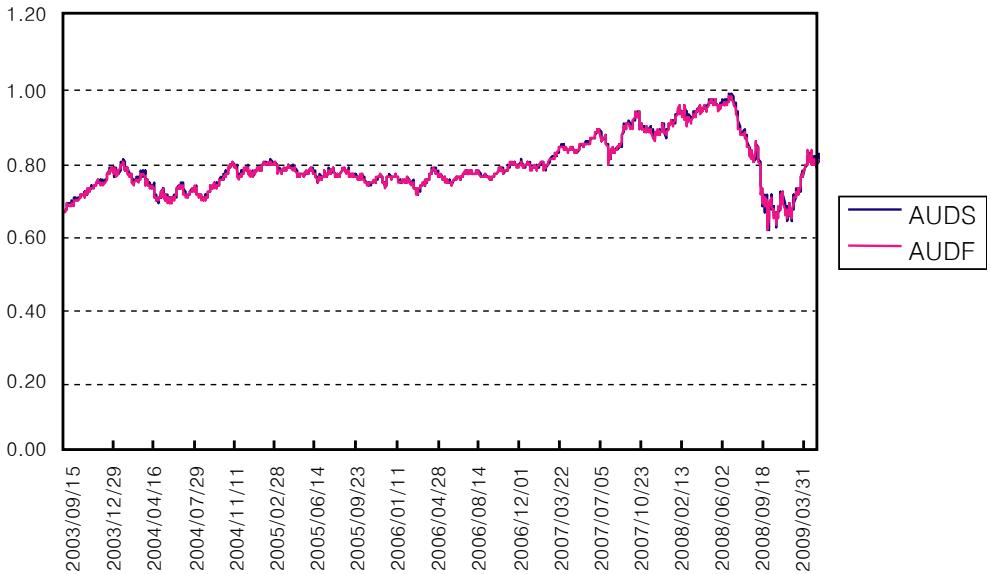
1) 영국 파운드선물은 CME(Chicago Mercantile Exchange)에 상장되어 있으며 1계약 당 거래단위는 62,500파운드이며, 6개의 3, 6, 9, 12월물이 상장되어 있다. 최종거래일은 결제월의 세 번째 수요일 직전 2거래일이며 결제는 실물인수도 방식으로 이루어지고 가격제한폭은 없다. 1999년 4월 23일 상장된 원달러 통화선물은 한국 증권거래소에 상장되어 있으며 한 계약 당 거래단위는 US 5만 달러이다. 3개월 연속 역월물 및 3, 6, 9, 12월물이 순차적으로 상장되어 있다. 최종거래일은 결제월 3번째 수요일 직전 2영업일이며 결제방법은 실물인수도방식으로 이루어지고 가격제한폭은 없다. CME에 상장된 호주달러선물의 1계약 당 거래단위는 10만 호주달러이며, 최종거래일은 결제월 3번째 수요일 직전 2영업일이다. 6개 결제월물이 상장되어 있으며 결제는 실물인수도방식으로 이루어진다.

[그림 1] 영국 파운드 현·선물 가격 추이



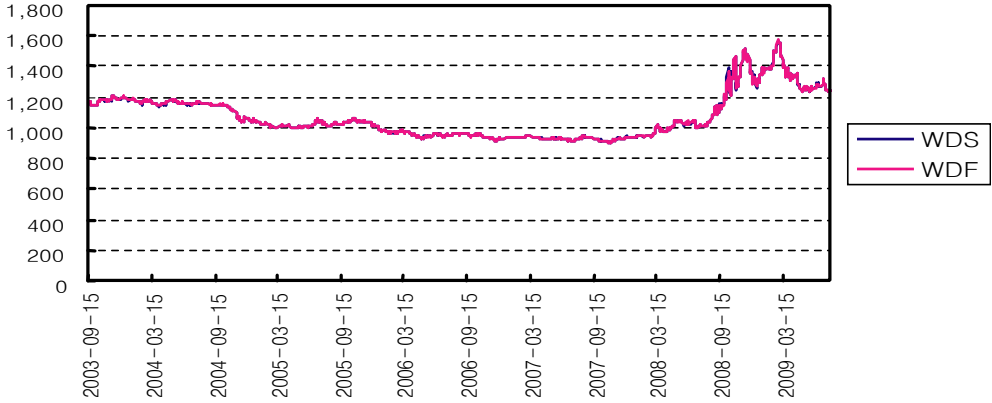
- 주) 1. 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일 까지임.
- 2. GBPS와 GBPF는 영국 파운드 통화현물 및 선물 가격을 의미함.

[그림 2] 호주 달러 현·선물 가격 추이



- 주) 1. 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일 까지임.
- 2. AUDS와 AUDF는 호주달러 통화현물 및 선물 가격을 의미함.

[그림 3] 국내 원달러 현·선물 가격 추이



주) 1. 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일 까지임.
 2. WDS와 WDF는 국내 원달러 통화현물 및 선물 가격을 의미함.

다음으로 전체분석기간동안 각 국 통화 현·선물시장 자료의 기본적인 특성을 살펴보기 위하여 기초통계량분석을 실시하였으며 그 결과가 <표 1>에 제시되어 있다. 분석기간 동안 영국 파운드화 평균환율은 1.8495이며 평균 수익률은 음(-)으로 나타남에 따라 달러 대비 파운드화 가격이 다소 하락했음을 보여주고 있다. 파운드화 평균선물가격은 1.8407이며 수익률은 양(+)으로 나타났다. 선물과 현물의 차이인 베이스(basis)는 음(-)으로 파운드화 선물시장이 현물시장대비 백워드레이션(backwardation) 상태임을 보여주고 있다.

호주 달러의 경우 현물시장에서의 평균환율은 0.7822이며, 현물시장과 선물시장의 평균수익률 모두 양(+)으로 미국달러대비 호주달러가 강세기조였음을 보여주고 있다. 선물시장과 현물시장의 차이인 베이스는 영국 파운드화 현·선물시장과 마찬가지로 백워드레이션 상태인 것으로 나타났다.

국내 원달러 외환시장의 경우 분석기간동안 평균 현물환율은 달러당 1069원 70전이며 현물시장과 선물시장모두 평균수익률은 양(+)으로 나타남에 따라 달러대비 원화가 약세임을 보여주고 있으며 이는 2007년 중반 이후 발생한 서브프라임모기지(비우량 주택담보대출) 사태로 인한 금융위기로 달러대비 원화 가치가 크게 하락한데서 기인하는 것으로 보여 진다. 선물가격과 현물가격의 차이인 베이스는 음(-)으로 약한 백워드레이션 상태인 것으로 나타났다.

변동성의 경우 영국 파운드화 선물시장은 파운드화 현물시장대비 표준편차가 상대적으로 큰 것으로 나타났으며 이는 레버리지효과 및 자본시장 발전 정도 등에서 기인하는 것으로 보인다. 그러나 원달러 선물시장과 호주 달러 선물시장은 각각의 현물시장보다 표준편차가 오히려 작은 것으로 나타났다. 이는 국내 외환시장의 경우 선물시장보다는 현물시장의 거래량 등이 더 활성화되어 있으며 원달러 선물시장 도입의 역사가 상대적으로

으로 짧고 유동성이 현물시장에 비해 상대적으로 적은 데서 기인한 것으로 보여진다.

각 통화현물 및 선물시장의 왜도, 첨도 및 J-B검증 통계량값은 각 시계열들의 분포가 정규분포가 아님을 보여주고 있다. 이는 일반적인 회귀분석을 통한 각 통화 현·선물시장사이의 인과관계검증보다는 추정잔차의 이분산성 등을 모형에 잘 반영시킬 수 있는 Engle(1982)의 ARCH 모형을 확장한 Bollerslev(1986)의 GARCH류 모형을 도입하는 것이 모형의 강건성을 높일 수 있음을 보여주고 있다.

각 국 통화 현·선물시장사이의 선도 지연관계를 분석하기 전에 파운드, 호주달러 및 원달러 통화 현·선물자료의 안정성(stationarity)을 파악하는 것은 매우 중요하다. 어떤 시계열의 평균, 분산 및 자기공분산(auto-covariance)이 시간이 경과함에 따라 일정한 것으로 나타나는 경우 해당 시계열은 안정적인 시계열로 간주된다. 동 연구에서는 각 통화현물과 선물의 수준변수와 수익률자료에 대한 안정성 여부를 분석하기 위하여 금융시계열분석에서 일반적으로 사용되는 ADF(augmented Dickey-Fuller)검증법을 아래와 같이 도입하였다.

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_{t-1} + \sum_{k=1}^n \alpha_2 \Delta S_{t-k} + \epsilon_{1t} \tag{3}$$

$$\Delta F_t = b_0 + b_1 F_{t-1} + \sum_{k=1}^n b_2 \Delta F_{t-k} + \epsilon_{2t} \tag{4}$$

위 식 (3)과 식 (4)은 상수항만 포함한 경우이며 S와 F는 각 통화 현물과 선물가격을 의미하며, α_0 와 b_0 는 상수항(intercept), n은 시차(lag), ϵ 은 추정 잔차를 의미한다. 또한 상수항과 추세(trend)항을 모두 포함시킨 ADF 모형을 아래와 같이 추정하였다.

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{k=1}^n \alpha_3 \Delta S_{t-k} + \epsilon_{1t} \tag{5}$$

$$\Delta F_t = b_0 + b_1 F_{t-1} + b_2 t + \sum_{k=1}^n b_3 \Delta F_{t-k} + \epsilon_{2t} \tag{6}$$

ADF 검증과 관련된 가설(hypothesis)은 아래와 같다.

H_{01A} : 영국 파운드화(캐나다 달러, 호주달러 또는 원달러, 브라질 레알화) 통화 현물시장(spot market)의 수준변수와 수익률 분포는 불안정(non-stationary)한 시계열이다.

H_{01B} : 영국 파운드화(캐나다 달러, 호주달러 또는 원달러, 브라질 레알화) 통화 선물시장(futures market)의 수준변수와 수익률 분포는 불안정(non-stationary)한 시계열이다.

<표 1> 기초통계량 분석

파운드화, 호주달러, 원달러 현물 및 선물 시장의 기초통계량 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일까지이다. ADF와 PP는 Augmented Dickey Fuller와 Phillips-Perron 검증법을 각각 의미하며 ADF와 PP 추정 시 차수(lag)는 4를 각각 적용하였으며, 추정방정식에 절편과 추세항(intercept와 trend)을 모두 제외하여 추정하였다. 각 시계열들의 Mackinnon 임계치는 1% -3.9696, 5% -3.4154, 10% -3.1296이며 ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

구 분	파운드화				호주 달러			
	현물시장		선물시장		현물시장		선물시장	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평균	1.8495	-0.000003	1.8407	0.000005	0.7822	0.000123	0.779812	0.000149
중 간 값	1.8518	0.000134	1.8436	0.000117	0.7650	0.000487	0.762700	0.000488
최 대 값	2.0994	0.045638	2.1064	0.044510	0.9796	0.072521	0.969800	0.053965
최 소 값	1.3889	-0.058100	1.3753	-0.052974	0.6036	-0.076672	0.604600	-0.099852
표준편차	0.1273	0.007336	0.1325	0.007453	0.0733	0.010455	0.072678	0.010426
왜 도	-0.7807	-0.688095	-0.7144	-0.633901	0.8072	-0.456119	0.767704	-1.140011
첨 도	3.9690	13.28102	3.5489	11.82091	3.1210	13.62122	3.040630	15.49704
J-B	176.75***	5630.71***	122.63***	4156.09***	141.975***	6155.63***	127.786***	8741.119***
LB(12)	13774.0***	74.57***	13791.0***	27.454***	14412.0***	23.564**	14420.0***	27.751***
ADF(4)	-1.6419	-16.4772***	-1.8725	-16.4388***	-2.1207	-16.0155***	-2.1901	-16.2057***
ADF(4)	-1.3028	-16.5933***	-1.4136	-16.5601***	-2.1425	-16.0225***	-2.2686	-16.2097***
표 본 수	1257				1301			

구 분	국내 원달러			
	현물시장		선물시장	
	수준변수	수 익 률	수준변수	수 익 률
평균	1069.70	0.000005	1069.65	0.000003
중 간 값	1025.30	-0.000009	1025.50	0.000000
최 대 값	1570.30	0.102290	1573.00	0.048786
최 소 값	900.70	-0.132431	899.70	-0.051281
표준편차	143.83	0.008952	143.76	0.007826
왜 도	1.1173	-1.017332	1.1033	-0.076663
첨 도	3.6271	53.33364	3.5948	13.83654
J-B	327.74***	154371.6***	317.73***	7145.127
LB(12)	16788.0***	88.446***	16820.0***	74.074***
ADF(4)	-1.2305	-18.2956***	-1.2252	-16.5591***
ADF(4)	-1.3938	-18.3444***	-1.3822	-16.6038***
표 본 수	1461			

각 국 통화 현·선물시장 수준변수가 안정적인 시계열로 판명된다면 수준변수가 선도-지연관계 분석에 사용되게 되지만, 수준변수가 불안정한 시계열로 나타나는 경우 해당 시계열은 안정적으로 될 때까지 차분되게 된다. 수준변수와 1차 차분된 변수에 대한 ADF 검증결과도 <표 1>의 아래 부분에 제시되어 있다. 실증분석결과 파운드화, 호주달러 및 국내 원달러 통화 현·선물 수준변수들은 모두 불안정한 시계열이었으나 수익률들은 모두 안정적인 시계열로 나타났다. 따라서 동 연구에서는 안정적인 수익률 자료를 사용하여 각 현·선물시장사이의 동태적인 상호작용관계를 분석하였다.²⁾

또한 이러한 각 통화선물시장과 현물시장에서 나타나는 각 시계열의 비정규성, 예상되는 추정잔차의 이분산성 등의 문제를 잘 해소할 수 있는 모형이 GARCH이다. 따라서 동 연구에서는 시간변동 GARCH 모형을 이용하여 각 통화현선물시장사이의 변동성이 전효과를 분석하였다.

Ⅲ. 연구방법(Methodology)

이론적으로 완전자본시장(perfect market)하에서는 차익거래기회는 존재하지 않게 되므로 통화선물시장과 현물시장사이에는 선도-지연관계가 존재하지 않는다. 그러나 사적정보(private information), 거래비용, 거래세 및 시장미시구조적인 차이, 자본유출입규제 등이 존재하는 불완전한 시장(imperfect market)에서 정보전달은 시장마다 차이가 날 수 있다. 선물시장과 현물시장사이의 선도-지연관계 분석은 새롭게 시장에서 발생하는 정보에 대하여 두 시장 중 어느 시장이 더 빠르게 반응하는지를 분석하게 되며, 새로운 정보에 더 빨리 반응하는 시장이 다른 시장을 선도하게 된다[Gwilym and Buckle(2001), Grandson et al.(1998)].

Daigler(1990)는 (1)현물시장대비 레버리지효과로 인한 선물시장의 상대적으로 저렴한 거래비용, (2)현물시장대비 선물시장의 높은 유동성(liquidity), (3)현물지수를 구성하는 개별종목들이 동시에 거래가 발생하지 않는 비동시거래(infrequent trading) 등으로 인하여 선물시장이 현물시장을 선도하게 된다고 주장하였다.

이러한 주가지수현물시장과는 달리 통화현물시장에서는 기초자산이 한(1)개이므로 주가지수현물시장에서 발생하는 비 동시거래문제는 발생하지 않는다. 따라서 통화 현물

2) Engle and Granger(1987)은 두 금융시계열사이에 공적분관계가 존재하는 경우 오차수정항(ECT : error correction term)을 분석모형에 포함시킬 것을 제기하였다. 따라서 본 연구에서는 파운드화 현·선물, 호주달러 현·선물, 원/달러 현·선물사이 공적분관계가 존재하는지를 분석하기 위하여 요한센(Johansen) 공적분검정을 실시하였다. 분석결과 각 시계열 수준변수사이에는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 3가지 통화선물과 현물시장사이의 선도-지연관계 분석을 위하여 도입한 VAR, 시간변동 이변량 GARCH류 모형에 오차수정항은 제외시킨 후 분석을 실시하였다.

시장과 선물시장을 이용한 선도-지연관계분석 및 변동성의 대칭적·비대칭적 전이효과 분석이 이론적으로 보다 의미가 있을 것으로 보여 진다. 영국 파운드, 캐나다 및 호주달러, 브라질 레알화 및 원달러 현·선물시장사이의 대칭적이고 단기적인 선도-지연 관계를 분석하기 위하여 아래와 같은 연구가설을 설정하였다.

- H_0 : 영국 파운드화 선물(현물)시장과 영국 파운드화 현물(선물)시장사이에는 선도-지연 관계(lead-lag relationship)가 존재하지 않는다.
- H_0 : 호주 달러 선물(현물)시장과 호주 달러 현물(선물)시장사이에는 선도-지연관계(lead-lag relationship)가 존재하지 않는다.
- H_0 : 캐나다 달러 선물(현물)시장과 캐나다 달러 현물(선물)시장사이에는 선도-지연 관계(lead-lag relationship)가 존재하지 않는다.
- H_0 : 국내 원달러 선물(현물)시장과 국내 원달러 현물(선물)시장사이에는 선도-지연 관계(lead-lag relationship)가 존재하지 않는다.
- H_0 : 브라질 레알화 선물(현물)시장과 브라질 레알화 현물(선물)시장사이에는 선도-지연관계(lead-lag relationship)가 존재하지 않는다.

각 국 통화 선물시장과 현물시장에서의 선도-지연관계를 효과적으로 분석하기 위하여 아래의 VAR(vector auto regressive) 모형을 도입하였다[홍정효(2006, 2008); 문규현, 홍정효(2007) 연구모형 참조].

$$s_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i s_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j f_{t-j} + \epsilon_{s,t} \quad (7)$$

$$f_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i s_{t-i} + \sum_{j=1}^p \lambda_j f_{t-j} + \epsilon_{f,t} \quad (8)$$

위 식 (7)과 식 (8)은 시차 p를 가지는 통화현물과 통화선물가격 수익률을 포함하는 VAR모형이다. 통화 현물가격과 선물가격이 둘 다 I(1)인 경우 VAR 모형은 차분자료를 이용하여 추정되며 이를 식으로 나타내면 다음과 같다[홍정효(2006, 2008), 문규현, 홍정효(2007) 연구모형 참조].

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{s,t} \quad (9)$$

$$\Delta f_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{f,t} \quad (10)$$

위 식 (9)와 식 (10)에서 Δs , Δf 는 영국 파운드, 캐나다 및 호주달러 및 원달러, 브라질 레알화 통화 현물과 선물수익률을 각각 의미한다. 식 (9)에서 β 값이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 각 통화선물시장이 현물시장을 선도하는 것을 의미하며 식 (10)에서 γ 값이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 통화 현물시장이 통화선물시장을 선도하는 것을 의미한다. 인과관계분석을 위한 모형의 차수는 BIC정보기준을 사용하여 BIC(schwartz bayesian information criterion) 값이 가장 작은 차수를 적용하였다.

한편 VAR모형에 기초를 둔 Granger인과관계분석과 Bollerslev(1986)의 GARCH 모형은 정보의 비대칭적인 속성을 반영하지 못하는 한계점이 있다. VAR 또는 GARCH 모형은 예상치 못한 동일한 크기의 호재(good news) 또는 악재(bad news)에 대하여 동일한 변동성을 발생시키게 된다. 일반적으로 GARCH 모형은 악재에 대해서는 변동성을 과소추정하게 되며 호재에 대해서는 변동성을 과대 추정하는 경향이 있다. 이러한 변동성의 비대칭적인 정보효과를 레버리지효과(leverage effect)이며 이를 잘 반영할 수 있는 모형이 Glosten et al.(1993)이 제시한 GJR-GARCH 모형이다.

따라서 동 연구는 영국 파운드, 캐나다 및 호주달러, 원달러, 브라질 레알화 통화선물과 현물시장 수익률(returns)사이의 대칭적인 인과관계분석 외에도 비대칭적인 정보이전효과를 분석하기 위하여 시간변동 이변량 GARCH 모형을 확장한 MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M 모형을 도입하였다.

Engle(1982)이 최초로 제시한 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형과 이를 개선한 Bollerslev(1986)의 GARCH(Generalized Auto-regressive Conditional Heteroskedasticity)모형은 앞의 각 통화선물 및 현물의 수준변수와 수익률에 대한 기초통계량분석결과에서 나타난 분석 자료의 비정규성, 추정 잔차의 이분산성 등을 잘 반영시킬 수 있는 모형이다.

금융시계열분석에서 정보의 비대칭성에 대한 연구는 Black(1976)에 의해 최초로 제기되었다. 재무이론에서 정상적인 시장상황에서 투자자들은 위험회피적인 성향을 가지고 있으므로 시장에서 발생한 호재 보다는 악재에 더 민감하게 반응한다는 사실은 기존의 주가지수현물과 선물시장을 이용한 실증분석결과에서 제시되었다. 따라서 동 연구에서는 주가지수현물과 선물시장에서 존재하는 정보의 비대칭적인 특성이 통화선물과 현물시장에서도 발생하는지를 분석하기 위하여 Glosten et al.(1993)이 제시한 GJR-GARCH 모형을 도입하였다. GJR-GARCH 모형 추정에 앞서 각 통화 현물 및 선물자료를 아래의 GARCH(1, 1)-M모형에 적용하여 추정하였다[문규현, 홍정효, (2007)].

$$\text{조건부평균방정식} : \Delta X_t = \alpha_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \tag{11}$$

$$\text{조건부분산방정식} : h_t^2 = c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 \tag{12}$$

GARCH 모형은 과거의 잔차 뿐만 아니라 조건부분산 자기자신의 시차함수도 포함하게 된다. 위 식 (11)에서 ΔX_t 는 각 통화 현물 또는 선물시장 수익률을 의미한다. 위 식 (11)과 식 (12)을 이용하여 추정잔차를 구하고 동 잔차(residual)의 값이 음(-)이면 1, 양(+)이면 0의 값을 갖는 더미변수(dummy variables)를 산정하여 이를 아래의 조건부분산식에 추가하여 각 시장사이의 비대칭적인 변동성이전효과를 분석한다.

일반적으로 GARCH 모형의 설명력은 추정잔차에 이분산성이 존재여부, ARCH 또는 GARCH의 양정부호(비음조건) 및 $\rho + \delta < 1$ 의 조건이 충족되는지를 기준으로 판단하게 된다. 각 통화선물시장에서 현물시장으로의 조건부평균이전효과가 비대칭적 변동성 전이효과는 아래와 같이 추정될 수 있다[Hamao et al.(1990), 문규현, 홍정효(2007) 연구모형 참조].

$$\text{조건부평균방정식 : } \Delta S_t = \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma \Delta F_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (13)$$

$$\text{조건부분산방정식 : } h_t^2 = c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t \quad (14)$$

위 식 (13)과 식 (14)은 조건부 평균(conditional mean)과 조건부 분산식(conditional variance equation)으로 Δs 와 Δf 는 영국 파운드, 캐나다 및 호주달러, 원달러, 브라질 레알화 현물과 선물 수익률을 각각 나타낸다. 식 (13)에서 γ 가 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 각 통화선물시장에서 통화현물시장으로의 조건부평균이전효과가 존재하는 것을 의미한다. 식 (14)의 조건부분산식에서 ω 값이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 통화선물시장에서 발생한 호재(good news)보다 악재(bad news)에 통화현물시장이 더 민감하게 반응하는 즉, 정보의 비대칭적인 전이효과가 존재하고 있음을 의미한다. 마찬가지로 각국 통화현물시장에서 통화선물시장으로의 대칭적·비대칭적 수익률 및 변동성이전효과는 아래의 식을 사용하여 추정하였다.

$$\text{조건부평균방정식 : } \Delta F_t = \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma \Delta S_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

$$\text{조건부분산방정식 : } h_t^2 = c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t \quad (16)$$

위 식 (15)에서 γ 가 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 각 통화 현물시장수익률은 통화선물시장 수익률 변화에 대하여 영향력을 미치고 있음을 의미한다. A 는 위 식 (11)과 식 (12)를 이용하여 각 통화현물시장에 대하여 추정한 잔차(residual)의 값이 음(-)이면 1, 양(+)이면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 식 (16)에서 ω 값이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 통화현물시장(spot market)에서 발생한 호재보다 악재에 통

화선물시장(futures market)이 더 민감하게 반응하는 즉, 정보의 비대칭적인 특성이 존재하고 있음을 의미한다. GJR-GARCH(1, 1)-M모형의 모수추정을 위한 대수우도추정치(MLE : maximum likelihood estimator)는 BHHH알고리즘을 도입하여 추정하였다.

IV. 실증분석결과

4.1 BIC 값 추정

먼저 선진국 및 신흥국 통화현물과 선물시장사이의 선도 지연관계를 분석을 통한 시장 효율성을 실증분석하기에 앞서 VAR 모형의 시차는 BIC(schwartz bayesian information criterion)를 이용하였으며 그 추정결과가 <표 2>에 제시되어 있다. <표 2>에 의하면 호주달러와 원달러 통화시장에 대한 BIC 값은 시차 5에서 가장 작은 것으로 나타났으나 영국 파운드 현·선물시장에 대한 BIC 값은 시차 4에서 가장 작은 것으로 나타났다. 또한 상수항을 포함하는 VAR 모형보다는 상수항을 포함하지 않는 VAR 모형의 BIC 값이 상대적으로 더 작은 것으로 나타났다.³⁾

<표 2> BIC(Schwarz Criteria) 추정

호주 달러, 원 달러 및 파운드화의 현물과 선물의 수익률 자료를 이용하여 각 시차별 BIC값을 계산하기 위한 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일까지이다. VAR(p)모형의 차수결정을 위한 BIC 값을 산정하기 위하여 다음의 VAR(p)모형을 추정하였다.

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{s,t}$$

$$\Delta f_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{f,t}$$

	상 수 항	시 차(lag)					
		1	2	3	4	5	6
호주	포함	-13.2810	-13.5200	-13.5653	-13.5810	-13.6147	-13.6077
달러	미포함	-13.2918	-13.5308	-13.5761	-13.5919	-13.6255	-13.6185
국내	포함	-15.1709	-15.3269	-15.3846	-15.4116	-15.4669	-15.4575
원달러	미포함	-15.1809	-15.3369	-15.3946	-15.4215	-15.4769	-15.4674
영국	포함	-14.7943	-14.9474	-15.0859	-15.1021	-15.0856	-15.1009
파운드	미포함	-14.8054	-14.9584	-15.0965	-15.1123	-15.0957	-15.1106

3) 캐나다 달러와 브라질 레알화 현·선물시장을 이용한 BIC 값의 경우 시차(lag) 9와 3에서 가장 작은 것으로 나타났다.

4.2 Granger 인과관계분석결과

앞 장의 각 통화 현물과 선물시장에 대한 BIC 값에서 산출된 시차를 사용하여 Granger 인과관계를 추정하였으며 그 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 시장에서 발생하는 정보가 자본자산가격결정(capital asset pricing)에 실시간으로 반영되고 거래비용 및 자금 이동에 대한 정부의 규제가 없는 완전자본시장이라면 각 국의 통화 현물과 선물시장사이에는 선도 지연관계가 존재하지 않게 된다. 또한 자본시장이 발달된 선진국 통화 현·선물시장이 자본시장이 상대적으로 덜 발달된 개도국 시장보다는 정보의 효율성이 상대적으로 더 높을 것으로 추론된다.

먼저 panel a의 영국 파운드 현·선물시장사이의 Granger 인과관계분석결과에 의하면 “영국 파운드 선물(현물)시장 수익률은 현물(선물)수익률을 Granger인과하지 않는다.”는 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타남에 따라 두 시장사이에는 피드백적인 선도-지연관계가 존재하고 있는 것으로 나타났다. 파운드선물시장의 현물 시장에 대한 영향력이 파운드 현물시장의 선물시장에 대한 영향력보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났으며 이는 선물시장의 거래비용이 현물시장보다 더 적은데서 기인하는 것으로 보여진다.

panel b의 호주 달러 현·선물시장사이의 Granger인과관계분석결과에 의하면 “호주 달러 선물(현물)시장 수익률은 현물(선물)수익률을 Granger 인과하지 않는다.”는 귀무가설도 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 것으로 나타남에 따라 두 시장사이에는 피드백적인 선도-지연관계가 존재하고 있는 것으로 나타났다.

panel c의 국내 원달러 현·선물시장사이의 Granger인과관계분석결과에 의하면 “원달러 선물(현물)시장 수익률은 원달러 현물(선물)수익률을 Granger인과하지 않는다.”는 귀무가설이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 것으로 나타남에 따라 두 시장사이에는 피드백적인 선도-지연관계가 존재하고 있는 것으로 나타났다. panel d와 panel e의 캐나다 달러와 브라질 레알화 현·선물시장사이의 Granger 인과관계 분석결과에 의하면 두 시장사이에는 피드백적인 관계가 존재하고 있으나 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 그 반대의 경우 보다 더 강한 것으로 나타났다.

각 통화 현·선물시장사이의 선도-지연관계를 보여주는 계수 값을 보면 영국 파운드, 캐나다 및 호주달러, 브라질 레알화 및 원달러 통화선물시장 순으로 나타났으며 이로부터 선진국 자본시장에 속하는 영국 및 호주의 통화선물시장의 현물시장에 대한 가격발견기능이 상대적으로 자본시장의 발달정도가 상대적으로 낮은 국내 통화선물시장의 현물시장에 대한 가격발견기능보다 더 강한 것으로 나타났다.

전반적으로 영국 파운드화, 캐나다 및 호주달러 등의 선진국 통화 현·선물시장 뿐

만 아니라 국내 원달러 및 브라질 레알화 등 신흥시장에 속하는 통화 현·선물시장사이에 피드백적인 선도-지연관계가 나타났으며, 현물시장의 선물시장에 대한 영향력 보다는 선물시장의 현물시장에 대한 가격발견기능이 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다. 전반적으로 선진 3개국 통화선물시장이 신흥시장 2개국 통화선물시장의 현물시장에 대한 영향력보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다.

이는 일본엔 현·선물시장사이에 피드백적인 가격발견기능을 연구한 Chatrath and Song(1998)의 연구와 미국 주식시장을 연구한 Stoll and Whaley(1990), Chan et al.(1991)의 연구와 일맥상통하는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과로부터 각 통화 현물과 선물 시장은 정보에 대하여 비효율적이며 새로운 정보가 시장에 발생하는 경우 레버리지효과가 존재하는 통화선물시장이 현물시장보다 상대적으로 더 빠르게 반응하고 있으므로 통화선물시장이 현물시장보다 시장효율성이 상대적으로 더 나은 것으로 추론해 볼 수 있다.

<표 3> Granger 인과관계 분석결과

전체분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일까지이며 Granger 인과관계분석은 아래의 VAR(4)모형에 기초하여 추정하였다.

$$\Delta s_t = \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{s,t}$$

$$\Delta f_t = \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \lambda_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{f,t}$$

위 식에서 Δs , Δf 은 영국 파운드화 현물시장과 선물시장 수익률을 각각 의미하며 ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A : 영국 파운드 통화선물시장과 현물시장간의 Granger 인과관계 분석결과

귀무가설 : 영국 파운드화 통화선물 수익률은 파운드화 현물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.		귀무가설 : 영국 파운드화 현물 수익률은 파운드화 통화선물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.	
시 차(lag)	계수(coefficient) 값	시 차(lag)	계수(coefficient) 값
4	401.40***	4	5.80***

전체분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일까지이며 Granger 인과관계분석은 아래의 VAR(5)모형에 기초하여 추정하였다.

$$\Delta s_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^5 \beta_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{s,t}$$

$$\Delta f_t = \sum_{i=1}^5 \gamma_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^5 \lambda_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{f,t}$$

위 식에서 Δs , Δf 은 호주 달러 현물시장과 선물시장수익률을 각각 의미하며 ***는 1%수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel B : 호주달러 통화선물시장과 현물시장간의 Granger 인과관계 분석결과

귀무가설 : 호주달러 통화선물 수익률은 호주 달러 현물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.		귀무가설 : 호주달러 현물 수익률은 호주달러 선물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.	
시 차(lag)	계수(coefficient) 값	시 차(lag)	계수(coefficient) 값
5	294.41***	5	3.95***

전체분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일까지이며 Granger 인과관계분석은 아래의 VAR(5)모형에 기초하여 추정하였다.

$$\Delta s_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^5 \beta_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{s,t}$$

$$\Delta f_t = \sum_{i=1}^5 \gamma_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^5 \lambda_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{f,t}$$

위 식에서 Δs , Δf 은 국내 원달러 현물시장과 선물시장수익률을 각각 의미하며 ***는 1%수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

Panel C : 국내 원달러 통화선물시장과 현물시장간의 Granger 인과관계 분석결과

귀무가설 : 원달러 통화선물 수익률은 원달러 현물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.		귀무가설 : 원달러 현물 수익률은 원달러 선물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.	
시차(lag)	계수(coefficient) 값	시차(lag)	계수(coefficient) 값
5	19.56***	5	17.17***

전체분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일까지이며 Granger 인과관계분석은 아래의 VAR(7)모형에 기초하여 추정하였다.

$$\Delta s_t = \sum_{i=1}^9 \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^9 \beta_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{s,t}$$

$$\Delta f_t = \sum_{i=1}^9 \gamma_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^9 \lambda_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{f,t}$$

위 식에서 Δs , Δf 은 캐나다 달러 현물시장과 선물시장수익률을 각각 의미하며 ***는 1%수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel D : 캐나다 달러 통화선물시장과 현물시장간의 Granger 인과관계 분석결과

귀무가설 : 캐나다 달러 통화선물 수익률은 캐나다 달러 현물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.		귀무가설 : 캐나다 달러 현물 수익률은 캐나다 달러 선물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.	
시 차(lag)	계수(coefficient) 값	시 차(lag)	계수(coefficient) 값
9	180.23***	7	2.87***

전체분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일까지이며 Granger 인과관계분석은 아래의 VAR(5)모형에 기초하여 추정하였다.

$$\Delta s_t = \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^3 \beta_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{s,t}$$

$$\Delta f_t = \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^3 \lambda_j \Delta f_{t-j} + \epsilon_{f,t}$$

위 식에서 Δs , Δf 은 브라질 현물시장과 선물시장수익률을 각각 의미하며 ***는 1%수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

Panel E : 브라질 레알화 통화선물시장과 현물시장간의 Granger 인과관계 분석결과

귀무가설 : 브라질 레알화 통화선물 수익률은 브라질 레알화 현물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.		귀무가설 : 브라질 레알화 현물 수익률은 브라질 레알화 선물 수익률을 Granger 인과하지 않는다.	
시차(lag)	계수(coefficient) 값	시차(lag)	계수(coefficient) 값
3	53.04***	7	5.43***

4.3 각국 통화 현·선물시장사이의 비대칭적 변동성이전효과 분석

앞장의 VAR 모형에 근거를 둔 Granger 인과관계분석은 영국 파운드, 캐나다 및 호주달러 및 국내 원달러, 브라질 레알화 통화현물과 선물시장의 수익률사이의 대칭적인 선도-지연관계에 대한 실증분석이다. 동 연구에서는 수익률 자료를 이용한 각국 통화 현·선물시장사이의 동태적인 정보전달메커니즘을 확장하여 변동성의 비대칭적 전이효과(volatility spillovers)가 존재하는지를 추가적으로 분석하였다. 앞의 각국 통화 현·선물시장에 대한 기초통계량분석에서 나타난 비정규성, 추정 잔차의 이분산성을 잘 모형화 할 수 있는 Bollersleve(1986)의 GARCH류 모형이다.

자본시장에서 발생하는 정보는 크게 호재(good news)와 악재(bad news)로 구분해 볼 수 있으며 재무이론에서 투자자들의 위험에 대한 성향은 위험회피적인 것으로 가정하고 있다. 일반적으로 투자자들은 새로이 추구하는 투자안의 위험이 높을수록 더 높은 리스크 프리미엄을 요구하게 된다. 자본시장내에서 발생한 호재와 악재 중 어느 정보에 투자자들이 더 민감하게 반응하는지에 대한 연구는 증권시장을 중심으로 상당히 진행되어 왔으며 대체적으로 주식시장에서 투자자들은 호재보다는 악재에 더 민감하게 반응한다는 주장들이 제기되었다.

Bae and Karolyi(1994)와 Engle and Ng(1993)는 미국과 일본주식시장에 대한 실증 분석결과 호재보다는 악재가 변동성을 더 증대시키는 비대칭적인 정보이전효과가 존재하고 있음을 제시하였다. 동 연구에서는 과연 이러한 정보의 비대칭적인 특성이 선진국 및 신흥국 통화 현물과 선물시장사이에 존재하는지를 분석하고자 하였다.

이를 위하여 GARCH 모형에서 발전된 Glosten et al.(1993)의 GJR-GARCH 모형을 사용하였다. 정보의 비대칭적 특성에 관한 분석모형은 Nelson(1991)의 E(Exponential)-GARCH 모형과 GJR-GARCH 모형이 많이 사용되나, Kim and Kon(1994)과 Engle and Ng(1993)은 GJR-GARCH 모형이 EGARCH 모형 보다 금융시계열의 비대칭적인 특성을 설명함에 있어 상대적으로 더 우수한 모형인 것으로 제시하였다.

따라서 동 연구에서는 GJR-GARCH 모형을 확장한 MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M 모형을 이용하여 선진국과 신흥시장 통화선물시장을 대표하는 영국 파운드, 캐나다달러, 호주달러 및 국내 원달러, 브라질 레알화 현·선물시장에서의 비대칭적인 변동성이전효과를 분석하였으며 그 분석결과가 <표 4>에 제시되어 있다.

먼저 panel a의 영국 파운드 현·선물시장사이의 비대칭적변동성 전이효과 분석결과에 의하면 파운드 선물시장에서 현물시장으로의 조건부평균이전효과가 1% 유의수준에

서 존재하는 것으로 나타났으며 변동성의 비대칭적인 특성을 의미하는 ω 도 통계적으로 유의한 수준에서 강하게 기각되는 것으로 나타났다. 영국 파운드 현물시장에서 선물시장으로의 조건부평균이전효과 및 비대칭적인 변동성이전효과를 나타내는 계수인 γ 와 ω 가 모두 1% 유의수준에서 강하게 기각되는 것으로 나타났다. 조건부변동성과 수익률사이의 관계를 나타내는 β 의 경우 파운드선물시장의 조건부변동성은 파운드 현물 수익률과 부(-)의 관계에 있으나 파운드 현물시장의 조건부변동성과 파운드 선물시장 수익률은 통계적으로 유의한 수준에서 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과로부터 영국 파운드 선물시장과 현물시장의 수익률사이에는 피드백적인 정보이전효과가 존재하고 있으나 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다. 또한 변동성의 비대칭적인 특성 즉, 파운드 선물시장과 현물시장은 상대방 시장에서 발생한 호재(good news)보다는 악재(bad news)에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 영국 파운드 현·선물시장사이의 변동성 전이효과 분석에 사용된 MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M 모형은 타당한 것으로 나타났다. 조건부분산식의 ARCH와 GARCH 계수 값이 모두 양이며 두 계수값($\rho + \delta < 1$)의 합이 1보다 작아야 한다는 조건이 충족되는 것으로 나타났다. 또한 추정잔차의 이분산성 여부를 보여주는 $LB(6), LB^2(6)$ 의 값도 통계적으로 유의한 수준에서 기각되지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 먼저 panel b의 호주달러 현·선물시장에 대한 실증분석결과에 의하면 호주달러 선물시장에서 현물시장으로의 조건부평균이전효과를 나타내는 계수(γ)가 1% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났으며 변동성의 비대칭적인 특성을 의미하는 ω 는 5% 수준에서 통계적으로 기각되는 것으로 나타났다. 그러나 호주 달러 현물시장에서 선물시장으로의 조건부평균이전효과는 나타내는 계수(γ)는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나 변동성의 비대칭적 전이효과를 나타내는 ω 는 기각되지 않는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과로부터 호주 달러 현·선물시장사이에는 피드백적인 조건부 평균이전과는 존재하고 있으나 변동성의 비대칭적인 전이효과는 선물시장에서 현물시장으로만 존재하는 것으로 나타났다. 이로부터 호주달러 현물시장은 선물시장에서 발생한 악재에 더 민감하게 반응하고 있음을 추론해 볼 수 있다. 또한 조건부분산식의 ARCH와 GARCH 계수 값의 양정부호 및 비음조건($\rho + \delta < 1$)이 모두 충족되고 추정 잔차의 이분산성도 나타나지 않는 것으로 보이므로 모형의 부적절함은 보이지 않는 것으로 나타났다. 조건부변동성과 수익률사이의 관계는 모두 음(-)으로 나타났다.

panel c의 국내 원달러 현·선물시장에 대한 실증분석결과 두 시장사이에는 피드백

적인 조건부평균이전효과가 1% 유의수준에서 강하게 존재하는 것으로 나타났으며 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 현물시장의 선물시장에 대한 영향력보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다. 또한 원달러 선물시장과 현물시장은 서로 다른 시장에서 발생한 호재보다는 악재에 더 민감하게 반응하는지를 나타내는 계수인 ω 는 모두 1%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 또한 추정잔차에 대한 통계값($LB(6), LB^2(6)$) 등을 고려하면 심각한 모형의 부적절한 현상은 존재하지 않는 것으로 나타났으며 조건부변동성과 수익률사이의 관계를 나타내는 계수 값(β)은 통계적으로 유의한 수준에서 음(-)으로 나타났다.

panel d의 캐나다달러 현·선물시장에 대한 실증분석결과 두 시장사이에는 피드백적인 조건부평균이전효과가 1% 유의수준에서 강하게 존재하는 것으로 나타났으며 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 더 지배적인 것으로 나타났다. 또한 캐나다 달러 선물시장과 현물시장은 서로 다른 시장에서 발생한 호재보다는 악재에 더 민감하게 반응하는지를 나타내는 계수인 ω 는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 전반적으로 심각한 모형의 부적절함은 보이지 않는 것으로 나타났으며 조건부변동성과 수익률사이의 관계를 나타내는 계수 값(β)에 대한 통계적 유의성은 없으나 선물시장의 조건부변동성과 현물시장 수익률은 정(+)의 관계에 있으나 현물시장의 조건부변동성과 선물시장 수익률은 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

마지막으로 panel e의 브라질 레알화 시장에 대한 분석결과에 의하면 앞의 4가지 통화현·선물시장사이의 분석결과와 마찬가지로 정보의 비대칭적인 특성이 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났으나 조건부평균이전효과와 현물시장에서 선물시장으로의 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다. 특히, 정보의 비대칭적인 특성은 현물시장보다는 선물시장에서 더 강하게 존재하는 것으로 나타났으며 이는 레버리지효과에서 기인하는 것으로 보인다. 또한 조건부변동성과 수익률사이의 관계는 음(-)의 관계에 있으나 통계적인 유의성은 없는 것으로 나타났다.

MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M 모형을 이용한 각국 통화 현·선물시장에 대한 실증분석결과를 요약해보면 각국 통화 현·선물시장사이에는 피드백적인 조건부평균이전효과가 존재하고 있으며 통화선물시장에서 통화현물시장으로의 비대칭적 변동성이전효과가 모두 존재하고 있으나 통화현물시장에서 통화선물시장으로의 비대칭적 변동성이전효과는 호주달러시장을 제외하고 나머지 통화시장에서는 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과로부터 기존의 주식시장에서 나타난 변동성의 비대칭적 특성

이 선진국 및 신흥시장 통화 현·선물시장에도 존재하고 있는 것으로 추론해 볼 수 있다. 한편, 변동성과 기대수익률사이의 관계는 정(+)의 관계에 있을 것으로 추론되나, 각 통화선물시장과 현물시장의 조건부변동성과 수익률사이에는 일관성있는 결과를 보여 주지 못하는 것으로 나타났다. 대부분의 조건부변동성과 수익률사이의 관계는 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났으며 이는 각 시장에서 발생하는 다양한 시장마찰에서 발생하는 것으로 보여진다.

<표 4> MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M 모형을 이용한 국제 통화 현·선물시장사이의 비대칭적 변동성이전에 관한 실증분석 결과

전체분석기간은 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일 까지이며 ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. $LB(6)$, $LB^2(6)$ 는 각각 추정 잔차(residuals) 및 잔차제곱에 대한 자기상관성이 존재에 대한 Ljung-Box(p)에 대한 검정통계량을 의미하며 조건부평균 및 분산식은 다음과 같다.

$$\text{조건부평균방정식 : } GBPSR_t = \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma GBPFR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산방정식 : } h_t^2 = c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t$$

$$\text{조건부평균방정식 : } GBPFR_t = \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma GBPSR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산방정식 : } h_t^2 = c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t$$

위 식에서 GBPSR과 GBPFR은 영국 파운드현물과 선물 수익률을 의미한다. A는 GBPFR과 GBPSR을 이용하여 GARCH(1, 1)-M 모형을 추정한 잔차의 값이 음(-)이면 1, 양(+)이면 0의 값을 갖는 더미변수(dummy variables)이다.

Panel A : 영국 파운드선물시장과 현물시장사이의 비대칭적 정보이전효과에 관한 연구

구 분	파운드 선물시장 (futures market) ⇒ 파운드 현물시장(spot market)		파운드 현물시장(spot market) ⇒ 파운드 선물시장(futures market)	
	Coefficient	z -statistic	Coefficient	z -statistic
α	0.00040***	2.78	-0.00010	-0.33
β	-0.61340***	-2.82	0.02164	0.34
γ	0.65000***	38.57	0.49957***	17.81
θ	-0.62019***	-29.81	-0.30782***	-8.85
c	0.018e ⁵	0.36	0.0912e ⁵ ***	3.50
ρ [ARCH(1)]	0.06235***	4.96	0.05673***	5.49
δ [GARCH(1)]	0.91177***	53.98	0.86456***	70.74
ω	0.0137e ⁵ ***	9.1930	0.05478***	3.53
Log-Likelihood	4748.82		4701.67	
F 값	82.93***		71.36***	
$LB(6)$	5.8699		10.770	
$LB^2(6)$	4.8017		8.23	
N	1257		1257	

전체분석기간은 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일 까지이며 ***, **는 1%, 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. $LB(6)$, $LB^2(6)$ 는 각각 추정 잔차(residuals) 및 잔차제곱에 대한 자기상관성이 존재에 대한 Ljung-Box(p)에 대한 검정통계량을 의미하며 조건부 평균식과 분산식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{조건부평균방정식 : } AUDSR_t &= \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma AUDFR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \\ \text{조건부분산방정식 : } h_t^2 &= c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t \\ \text{조건부평균방정식 : } AUDFR_t &= \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma AUDSR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \\ \text{조건부분산방정식 : } h_t^2 &= c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t \end{aligned}$$

위 식에서 AUDSR과 AUDFR은 호주달러 현물과 선물 수익률을 의미한다. A는 AUDFR과 AUDSR을 이용하여 GARCH(1, 1)-M을 추정한 잔차의 값이 음(-)이면 1, 양(+)이면 0의 값을 갖는 더미변수(dummy variables)를 나타낸다.

Panel B : 호주달러 선물시장과 현물시장사이의 비대칭적 정보이전효과에 관한 연구

구 분	호주달러 선물시장(futures market) ⇒ 호주달러 현물시장(spot market)		호주달러 현물시장(spot market) ⇒ 호주달러 선물시장(futures market)	
	Coefficient	z -statistic	Coefficient	z -statistic
α	0.001027***	3.35	0.000173	0.43
β	-0.121437***	-3.06	-0.014413	-0.29
γ	0.721237***	55.12	0.724312***	27.58
θ	-0.700972***	-37.67	-0.66215***	-20.48
c	-0.00443e ⁵	-0.72	0.00898e ⁵	1.39
ρ [ARCH(1)]	0.087858***	6.78	0.075843***	6.83
δ [GARCH(1)]	0.897438***	66.31	0.910826***	65.32
ω	0.0309e ⁵ **	2.31	0.00139e ⁵	0.12
Log-Likelihood	4550.58		4506.62	
F 값	72.3781		86.0515	
$LB(6)$	1.3504		4.3561	
$LB(12)$	2.4393		11.873	
$LB^2(6)$	2.4309		1.3824	
$LB^2(12)$	9.0391		3.1489	
N	1301		1301	

전체분석기간은 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일 까지이며 ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미 한다. $LB(6)$, $LB^2(6)$ 는 각각 추정 잔차(residuals) 및 잔차제곱에 대한 자기상관성이 존재에 대한 Ljung-Box(p)에 대한 검정통계량을 의미하며 조건부 평균식과 분산식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{조건부평균방정식 : } WDSR_t &= \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma WDFR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \\ \text{조건부분산방정식 : } h_t^2 &= c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t \\ \text{조건부평균방정식 : } WDFR_t &= \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma WDSR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \\ \text{조건부분산방정식 : } h_t^2 &= c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t \end{aligned}$$

위 식에서 WDSR과 WDFR은 국내 원달러 현물과 선물시장 수익률을 의미한다. A는 WDFR과 WDSR을 이용하여 GARCH(1, 1)-M을 추정한 잔차의 값이 음(-)이면 1, 양(+)이면 0의 값을 갖는 더미변수(dummy variables)를 나타낸다.

Panel C : 국내 원달러 선물시장과 현물시장사이의 비대칭적 정보이전효과에 관한 연구

구 분	원달러 선물시장(futures market) ⇒ 원달러 현물시장(spot market)		원달러 현물시장(spot market) ⇒ 원달러 선물시장(futures market)	
	Coefficient	z -statistic	Coefficient	z -statistic
α	0.00024***	8.7820	0.00081***	26.5081
β	-0.12599**	-4.9403	-0.26973***	-8.5593
γ	0.71458***	294.148	0.52016***	102.562
θ	0.11568***	8.7820	-0.01029	-0.7396
c	0.062e ^{5*}	1.7166	0.053e ^{5***}	4.6367
ρ [ARCH(1)]	0.42044***	19.5033	0.16733***	24.7989
δ [GARCH(1)]	0.59440***	1.7065	0.74332***	159.514
ω	0.05171*	1.7065	0.04549***	4.1197
Log-Likelihood	7004.08		6413.42	
F 값	452.5143***		462.09***	
LB(6)	9.36		8.15	
LB ² (6)	6.86		1.45	
N	1461		1461	

전체분석기간은 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일 까지이며 ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. LB(6), LB²(6)는 각각 추정 잔차(residuals) 및 잔차제곱에 대한 자기상관성이 존재에 대한 Ljung-Box(p)에 대한 검정통계량을 의미하며 조건부 평균식과 분산식은 다음과 같다.

$$\text{조건부평균방정식 : } CADSR_t = \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma CADFR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t.$$

$$\text{조건부분산방정식 : } h_t^2 = c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t$$

$$\text{조건부평균방정식 : } CADFR_t = \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma CADSR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산방정식 : } h_t^2 = c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t$$

위 식에서 CADSR과 CADFR은 캐나다 달러 현물과 선물시장 수익률을 의미한다. A는 CADFR과 CADSR을 이용하여 GARCH(1, 1)-M을 추정한 잔차의 값이 음(-)이면 1, 양(+)이면 0의 값을 갖는 더미변수(dummy variables)를 나타낸다.

Panel D : 캐나다 달러 선물시장과 현물시장사이의 비대칭적 정보이전효과에 관한 연구

구 분	캐나다 달러 선물시장(futures market) ⇒ 캐나다 달러 현물시장(spot market)		캐나다 달러 현물시장(spot market) ⇒ 캐나다 달러 선물시장(futures market)	
	Coefficient	z -statistic	Coefficient	z -statistic
α	-0.00003	-0.19222	0.00063	1.0264
β	0.57675	0.75715	-0.07436	-0.6894
γ	0.70191***	40.9451	0.19419***	19.0525
θ	-0.65332***	-25.4987	-0.18433***	-6.2465
c	0.0302e ^{5***}	4.1243	0.00816e ^{5***}	2.6604
ρ [ARCH(1)]	0.18524***	4.7615	0.05179***	3.8353
δ [GARCH(1)]	0.70478***	19.9813	0.90484***	58.6044
ω	0.15902***	4.60527	0.04918***	2.8069
Log-Likelihood	4735.695		4840.88	
F 값	90.4956***		17.6234***	
LB(6)	4.58		4.99	
LB ² (6)	0.16		7.83	
N	1311		1311	

전체분석기간은 분석기간은 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일 까지이다. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. $LB(6)$, $LB^2(6)$ 는 각각 추정 잔차(residuals) 및 잔차제곱에 대한 자기상관성이 존재에 대한 Ljung-Box(p)에 대한 검정통계량을 의미하며 조건부 평균식과 분산식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{조건부평균방정식} : BRSR_t &= \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma BRFR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \\ \text{조건부분산방정식} : h_t^2 &= c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t \\ \text{조건부평균방정식} : BRFR_t &= \alpha_t + \beta h_t^2 + \gamma BRSR_t + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \\ \text{조건부분산방정식} : h_t^2 &= c_t + \rho \epsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}^2 + \omega A_t \epsilon_t \end{aligned}$$

위 식에서 BRSR과 BRFR은 브라질 레알화 현물과 선물시장 수익률을 의미한다. A는 BRFR과 BRSR을 이용하여 GARCH(1, 1)-M을 추정한 잔차의 값이 음(-)이면 1, 양(+)이면 0의 값을 갖는 더미변수(dummy variables)를 나타낸다.

Panel E : 브라질 레알화 선물시장과 현물시장사이의 비대칭적 정보이전효과에 관한 연구

구 분	브라질 레알화 선물시장(futures market) ⇒ 브라질 레알화 현물시장(spot market)		브라질 레알화 현물시장(spot market) ⇒ 브라질 레알화 선물시장(futures market)	
	Coefficient	z -statistic	Coefficient	z -statistic
α	0.00046	1.13095	0.00013	0.24925
β	-0.03123	-0.48741	-0.00736	-0.10755
γ	0.59197***	66.6707	0.86165***	66.6434
θ	-0.36782***	-13.4274	-0.43659***	-13.0029
c	0.0373e ⁵ ***	6.83319	0.110e ⁵ ***	11.8487
ρ [ARCH(1)]	0.19197***	8.05042	0.23971***	7.8789
δ [GARCH(1)]	0.67868***	29.5817	0.58658***	21.8974
ω	0.20222***	4.86456	0.10283**	2.1134
Log-Likelihood	4629.44		4442.740	
F 값	145.036***		145.650***	
$LB(6)$	4.36		5.83	
$LB^2(6)$	6.60		1.56	
N	1284		1284	

V. 요약 및 결론

동 연구는 선진국 시장인 영국 파운드화, 캐나다 및 호주 달러 현·선물시장과 신흥시장에 속하는 국내 원달러 및 브라질 레알화 현·선물시장사이의 단기적인 선도-지연관계 뿐만 아니라 대칭적·비대칭적 변동성이전효과분석을 통하여 시장효율성을 분석하고자 하였다. 이를 위하여 2003년 9월 15일부터 2009년 7월 30일까지 5개 나라의 최근월물 통화 선물시장가격과 통화현물가격의 일별 증가자료를 이용하였다. 각 통화 현·선물시장사이의 선도 지연관계는 VAR 모형에 기초를 둔 Granger인과관계분석을 실시하였으며 조건부평균 및 비대칭적 변동성이전효과분석은 시간변동 GJR-GARCH(1, 1)-M 모형을 도입하였으며 주요 실증분석결과는 다음과 같다.

먼저, Granger 인과관계분석결과 영국 파운드, 캐나다 및 호주달러, 국내 원달러 및 브라질 레알화 통화선물시장과 현물시장의 수익률사이에는 피드백적인 Granger 인과관계가 존재하였으며 통화선물시장의 현물시장에 대한 가격발견기능이 현물시장의 선물시장에 대한 가격발견기능보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다. 이는 기존의 Herbst et al.(1987), Stoll and Whaley(1990) 및 Abhyankar(1995), Gwilym and Buckle(2001) 등 주가지수선물시장의 가격발견기능에 대한 실증분석결과들과 일맥상통하고 있음을 보여주고 있다.

다음으로 GJR-GARCH 모형을 이용하여 분석한 결과 각 국 통화선물시장과 현물시장사이에도 조건부평균이전효과가 피드백적으로 존재하고 있으며 브라질의 경우를 제외하고는 전반적으로 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다.

마지막으로 GJR-GARCH 모형 분석결과 호주달러 현물시장에서 선물시장의 비대칭적 변동성이전효과는 존재하고 있지 않으나, 나머지 통화선물시장과 현물시장에서는 변동성의 비대칭적인 특성이 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과로부터 전반적으로 통화현물시장보다 통화선물시장의 가격발견기능이 지배적이며 외환시장에서도 Black(1976) 이후 레버리지효과 즉, 투자자들은 호재(good news)보다는 악재(bad news)에 더 민감하게 반응하고 있음을 보여주고 있다. 또한 5개국 통화현물시장보다는 선물시장이 정보에 더 빠르게 반응하며 각 현·선물시장사이의 선도 지연관계는 각 시장이 정보에 비효율적임을 보여주는 증거로 볼 수 있다. 전반적으로 신흥시장보다는 선진국시장의 통화선물시장의 가격발견기능이 신흥시장보다 더 나은 것으로 보이며 시장효율성도 선진국 통화선물시장이 신흥시장 통화선물시장보다 더 나은 것으로 보인다. 이러한 선진국시장과 신흥시장사이의 시장효율성 또는 통화선물시장의 가격발견기능의 차이는 자본시장의 발달정도, 시장규제 및 거래비용 등을 포함하는 시장마찰(market friction)의 차이에서 발생하는 것으로 보인다.

본 연구의 한계점으로는 선진국과 개도국 통화현선물시장의 시장효율성과 정보전달메커니즘 분석에 있어 분석대상이 선진국 3개와 신흥시장 2개를 대상으로 하였으나 일본엔화, 유로화 및 멕시코 페소화 현·선물시장에 대한 분석을 확대하지 않은데 있다. 실증분석결과의 일반화를 위해서는 보다 많은 분석대상을 포함시키는 것이 보다 더 타당한 것으로 보여 지므로 이러한 국가들에 대한 분석은 추후의 연구과제로 남기기로 한다.

참 고 문 헌

- 문규현, 홍정효(2007), “코스피 200 선물시장의 수익률, 변동성, 거래량 및 미결제약정간의 관련성”, 재무관리연구, 제24권 제4호, 107-134.
- 홍정효(2006), “국내 외환 현·선물시장간의 선도-지연관계에 관한 연구”, 산업경제연구, 제19권 제2호, 787-798.
- 홍정효(2008), “원/유로화 (Won/EUR) 선물시장과 현물시장간의 동태적인 영향력분석”, 경영 교육논총, 제49권, 351-364.
- Abdul, J. I., Khairuddin, O. and Obiyathulla, I. B., “Issues in stock index futures introduction and trading : evidence from the Malaysian index futures market,” *Capital Markets Review*, 7(1), (1999), 1-37.
- Abhyankar, A. H., “Return and volatility dynamics in the FTSE 100 stock index and stock index futures market,” *The Journal of Futures Markets*, 15, (1995), 457-458.
- Alphonse, P., “Efficient price discovery in stock index cash and futures markets,” *Annals of Economy and Statistics*, 60, (1999), 177-188.
- Bae, K. and Karolyi, G. A., “Good news, bad news, and international spillovers of stock return volatility between Japan and the U.S.,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, (1994), 404-438.
- Black, F., “Studies of Stock Market Volatility Changes,” *Proceedings of the American Statistical Association*, Business and Economic Statistics Section, (1976), 177-181.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31(3), (1986), 307-327.
- Brooks, C., Rew, A. G. and Ritson, S., “A trading strategy based on the lead-lag relationship between the spot index and futures contract for the FTSE 100,” *International Journal of Forecasting*, 17, (2001), 31-44.
- Broussard, J. P., Booth, G. G. and Loistl, O., “Price discovery in German stock and futures markets,” *Managerial Finance*, 24(4), (1998), 3-18.
- Chan, K., Chan, K. C. and Karolyi, G. A., “Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets,” *Review of Financial Studies*, 4, (1991), 657-684.
- Chan, K. and Chung, Y. P., “Intraday relationship among index arbitrage, spot and futures price volatility, and spot market volume : A transaction data test,” *Journal of*

- Banking and Finance*, 17, (1993), 173-179.
- Chatrath, A. and Song, F., "Information and volatility in futures and spot markets : the case of the Japanese Yen," *Journal of Futures Markets*, 18(2), (1998), 201-223.
- Daigler, R. T., "Intraday stock index futures arbitrage with time lag effects," working paper, (1990), Florida International University, July.
- Engle, R., "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation," *Econometrica*, 50, (1982), 987-1007.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, (1987), 251-276.
- Engle, R. and V. Ng, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of finance*, 48, (1993), 1749-1777.
- Fleming, J., Ost diek, B. and Wahley, R. E., "Trading costs and the relative rate of price discovery in stock, futures and option markets," *Journal of Futures Markets*, 16, (1996), 353-387.
- Frino, A. and West, A., "The lead-lag relationship between stock indices and stock index futures contracts : further Australian evidence," *Abacus*, 35, (1999), 333-341.
- Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the National Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48(5), (1993), 1779-1801.
- Grandson, L., Fernandez, A. and Muoz, M. J., "Market efficiency in the Spanish derivatives markets : an empirical analysis," *International Advances in Economic Research*, 4(4), (1998), 349-355.
- Gwilym, O. and Buckle, M., "The lead-lag relationship between the FTSE100 stock index and its derivative contracts," *Applied Financial Economics*, 11, (2001), 385-393.
- Grunbichler, A., Longstaff, F. A., and Schwartz, E. s., "Electronic screen trading and the transmission of information : an empirical examination," *Journal of Financial Intermediation*, 3, (1994), 166-187.
- Herbst, A. F., McCormack, J. P., and West, E. N., "Investigation of a lead-lag relationship between spot stock indices and their futures contracts," *The Journal of Futures Markets*, 7, 1987, 373-381.
- Hamao, Yasushi, Ronald Masulis, and Victor Ng, "Correlations in Price Changes and

- Volatility across International Stock Markets,” *Review of Financial Studies*, 3(2), (1990), 281-307.
- Iihara, Y., Kato, K. and Tokunaga, T., “Intraday return dynamics between the cash and futures markets in Japan,” *The Journal of Futures Markets*, 16, (1996), 147-162.
- Kawaller, I. G., Koch, P. D. and Koch, T. W., “The temporal price relationship between S&P500 futures and the S&P500 futures index,” *Journal of Finance*, 42, (1987), 1309-1329.
- Kawaller, I. G., Koch, P. D. and Koch, T. W., “Intraday relationship between volatility in S&P 500 futures price and volatility in the S&P 500 index,” *Journal of Banking and Finance*, 14, (1990), 373-397.
- Kim, D. and Kon, S., “Alternative models for the conditional heteroscedasticity of stock returns,” *Journal of Business*, 67(4), 1994, 563-598.
- Nelson, D., “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach,” *Econometrica*, 59, (1991), 347-370.
- Ng, A., 2000, “Volatility spillover effects from Japan and the US to the pacific-basin,” *Journal of International Money and Finance*, 19, 207-233.
- Ramasamy, S. and Shanmugam, B., “A study of the index-futures price relationship within the Malaysian stock index futures market,” *Derivatives Use, Trading and Regulation*, 10(2), (2004), 156-181.
- Shyy, G., Vijayaraghavan, V. and Scott-Quinn, B., “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. R. and Whaley, R. E., “The dynamics of stock index and stock index futures returns,” *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 25(25), (1990), 441-468.
- Turkington, J. and Walsh, D., “Price discovery and causality in the Australian share price index futures market,” *Australian Journal of Management*, 24(2), (1999), 97-113.
- Wahab, M. and Lashgari, M., “Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets, a cointegration approach,” *Journal of Futures Markets*, 13, (1993), 711-742.

An Empirical Study on the Asymmetric Correlation and Market Efficiency Between International Currency Futures and Spot Markets with Bivariate GJR-GARCH Model*

Hong, Chung-Hyo**

<abstract>

This paper tested the lead-lag relationship as well as the symmetric and asymmetric volatility spillover effects between international currency futures markets and cash markets. We use five kinds of currency spot and futures markets such as British pound, Australian and Canadian dollar, Brazilian Real and won/dollar spot and futures markets. daily closing prices covering from September 15, 2003 to July 30, 2009. For this purpose we employed dynamic time series models such as the Granger causality based on VAR and time-varying MA(1)-GJR-GARCH(1, 1)-M. The main empirical results are as follows:

First, according to Granger causality test, we find that the bilateral lead-lag relationship between the five countries' currency spot and futures market. The price discover effect from currency futures markets to spot market is relatively stronger than that from currency spot to futures markets.

Second, based on the time varying GARCH model, we find that there is a bilateral conditional mean spillover effects between the five currency spot and futures markets.

Third, we also find that there is a bilateral asymmetric volatility spillover effects between British pound, Canadian dollar, Brazilian Real and won/dollar spot and futures market. However there is a unilateral asymmetric volatility spillover effect from Australian dollar futures to cash market, not vice versa.

From these empirical results we infer that most of currency futures markets have a much better price discovery function than currency cash market and are inefficient to the information.

Keywords : Int'l Currency Futures Markets, Currency Spot Market, GJR-GARCH, Causality Relationship, Market Efficiency

* This work was supported by the Korea Research Foundation Grant funded by the Korean Government (MOEHRD, Basic Research Promotion Fund) (KRF-2008-327-B00263).

** Professor, Kyungnam University