2008년 한국파생상품학회 추계 학술발표회 발표문

차익거래와 스왑 스프레드의 역전 현상

원승연*

요 약

본 연구는 한국의 금리스왑 시장에서 금리스왑 고정금리가 국채금리보다 낮은 스왑 스프레드의 역전 현상이 장기간 지속된 하나의 요인으로서 국내외 금리차를 이용한 외국인의 차익거래 유인을 지적하고, 이를 실증분석을 통하여 검정하였다. 외국인의 국내 채권시장 투자 시 중요한 수단으로서 이용되는 통화스왑의 고정금리가 하락할 때 외국인이 국내의 채권시장에 차익거래를 목적으로 투자할 유인이 증가한다. 그리고 GARCH 모형을 이용한 추정 결과는 이러한 통화스왑 고정금리 하락이 스왑 스프레드를 하락시키는 것으로 나타나, 대외적인 차익거래 요인이 현재와 같은 스왑 스프레드의 역전 현상을 부분적으로 설명하고 있음을 보여주었다. 그리고 이러한 스왑 스프레드의 하락을 현물금리와 스왑금리로 분해하여 분석하면, 스왑 스프레드의 하락은 차익거래 기회 증가 시 스왑금리가 현물금리보다 더 민감하게 반응하기 때문인 것으로 나타났다.

2008.11.28

*영남대 경제금융학부 (경북 경산시 대동 영남대학교 상경관 339, Tel. 053-810-2713, E-mail: suwon@ynu.ac.kr)

Ⅰ. 서론

금리 스왑은 1990년대부터 전 세계적으로 급속히 증가해왔으며, 한국에서도 2000년부터 채권시장 거래 수단의 하나로서 본격적으로 이용되기 시작하였다. 그런데, 한국의 금리 스왑시장에서는 매우 특이한 현상이 지속되어 왔다. 그것은 바로 금리 스왑 고정금리가 국고채 금리보다 낮은 현상, 곧 스왑 스프레드가 음(-)이 되는 스왑 스프레드의 역전 현상이 장기간 지속되었다는 점이다. 이것은 우리가 아는 한 일본을 제외한 다른 어느 나라에서도 보고되지 않았던 현상이다. 이러한 현상은 금리스왑에 대한 이론적인 접근에서도 해결하기 어려운 퍼즐이다. 스왑 스프레드와 관련한 기존의 연구들에 기초한다면, 스왑 스프레드가 음이 되는 스왑 스프레드 역전 현상을 설명할 근거를 찾기 어렵다. 스왑 고정금리가 국고채 금리보다 높은 이유는 금리 스왑 계약이 국고채에 대비하여 신용 위험과 유동성 위험이 크기 때문이다. 금리 스왑 고정금리는 거래 상대방의 신용위험으로 인하여 국고채 금리보다 높은 수준에서 책정되는 것이 적정하다. 또한, 국고채 시장보다 금리스왑 시장의 유동성 위험이 큰 것이 일반적이기 때문에, 이러한 유동성 위험의 존재 역시 스왑 스프레드를 양이 되도록 한다[1]. 스왑 스프레드는 다른 한편에서는 금리상승에 대비한 헷지를 목적으로 이용될 수 있기 때문에, 금리가 하락하는 경우에는 그 수준이 하락할 수 있다. 그러나 한국의 경우 스왑 스프레드는 금리가 상승하기 시작한 2006년 이후에도 그 역전 현상이 사라지지 않고 있다.

이러한 측면에서 본다면, 스왑 스프레드 역전 현상의 지속은 기존 연구 결과에서 지적한 스왑 스프레드 결정 요인 이외의 다른 변수가 스왑 금리에 영향을 준다는 점을 시사한다. 이러한 맥락에서 금리 스왑 시장의 국제간 연관성에 대한 연구는 주목할만하다. 이들 연구는 각 나라의 스왑 금리의 추이나 변동성이 상호 연관되어 있다는 실증 결과를 제시하고 있다. 이처럼 대외적 요인이 스왑 시장에 영향을 준다면, 그것은 곧 스왑 스프레드 역시 대외적인 요인에 의하여 영향을 받을 수 있음을 시사한다. 본 연구는 금리 스왑 시장에 대한 대외적인 영향력에 주목하여 스왑 고정금리가 국내외 금리차를 이용한 차익거래에 의하여 영향 받으며, 따라서 스왑 스프레드의 역전 현상을 이러한 대외적인 차익거래 요인이라는 측면에서 부분적으로 설명할 수 있음을 밝히는데 그 목적이 있다.

차익거래의 기회가 발생하여 외국인이 원화 시장에 투자할 경우, 그 투자 경로는 현물시장뿐 만 아니라 파생상품 시장을 통해서도 이루어진다. 일단, 차익거래로 인하여 국내로의 자금유입이 이루어진다면, 그것은 전반적으로 채권의 현물 금리와 스왑 고정 금리를 하락시

[1] Eom et al. (2000)은 일본이 음(-)의 스왑 스프레드 현상에 주목하면서, 이처럼 스왑 스프레드가 역전되었던 이유를 일본 국채(JGB)중 비지표물은 금리 스왑보다 유동성이 떨어지기 때문이었던 것으로 지적하였다.

키는 압력으로 작용할 것이다. 이 때, 이러한 차익거래 기회 요인이 채권 현물시장과 금리 스왑 시장에 차별적인 영향을 준다면, 스왑 스프레드가 국내의 여타 상황과 무관하게 변화할 수 있다. 만약 외국인의 국내시장에 대한 투자가 현물 금리보다 스왑 금리를 더욱 하락시킨다면, 그것은 스왑 스프레드의 하락으로 나타날 것이다. 더 나아가 이러한 차익거래 요인이 대내적인 요인을 상쇄할 정도로 충분히 크다면, 스왑 스프레드가 음(-)의 수치가 되는 스왑 스프레드 역전 현상이 발생할 가능성도 배제할 수는 없다. 본 연구는 이러한 인식을 바탕으로 국내로의 자금 유입을 유발하는 차익거래 요인이 스왑 스프레드를 하락시키는데 기여했다는 점을 실증 분석을 통해 밝히고자 한다. 특히, 본 연구는 차익거래의 투자 경로로서 통화스왑이 주요 수단으로 이용되었음에 주목하여, 이러한 통화스왑 고정금리와 스왑 스프레드가 비례적인 관계에 있음을 보여줌으로써 차익거래의 구체적인 경로에 대한 이해를 바탕으로 스왑 스프레드의 변화를 설명하고자 하였다.

실증 분석의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 스왑 스프레드의 결정 요인 중 신용위험의 영향력은 존재하는 것으로 확인되었으나, 유동성 위험의 영향력은 결론지을 수 없었다. 둘째, 통화스왑 고정금리는 모든 만기의 채권에서, 모든 분석 기간에서 유의미하게 스왑 스프레드에 비례적인 영향을 주는 것으로 추정되었다. 이것은 외국인이 국내에 투자할 차익거래 유인이 클수록 스왑 스프레드는 하락하는 경향이 있다는 것을 의미한다. 이러한 스왑 스프레드의 하락은 금리 스왑시장이 현물 시장보다 대외적인 요인에 보다 민감하게 반응한 데 기인한 것이었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 기존의 연구를 정리하였고, 제 3장에서는 차익거래가 발생하는 경로를 이론적으로 구성하고, 이를 감안하여 스왑 스프레드의 결정 모형을 설정하였다. 제 4장은 분석 자료에 대한 설명이고, 제 5장은 실증 분석 결과를 요약하였다. 제 6장에서는 차익거래 요인으로 스왑 스프레드의 역전 현상이 지속되는 상황을 기술하였으며, 제 7장에서는 논문의 요약 및 시사점을 정리하였다.

Ⅱ. 기존 연구

스왑 스프레드의 연구는 1990년대 이후 활발히 진행되었다. 초기의 연구는 스왑 거래의 특성을 분석하는 것에서 출발하였지만, 이후 금리 스왑 시장에서 대한 주요한 관심사의 하나는 금리스왑의 고정금리와 무위험 수익률간의 차이인 스왑 스프레드를 결정하는 요인이

무엇인가 하는 점이었다[2]. 이러한 연구 결과에 따르면 스왑 스프레드를 결정하는 가장 큰 요인은 신용 위험과 유동성 위험으로 지적된다. Sorensen and Bollier (1994)는 스왑의 가치가 파산의 옵션 가치에 의존하므로, 거래 상대방의 채무불이행 가능성과 수익률 곡선의 기울기 등이 스왑 스프레드를 결정하는 요인이라고 주장하였다. 반면, Grinblatt(2001)는 일반적인 금리 스왑은 채무불이행 위험이 없으며, 스왑 스프레드는 국채 시장과 유로 차입 시장간의 유동성 차이에 의하여 설명될 수 있다고 주장하여, 스왑 스프레드를 결정하는 가장 중요한 요인으로서 유동성 위험을 제시하였다.

이러한 이론적 논의를 배경으로 스왑 스프레드에 대한 실증적 연구가 진행되었으나, 그 결론은 일의적이지 않았다. 그러나 이러한 실증 연구는 스왑스프레드와 관련한 여러 특성을 보다 풍부하게 이해하는데 기여하였다. 스왑 스프레드는 만기에 따라 증가하며, 수익률 곡선이 우하향 할 때 그 값이 훨씬 작아진다거나 (Sun et al. (1993)), 스왑 스프레드는 현물에 비하여 신용 위험 프리미엄이 상대적으로 작다거나(Minton(1997)), 스왑 스프레드는 상이한 신용등급을 보유한 신용위험을 반영하는 질적 스프레드(Quality spread)에는 영향 받지 않으나 일반적인 신용 위험 지표에는 영향 받는다(Duffie and Huang(1996))는 연구 결과들이 그것이다. 그리고 Duffie and Singleton (1997) 은 스왑 스프레드가 신용 위험과 유동성 위험에 의하여 동시에 영향 받는다는 것을 지적하였다. 이러한 분석을 통해서 스왑은 그 자체의 성격이나 신용위험을 보완해 줄 담보와 같은 다양한 수단을 통해 현물 채권보다 신용위험 프리미엄이 상대적으로 낮아, 스왑 스프레드 역시 신용위험의 요인이 상대적으로 작게 반영된다는 것이 확인되었다 (Collin-Dufresne and Slonik(2001). 한편, 유동성 위험이 신용위험 보다 훨씬 스왑 스프레드에 미치는 영향이 크다는 실증적 분석 결과도 제시되었다. Liu et al. (2006)은 스왑에서의 신용스프레드가 유동성 요소와 채무불이행 요소로 구성되고 있으며, 수치상으로는 채무불이행 요소가 크지만 유동성 요소는 훨씬 변동성이 크다고 주장하였다. 더 나아가 Huang and Neftci (2006)는 유동성 위험이 미국 스왑 스프레드 변동의 주요한 동인이었다고 주장하기도 하였다.

이와 함께 최근 들어서는 스왑시장의 국제적인 연관성에 대한 연구가 진전되었다. Eom et al. (2000, 2001)은 달러 금리 스왑시장과 엔 금리 스왑시장간의 상호 연관성을 분석하여, 달러 스왑시장이 엔화 스왑시장에 영향을 주고 있음을 보여 주었다. Lekkos and Milas (2000,2003)는 영국과 미국의 스왑시장간의 관계를 체제변동모형을 이용하여 분석하여, 미국의 스왑 시장과 영국의 스왑 시장의 비대칭적인 시장 영향력이 있음을 주장하였다. 또한 In (2007)은 변동성의 전이 효과가 국제적인 스왑시장에서도 존재한다는 점을 보여주고 있다. 이러한 연구는 각국 스왑시장간의 상호 연관성을 보여 주고 있으나, 왜 이러한 상호연

[2] 초기의 연구로는 Smith et al.(1988), Litzenberger(1992), Titman(1992), Brown and Smith(1993) 참조.

관성이 발생하는지에 대한 구체적인 연구로 진전되지는 못하였다. 이러한 국제적인 동조성의 원인은 여타 시장에 대한 연구를 기초로 해서 본다면 크게 경기순환의 동조성에서 비롯되는 측면과 두 나라간의 이자율 차이에 의한 차익거래에 의한 측면으로 구분될 수 있으나, 이에 대한 구체적인 연구는 아직 미비한 형편이다[5].

한편, 금리 스왑 시장에 대한 국내의 실증 연구는 그다지 이루어지지 않았다. 김인준, 김인(2003)은 한국의 스왑 시장을 대상으로 스왑스프레드 결정 요인을 분석하였다. 최근 연구로는 지난 몇 년 동안 음(-)의 스왑 스프레드가 지속된 원인을 대외적인 변수와 연관시키고자 하는 시도가 주목할만하다 (김진호(2008)). 특히 최근 들어서서 외국인의 채권 투자로 인한 국내시장의 교란이 가시화되면서 외국인의 차익거래의 특성과 그에 따른 가격변수의 영향이 주목되고 있는데, 이러한 맥락 하에서 금리스왑 시장에 대한 관심이 집중되고 있는 것이 아닌가 판단된다[6].

Ⅲ. 기본 모형

1. 차익거래 기회와 경로

국가간의 자본이동이 자유롭게 개방되어 국제금융시장이 효율적이면, 두 나라간 이자율 차이와 현, 선물 환율 차이 간에는 균형 관계가 성립한다. 즉, 커버드 금리평가(covered interest rate parity, CIP) 이론에 따르면, 선물환율은 두 나라간 이자율 차이와 현물환율에 의하여 결정된다. 만약 이자율 차이와 현물 환율에 의거하여 계산된 선물환율이 실제 선물환율과 괴리된다면, 차익거래의 기회가 발생할 것이다. 따라서 차익거래의 발생 여부는 CIP 조건의 충족 여부에 의하여 판별된다. 식 (1)은 원-달러 시장을 기준으로 차익거래의 조건을 근사적으로 정리한 것이다. 외국인들이 차익거래를 목적으로 원화 채권에 투자하기 위한 조건은 식 (1)을 이용하여 정리한 식 (2-1)의 차익거래의 이익($ArbitrageGain_t$)이 적어도 양(+)이 되어야 한다는 것이다. 즉 적어도 외국인이 투자하기 위해서는 비록 원화 금리가 달러 금리보다 높다고 하더라도 선물환 프리미엄 (외국인 투자자 입장에서의 선물환 디스카운트)이 이러한 원-달러 금리차를 상쇄할 정도로 낮아서는 안 된다는 것이다.

---

[5] 가령, Eom et al (2000)은 일본의 스왑금리가 차익거래의 유인에 의하여 영향 받을 가능성을 지적하였으며, Lekkos et al.(2007)은 두 나라간 이자율 차이를 차익거래의 대리 변수로 설정하여, 이들 요인에 의한 스왑시장의 동조성을 분석하였다.

[6] 최근 외국인의 채권투자에 관한 연구로는 양양현, 이혜림 (2008) 참조.

$$Spot_t = Spot^{US}_t - FP_t, \quad (1)$$

단, $FP_t = (FXforward_t / FXSpot_t - 1)$: 선물환 프리미엄(또는 디스카운트),

$Spot_t$: 원화 금리, $Spot^{US}_t$: 달러 금리, $FXSpot_t$: 원-달러 현물환율,

$FXforward_t$: 원-달러 선도환율

$$ArbitrageGain_t = Differential_t + FP_t \quad (2\text{-}1)$$

단, $Differential_t (= Spot_t - Spot^{US}_t)$: 원-달러 금리차

$Arbitrage\ Gain_t$: (외국인 투자자의 입장에서의) 차익거래 이익

그런데 식 (2-1)은 외국인이 국내 원화 채권에 투자할 때, 역내 원-달러 선도시장 또는 원달러 스왑시장에서 환 위험을 헷지한다는 것을 전제한 것이다. 그러나 실제 금융기관간의 거래에서 환 헷지를 위해 많이 쓰이는 수단은 통화스왑이다. 특히 한국의 경우 선물환 시장이 만기 1년 미만의 경우에만 그나마 충분한 유동성이 있기 때문에, 금융기관이 차익거래를 시행할 경우 통화스왑에 대한 필요성은 더욱 높아진다고 할 수 있다.

통화스왑은 계약 시 어느 일방이 지불 또는 수취하는 원화 고정금리(CRS_t)는 달러 변동금리인 라이보 (LIBOR)를 기준으로 그 가격이 표시된다. 어느 금융기관이 차익거래를 위해서 달러로 자금을 차입하는 경우를 상정하자. 만약 금융기관이 변동금리인 라이보로 자금을 차입했다고 하면, 해당 금융기관은 통화스왑 계약을 통해 달러를 원화로 전환하는 동시에 그 조달금리를 원화 표시 통화스왑 고정금리로 전환할 것이다. 그리고 이렇게 전환된 원화를 현물 채권에 투자했다고 한다면, 이 때 차익거래 이익은 원화 현물금리($Spot_t$) 에서 통화스왑 고정금리(CRS_t)를 차감한 수치가 될 것이다(식 (2-2) 참조).

$$ArbitrageGain_t = Spot_t - CRS_t \quad (2\text{-}2)$$

또한, 외국인의 차익거래는 원화 금리스왑을 이용할 수도 있다. 즉, 외국인은 금리스왑을 이용하여 그 고정금리(IRS_t)를 수취하고 대신 CD 금리를 지불하는 계약을 체결하는 동시에, 원화로 전환한 차입자금을 이용하여 단기의 CD를 매입할 수 있다. 이 경우 차익거래의 이익은 식 (2-3)으로 변형된다.

$$ArbitrageGain_t = IRS_t - CRS_t \quad (2\text{-}3)$$

다른 한편으로 차익거래의 주체인 금융기관이 식 (2-1)의 전제처럼 자금을 고정금리로 차용하는 경우를 상정할 수 있다. 만약 외국인 투자자가 달러 고정금리($Spot^{US}_t$)로 자금을 차입한다면, 그는 달러 금리스왑을 이용하여 조달 금리를 변동금리인 라이보로 전환할 수 있다. 그리고 앞서와 마찬가지로 통화스왑을 이용하여 원화를 확보하고 현물시장에 투자하는 것을 상정한다면, 이 때 외국인 투자자의 차익거래 이익은 식 (2-4)로 정리된다. 이 때, 외국인 투자자가 국내에 투자할 때 감수해야 하는 선물환 디스카운트는 달러 금리스왑 고정금리와 통화스왑 고정금리간의 차이(FP^{swap}_t)로 대체할 수 있다.

$$\begin{aligned} ArbitrageGain_t &= Differential_t + (IRS^{US}_t - CRS_t) \\ &= Differential_t + FP^{swap}_t \end{aligned} \qquad (2\text{-}4)$$

2. 스왑 스프레드의 결정 요인

스왑 스프레드(SS_t)는 금리 스왑 고정금리(IRS_t)와 동일한 만기를 갖고 있는 국고채($Spot_t$) 간의 금리차로 정의된다. 기존 연구에서 스왑 스프레드를 결정하는 요인으로 공통적으로 지적된 것은 신용 위험과 유동성 위험의 측면이다. 변동 금리 수취자는 고정금리 지불자인 거래 상대방의 신용위험에 노출되어 있기 때문에, 금리 스왑 고정금리는 국고채보다 높은 수준에서 결정되어야 한다. 따라서 신용 위험을 반영하는 신용 스프레드는 스왑 스프레드와 비례적인 관계에 있다고 가정된다. 또한, 신용위험의 측면에서 볼 때, 수익률 곡선의 기울기와 스왑 스프레드는 비례적 관계에 있는 것으로 추론된다. 수익률 곡선의 기울기 가팔라서 장기의 스왑 고정금리가 3개월 변동 금리보다 높다는 것은 변동금리 수취자가 이자 거래일에 고정금리를 지급하지 않을 유인이 크다는 것을 의미하기 때문이다. 또한, 스왑시장이 현물시장보다 유동성이 부족한 것 역시 스왑 스프레드가 양이 되도록 하는 요인이 된다. 이러한 기존 연구의 결과에 의거하여 본 연구는 스왑 스프레드를 설명하는 대리변수로서 신용스프레드, 수익률 곡선의 기울기, 유동성 스프레드를 설정하였다 (식 (3) 참조). 신용스프레드는 회사채와 국고채간의 금리차로 계산되며, 수익률 곡선의 기울기는 장단기 금리차로 정의된다. 그리고 통상적으로 유동성 스프레드는 스왑 변동금리와 국채간의 금리차로 정의된다.

이상과 같은 변수들을 고려한다면, 스왑 고정금리는 항상 국고채 보다 높은 수준에 있어야만 정상이다. 신용스프레드는 당연히 스왑 스프레드가 양의 값이 되도록 하는 변수이다. 그리고 수익률 곡선 또한 우상향하는 것이 일반적이기 때문에, 스왑 스프레드를 증가시키는 요인으로 작용할 가능성이 많다. 다만 수익률 곡선이 역전되어 변동금리보다 고정금리가 낮

아 스왑 스프레드가 음(-)이 될 지도 모른다. 그러나 기존의 실증 연구에 의하면, 수익률 곡선이 역전될 경우에도 스왑 스프레드는 음이 되지 않았으며, 다만 상대적으로 그 값이 매우 낮은 수준에 있었다는 점이 확인되었을 뿐이다. 이것은 수익률 곡선이 스왑 스프레드에 영향을 미치는 근본적인 원인이 거래상대방의 신용 위험이라는 점에서 본다면, 설령 역전된 수익률 곡선이 음의 스왑 스프레드를 유발한다고 하더라도, 이것이 신용 스프레드에 의한 스왑 스프레드의 양의 값을 상쇄할 정도가 된다고 기대하기는 어렵기 때문이 아닐까 추측한다. 한편, 유동성 스프레드의 경우에도 비지표물의 경우 스왑 스프레드가 역전될 수 있다는 점을 지적하기도 하지만, 일반적으로 국채 시장이 은행간 자금시장보다 유동성 위험이 크다고 보기는 어렵다.

$$SS_t = \alpha + \beta_1 Slope_t + \beta_2 CS_t + \beta_3 Liquidity_t \quad (3)$$

단, SS_t ($=IRS_t - Spot_t$) : 스왑 스프레드, $Slope_t$: 수익률 곡선의 기울기,

CS_t : 신용 스프레드(국채금리-회사채금리)

$Liquidity_t$: 유동성 스프레드(CD 금리 - 3개월 국채 금리)

한편, 국내외 금리차에 따른 차익거래의 유인을 나타내는 대리변수로는 통화금리 고정금리(CRS_t)를 설정한다. 앞서의 차익거래 경로에서 보았듯이 통화스왑 고정금리는 차익거래 이익과 반비례적인 관계에 있다. 따라서, 통화스왑 고정금리 하락으로 외국인 투자자의 차익거래 기회가 확대된다면, 외국인 투자자의 현물시장에서의 채권 수요 또는 금리 스왑 시장에서의 고정금리 수취 수요가 증가할 것이다. 따라서, 차익거래를 전제할 경우, 통화스왑 고정금리는 현물금리 및 금리 스왑 고정금리와 비례적인 관계에 있을 것이라고 가정할 수 있다. 이 때, 통화스왑 고정금리가 스왑 스프레드에 미치는 영향은 현물 금리 또는 금리스왑 고정 금리 각각에 미치는 통화스왑 고정금리의 영향의 정도에 의하여 좌우될 것이다. 만약 통화스왑 고정금리가 국채 금리보다 금리스왑 고정금리에 미치는 영향이 크다면, 통화스왑 고정금리와 스왑 스프레드는 비례적인 관계에 있을 것이다. 이러한 가정을 검정하기 위하여 본 연구는 식 (3)의 추정식에 설명변수로서 통화스왑 고정금리를 추가하여 추정 모형을 설정하였다 (식 (4) 참조).

$$SS_t = \alpha + \beta_1 Slope_t + \beta_2 CS_t + \beta_3 Liquidity_t + \beta_4 CRS_t \quad (4)$$

Ⅳ. 자료

본 연구는 2000년 1월부터 2008년 8월말까지의 기간을 대상으로 하였다. 분석에 이용된 통계치는 일별 자료이며, 금리 스왑 고정금리 시계열 자료는 Bloomberg에서 입수하였다. 금리스왑은 1년, 2년, 3년, 5년 만기의 총 4개의 금리스왑 시계열을 대상으로 하였다. 분석 기간 동안의 전반적인 금리 추세를 보면, 금리는 2004년 말까지 지속적으로 하락한 이후 2005년 들어서면서부터 점차 상승하고 있음을 알 수 있다. 한편 이 시기 동안 스왑 스프레드의 추세를 3년 만기 금리 스왑을 기준으로 살펴 보았다(그림 1 참조). 스왑 스프레드는 2002년 중반까지 양(+)의 수준을 유지하였으나, 2002년 중반 들어서면서 스왑 스프레드의 수준이 전반적으로 하락하면서 그 값이 음(-)이 되는 스왑 스프레드 역전 현상이 주기적으로 나타나기 시작하였다. 이후 이러한 스왑 스프레드의 하락 추세는 더욱 심화되어 2005년 하반기 이후부터는 스왑 스프레드의 역전 현상은 분석 기간 말까지 지속되는 고착화 된 모습을 보였다. 우리는 이상과 같은 금리 및 스왑 스프레드의 기간별 추이를 토대로 분석 대상을 두 기간으로 구분하여 분석하기도 하였다. 분석 기간의 구분은 2004년 말을 전후를 기준으로 하였으며, 따라서 전기는 2000년 초부터 2004년 말까지의 기간이며, 후기는 2005년 초부터 2008년 8월말까지이다.

〈그림 1〉 스왑 스프레드 추이

스왑 스프레드의 평균치는 분석 기간 전체로 보면 다음과 같았다. 1년 및 2년 만기 스왑 스프레드의 값은 각각 -4.0bps, -8.0bps로서 음의 값이었으나, 3년 및 5년 만기의 그것은 각각 2.7bps, 0.7bps로 계산되었다 (표 1 참조). 이를 시기를 구분해 보면, 후기 들어서서 스왑 스프레드의 역전 현상이 확연히 드러난다. 1년 물은 전기의 스왑 스프레드가 후기의 스왑 스프레드보다 낮은 수준을 보였다. 반면, 1년 초과의 스왑 스프레드는 후기 들어 현격한 역전 현상을 보여준다. 전기의 2년, 3년, 5년 스왑 스프레드의 평균치는 각각 -2.6bps, 13.4bps, 12.1bps 이었으나, 후기에 들어와서 이것들은 각각 -17.3bps, -13.6bps, -17.9bps의 수준을 기록하였다. 한편, 스왑 스프레드의 기간별 변동성을 보면, 전기에는 스왑 스프레드의 변동성이 상대적으로 컸던 반면, 후기 들어와서는 1년 물을 제외한 모든 만기의 스왑 스프레드의 변동성이 크게 축소된 것을 확인할 수 있었다. 이것은 스왑 스프레드의 역전 현상이 지속되었던 상황을 반영하고 있다.

〈표 1〉 스왑스프레드의 기초 통계량

한편, 우리는 동 분석시기 동안 외국인의 원화 투자를 유발하는 차익거래 이익의 추이를 분석하였다. 한국의 외환선도시장의 경우 1년 만기를 초과하는 환율 자료를 구할 수 없었기 때문에, 차익거래 이익은 식 (2-4)에 의거하여 계산된 수치를 이용하였다[5]. 차익거래 기회에 대한 통계량을 보면, 전반적으로 지속적인 차익거래 기회가 존재하였음을 확인할 수 있다[6]. 모든 만기와 시기에서 정도의 차이는 있으나 차익거래 이익은 1% 내외의 수준에서 존재하였던 것으로 나타났다. 만기 별로 차익거래의 이익은 전체적으로는 큰 차이가 없었다. 반면, 시기 별로 구분해서 보면, 모든 만기의 경우 차익거래의 이익이 전기보다 후기에 급격히 확대된 것을 확인할 수 있다. 특히 1년 만기의 경우 차익거래 이익은 후기 들어 급격히 확대되는데, 전기의 차익거래 이익은 평균 -0.175% 로서 외국인의 투자 유인이 존재하지 않는 수준이었으나 후기에는 차익거래의 평균 이익이 1.98%로 급격히 증가하여 다른 만기의 차익거래 이익보다 훨씬 높은 수준을 기록하였다.

이를 보다 세분하여 차익거래 이익을 구성하는 이자율 차이($Differential_t$)와 선물환 프리미엄(FP^{swap}_t)간의 상호관계를 분석하였다. 1년 만기의 경우를 제외한 여타 만기의 경우에는 두 변수간의 반비례적인 상관관계가 존재하여 양국간의 이자율 차이가 선물환 프리미엄의 상쇄작용으로 인하여 차익거래 이익이 감소하는 점을 확인할 수 있었다. 1년 만기의 경우에도 전기만을 놓고 본다면 이자율 차이와 선물환 프리미엄은 상반된 추세를 보였다. 그러나, 후기에 들어서서 이자율 차이가 지속적으로 확대됨에도 불구하고, 선물환 프리미엄이 오히려 증가함으로써 차익거래 이익이 급격히 증가하였음을 확인할 수 있었다[7].

<표 2> 차익거래 기회의 추이

<그림 2> 차익거래 이익의 구성 요인

이상과 같은 스왑 스프레드 및 차익거래의 추이를 연관시켜 살펴보면, 다음과 같은 현상을 확인할 수 있다. 1년 물을 제외한다면, 모든 만기의 스왑 스프레드는 차익거래가 확대되

---

[5] 통화스왑 시장을 통해서 계산된 수치가 선도환 시장에서의 차익거래 이익과 일치하는 지를 보기 위해서, <식 2-1>과 <식 2-4>에 의거하여 차익거래 이익을 구하고 양자를 비교하였다. 비교 결과 양자는 거의 일치하는 수준을 보였다.

[6] 기존의 연구들은 지속적인 차익거래의 기회가 존재함을 보여주고 있다. Taylor(1989), Takezawa(1995), Frankel and Poonawala(2006) 참조. 최근 원달러 시장에 대한 연구로는 박찬호, 김아름(2008) 참조.

[7] 이것은 1년 선물환 시장의 경우 선물환율이 이자율 차이 뿐만 아니라, 여타의 자본이동 요인 뿐만 아니라 실물 요인에 의하여 결정되었기 때문인 것으로 판단된다. 이와 관련해서는 박찬호, 김아름(2008) 참조.

었던 후기가 전기보다 훨씬 낮은 수준이었다. 따라서 기간별 구분을 통한 분석은 일단 차익거래와 스왑 스프레드간의 반비례적인 상관관계가 존재했을 가능성을 제시하고 있다. 다만 1년 만기의 스왑 스프레드만이 이와 다른 양상으로 나타난다. 후기의 스왑 스프레드는 평균적으로 역전 현상이 전기와 마찬가지로 지속되었지만, 그 역전 현상의 정도는 다른 만기와 달리 후기에 상대적으로 완화되었음을 알 수 있다. 따라서 1년 만기의 경우 스왑 스프레드와 차익거래간의 반비례적인 관계는 기간 구분을 통해서는 확인할 수 없었다.

Ⅴ. 실증 결과

1. 기본 모형

우선 기존 연구에서 지적된 스왑 스프레드의 결정 요인이 한국의 금리 스왑 시장에서도 유효한지를 추정하였다. 이를 위해 식 (4)를 기초로 다음과 같은 GARCH(1,1) 모형을 이용한 추정식을 설정하였다.

$$\Delta SS_t = \alpha + \beta_1 \Delta Slope_t + \beta_2 \Delta CS_t + \beta_3 \Delta Liquidity_t + \sum_{s=1}^{4} \delta_{t-s} \Delta SS_{t-s} + u_t$$
$$h_t = \theta_0 + \theta_1 u^2_{t-1} + \varphi_1 h_{t-1}, \quad 단, \quad u_t = \sqrt{h_t}\ \varepsilon_t \qquad (5)$$

ε_t : 평균이 0이고 분산이 1인 백색잡음, h_t : 조건부 분산

설명변수는 식 (4)에 의거하여 수익률 곡선의 기울기, 신용스프레드, 유동성 스프레드를 포함하였다. 수익률 곡선의 기울기는 국고채 3년 만기 금리에서 국고채 3개월 금리를 차감한 수치를 대리변수로 이용하였고, 신용 스프레드는 만기 별로 A- 등급 회사채 평가금리에서 동일 만기의 국고채 금리를 차감하여 구하였다. 그리고 유동성 스프레드는 3개월 CD 금리에서 국고채 3개월 금리를 차감한 수치를 이용하였다.

스왑 스프레드는 변동성이 일정하지 않고 시기에 따라 변화한 것으로 판단되어, 스왑 스프레드 시계열의 이분산성을 테스트 하였다. 그 결과 동 시계열의 이분산성이 존재하는 것으로 검정되어, 추정은 GARCH 모형을 이용하였다. 한편, 분석에 이용된 설명변수가 추세적 성격을 갖고 있어 이러한 추세 자체가 추정 결과에 편차를 유발하는 것을 통제하기 위해서 추정에 이용된 변수는 차분 값을 이용하였다. 그리고 스왑 스프레드의 차분 값이 자기상관성이 존재하는 것으로 나타나 시차 4까지의 전기 스왑 스프레드를 설명변수에 추가하여 식

(5)를 설정하였다.

모형의 추정은 1년, 2년, 3년, 5년 만기를 대상으로 각각 실행하였으며, 그 결과는 <표 3>에 요약되어 있다. 모든 모형의 추정 결과에서 전기의 예상치 못한 충격이 현재에 영향을 주고, 전기와 금리의 분산이 비례적인 상관관계인 것으로 추정되어, 이분산성의 존재를 확인해주고 있다. 이제 추정 결과를 살펴보면, 추정 결과는 기존의 연구에서 지적되고 있는 스왑 스프레드의 결정 요인이 한국의 금리 스왑 시장에서도 유효했음을 보여 준다. 수익률 곡선의 기울기의 경우, 5년 물 금리 스왑의 경우를 제외한다면, 모든 기간에서 수익률 곡선의 기울기가 가파를수록 스왑 스프레드가 확대되는 것으로 나타났다. 또한, 신용 스프레드는 모든 구간 및 만기에서 유의미하게 스왑 스프레드에 비례적인 영향을 주는 것으로 확인되었다. 다만, 유동성 스프레드의 경우에는 양자간의 관계가 일의적으로 나타나지는 않았다. 1년 만기 금리스왑의 경우에는 유동성 스프레드가 스왑 스프레드가 비례하였으나, 나머지 만기의 금리 스왑에서는 오히려 반비례하는 것으로 나타났다. 한편 기간을 구분해서 보면, 전기에는 1년 만기 금리스왑을 제외한 모든 만기의 스왑 스프레드가 유동성 스프레드에 반비례하는 것으로 나타났으나, 후기에는 모든 만기의 스왑스프레드가 유동성 스프레드에 비례하는 것으로 나타나고 있어 추정 결과를 일의적으로 해석할 수는 없었다[8].

<표 3> 스왑 스프레드의 결정 요인

2. 차익거래와 스왑스프레드

차익거래의 기회 발생에 따른 대외적인 요인이 스왑 스프레드에 미친 영향을 살펴보기 위해서 <식 5>에 통화스왑 고정금리의 차분 값을 추가하여 <식 6>의 GARCH 모형을 설정하여 이를 추정하였다. 다만 설명변수 중에서 수익률 곡선의 기울기가 통화스왑 고정금리와 다중 공선성 문제를 야기하는 것으로 판단되어, 수익률 곡선의 기울기를 제외하였다. 이러한 모형의 추정 결과에서 통화스왑 고정금리가 스왑 스프레드를 유의미하게 증가시키는 것으로 나타난다면, 우리는 차익거래를 유발하는 대외적인 요인이 스왑 스프레드를 하락시키도록 작용한다고 해석할 수 있다.

[8] 이러한 일관적이지 않은 결과는 유동성 요인에 대한 대리변수가 적절하지 않았던 측면에서 그 원인을 생각해 볼 수 있다. 즉, 한국의 경우 은행에 의한 과도한 CD 발행이 현물시장에서의 유동성 부족을 반영하는 것은 분명하나, 이것이 금리스왑 시장에서의 유동성 부족을 유발한다고 단정하기에는 어려운 측면이 있다. 그리고 이 대리변수가 유동성 요인을 반영할 수도 있으나, 최근 상황을 감안해보면 은행의 신용위험을 반영하는 측면도 존재한다고 할 수 있다. 다만, 본 연구에서는 여타의 대리변수를 이용할 수 없어서 동 변수를 분석에 이용하였다. 이 점에서 향후 금리스왑시장에서의 적절한 유동성 요인의 대리변수를 연구할 필요가 있다.

$$\Delta SS_t = \alpha + \beta_2 \Delta CS_t + \beta_3 \Delta Liquidity_t + \sum_{s=1}^{4} \delta_{t-s} \Delta SS_{t-s} + \gamma \Delta CRS_t + u_t$$
$$h_t = \theta_0 + \theta_1 u^2_{t-1} + \varphi_1 h_{t-1}, \quad \text{단, } u_t = \sqrt{h_t}\ \varepsilon_t \qquad (6)$$

추정 결과는 다음과 같다. 첫째, 통화스왑 고정금리를 변수에 추가한 모형에서도 기존의 스왑 스프레드 결정 요인의 설명력은 식 (5)의 추정 결과와 다르지 않았다. 즉, 신용스프레드는 스왑 스프레드를 증가시키는 것으로 나타났으며, 유동성 스프레드의 영향력도 앞의 추정결과와 마찬가지로 나타났다. 둘째, 통화스왑 고정금리는 스왑 스프레드에 비례적인 영향을 주는 것으로 추정되었다. 이것은 모든 만기의 스왑 스프레드에서 확인되었으며, 기간을 구분해도 결과는 동일했다. 가령 모든 기간을 분석 대상으로 했을 때 통화스왑 고정금리의 결정계수는 1,2,3,5 년 물이 각각 0.137, 0.140, 0.108, 0.102로 추정되었고, 이것은 1%의 유의수준에서 유의미한 것으로 나타났다. 다만 다른 결정계수와의 계수값을 비교해보면, 통화스왑 금리 변화에 따른 스왑 스프레드 변화의 민감도는 신용스프레드의 변화에 의한 경우보다 크지 않은 것으로 추정되었다. 따라서 추정 결과만을 보면, 신용스프레드의 변화가 통화스왑 금리 변화보다 스왑 스프레드에 더 영향을 주었던 것으로 보인다.

〈표 4〉 통화스왑 금리와 스왑 스프레드

추정 결과는 통화스왑 금리가 차익거래의 기회 여부와 크기를 결정하는 주요한 요인이었음을 보여 주었다. 그러므로 이러한 추정 결과는 결국 스왑 스프레드의 변동이 국내외 금리차를 이용한 차익거래에 의하여 영향을 받는다는 것을 시사한다. 이러한 해석을 뒷받침하기 위해서 식 (2-4)에 의거하여 통화스왑 금리 대신 차익거래 이익의 두 결정 요인, 즉 국내외 이자율 차이($Differential_t$)와 선물환 프리미엄(FP^{swap}_t)을 설명변수에 포함한 회귀식을 설정하고, 차익거래 요인의 금리스프레드에 대한 영향력을 추정하였다. 추정 결과는 차익거래 이익을 증가시키는 두 변수 모두 스왑 스프레드를 하락시키는 요인으로 작용하고 있음을 보여 준다(〈표 5〉 참조). 즉 국내외 이자율 차이가 커질수록, 그리고 선물환 프리미엄이 확대될수록 스왑 스프레드는 축소되는 것으로 나타났다. 지면상 보고에서는 생략하였지만, 두 차익거래 요인은 기간을 구분하더라도 두 기간 모두에서 동일하게 스왑 스프레드에 유의한 영향을 주는 것으로 확인되었다.

〈표 5〉 차익거래 유인과 스왑 스프레드

3. 다 변량 분석: 현물 금리와 스왑 고정금리

이상과 같이 차익거래 기회의 증가가 스왑 스프레드에 반비례적인 영향을 준다는 추정 결과는 결국 차익거래가 미치는 영향이 원화 현물시장과 금리 스왑 시장간에 상이하다는 것을 의미한다. 따라서 스왑 스프레드를 구성하는 두 요인 국고채 금리와 스왑 고정금리를 각각 분리하여 차익거래 요인이 이들 두 변수에 어떻게 차별적으로 영향을 미치는지를 살펴봄으로써, 차익거래 요인에 의한 스왑 스프레드의 변화라는 추정 결과의 타당성을 다시 한번 확인하고자 한다. 이제 기존의 추정 모형에서 종속변수를 스왑 스프레드에서 각각 국고채 금리와 스왑 고정금리로 대체한 후, 국고채 금리와 스왑 고정금리간의 상호 영향이 존재할 수 있음을 감안하여 다 변량 분석을 통해 그 결정요인을 분석하였다.

추정 결과는 다음과 같이 정리된다.

첫째, 신용 스프레드와 유동성 스프레드는 국채 금리 및 스왑 고정금리와 반비례적인 관계에 있음을 확인할 수 있었다(<표 6> 참조). 한편 국채 금리와 스왑 금리에 대한 각 요인의 결정계수의 값을 비교해보면, 신용스프레드가 현물 금리에 미치는 영향이 스왑 금리에 미치는 영향보다 훨씬 컸던 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과는 신용위험이 스왑금리에 미치는 영향이 현물 금리에 미치는 영향보다 작다는 기존의 연구 결과와 동일한 결과이다. 또한, 유동성 스프레드도 그 값의 차이가 상대적으로 작았지만 신용 스프레드와 마찬가지로 현물 금리에 더 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

<표 6> 차익거래의 영향: 현물 금리 vs. 스왑 고정금리

둘째, 통화스왑 금리는 국채 금리와 스왑 금리 모두와 비례적인 관계에 있는 것으로 추정되었다. 통화스왑 금리 하락이 국내 원화채권 투자를 통한 차익거래 기회를 증가시키고, 이 결과 현물시장과 스왑시장 모두에서 금리가 하락하였다고 해석할 수 있을 것이다. 그런데 그 결정계수의 추정치를 비교해보면, 모든 만기에서 통화금리에 대한 스왑 금리의 민감성이 국채 금리의 민감성보다 큰 것을 확인할 수 있었다. 가령 1년 만기의 경우 스왑 금리에 대한 결정계수의 추정치는 0.382인데 비해, 국채 금리에 대한 추정치는 0.203이었다. 여타 만기의 경우에도 스왑 금리가 국고채 금리에 비하여 보다 민감하게 통화스왑 금리 변동에 반응하는 것으로 나타났다. 우리는 Wald 검정을 통하여 두 결정계수간의 차이가 유의미하게 존재하는지를 분석하였다. 검정 결과 두 결정계수의 차이가 존재하지 않는다는 귀무가설은

모든 만기에서 1% 유의수준에서 기각되었다. 결국 추정 결과는 스왑 스프레드의 하락이 국채금리에 비하여 스왑금리가 통화스왑 금리 변화에 보다 민감하게 반응하였기 때문이었던 것임을 제시하고 있다.

4. 인과 관계 분석

<식 2-4>에 의한다면, 스왑 스프레드를 구성하는 국고채 금리($Spot_t$)와 스왑 고정금리(IRS_t)를 결정하는 차익거래의 요소는 결국 달러 스왑금리(IRS_t^{US}), 달러 국채금리($Spot_t^{US}$) 및 통화스왑 고정금리(CRS_t)로 분해할 수 있다. 결국 스왑 스프레드의 변동을 차익거래로 인한 측면만을 놓고 본다면, 이들 세 요인의 변화에 대한 현물시장과 스왑시장의 반응이 차별화되기 때문이라고 추론할 수 있을 것이다. 즉 대외적인 요인에 대한 현물시장과 스왑시장의 반응을 판단하기 위해 우리는 다섯 변수로 구성된 VAR 모형을 설정하고, 이를 이용하여 이들간의 상호 인과관계를 분석하였다.

VAR 분석을 위해서 이전 분석과 동일하게 각 변수의 차분 값을 이용하였다. 이들 차분 변수는 모두 단위근을 갖고 있지 않았으며, 이 변수들간의 공적분 역시 존재하지 않는 것으로 나타나 단순 VAR 모형을 이용하여 추정하였다. 그리고 이러한 추정을 기초로 블록 외생성 검정을 실시하여 각 변수간의 인과관계를 분석하였다.

VAR 추정에 의한 인과관계의 검정 결과는 <표 7>에 정리하였다. 첫째, 우선 두 나라의 현물 시장 또는 스왑 시장간의 인과관계의 존재를 살펴 보았다. 두 나라의 현물 시장간 인과관계의 존재는 확인될 수 없었다. 미국 국채가 한국의 국고채에 미치는 영향이나 역으로 한국의 국고채가 미국 국채에 미치는 영향은 존재하지 않는 것으로 판단되었다[9]. 반면, 스왑 시장의 상호 연관성과 관련해서는 미국의 달러 금리스왑 금리가 한국의 원화 금리스왑 금리에 영향을 주는 것으로 판단된다. 1년, 2년, 3년 달러 스왑금리 모두 1%의 유의수준에서, 5년 스왑 금리도 5% 유의수준에서 원화 스왑금리에 영향을 주는 것으로 추정되었다. 그러나 그 반대로 원화 스왑금리가 달러 스왑금리에는 영향을 주지 못하는 것으로 추정되어 일방적인 동조 현상이 존재했음을 확인할 수 있었다. 결국 추정 결과는 한국의 경우 국제적인 동조화 현상이 현물시장보다 파생상품 시장인 스왑시장에서 더욱 진전되었다는 점을 보여주고 있다.

둘째, 통화스왑 금리와 여타 변수간의 인과관계를 살펴 보았다. 전체적으로 본다면, 통화스왑 금리는 국내외의 현물 금리나 스왑 금리 모두에 의하여 영향 받는 것으로 판단된다. 3

[9] 다만 유일한 예외는 3년 만기 채권의 경우로서, 미국 국채가 한국의 국고채에 영향을 주는 것으로 5% 유의수준에서 추정되었다.

년과 5년의 통화스왑 금리는 5%의 수준에서 국내외 현물 및 스왑 금리에 유의미하게 영향 받는 것으로 확인되었다. 1년과 2년 통화스왑 금리의 경우에도 국내외 현물 금리 모두에 의하여 영향 받는 것은 확인할 수 있었다. 그러나 만기 1년의 경우 달러 스왑 금리만이 통화스왑 금리에 유의미한 영향을 주는 것으로 추정되었으며, 만기 2년의 경우에는 달러 및 원화 스왑 금리 모두 통화스왑 금리에 영향을 주지 못한 것으로 추정되었다.

반대로 통화스왑 금리가 달러 금리 및 원화 금리에 미친 영향을 살펴보면, 통화스왑 금리는 달러 금리에는 영향을 주지 못하였던 반면 원화 금리에는 일부의 경우에서 영향을 주었던 것으로 추정되었다. 따라서 통화스왑 금리는 외국 채권시장의 영향이 국내로 전달되는 파급경로로 작용하였다고 할 수 있다. 국내 시장에 대한 통화스왑 금리의 영향력을 구체적으로 보면 다음과 같다. 1년과 2년 만기의 경우, 통화스왑 금리의 영향력은 그 가능성만을 확인할 수 있었다. 통화스왑 금리는 만기 1년의 경우 현물 금리에만, 2년의 경우는 스왑 금리에만 10%의 유의수준에서 영향을 주는 것으로 추정되었다. 한편, 만기 3년의 경우는 현물 금리는 5% 유의수준에서, 스왑금리는 10% 유의수준에서 그 영향력이 존재하는 것으로 추정되었다. 반면, 5년 만기의 경우에는 어느 경우에도 통화스왑의 영향력은 확인되지 않았다.

VI. 추가적 설명: 외국인 투자자의 행태

제 5장의 실증 분석 결과는 외국인의 차익거래 기회의 존재가 스왑 스프레드를 하락시키는 원인이라는 것을 제시하였다. 이 결과는 극단적으로 차익거래 기회가 매우 크다면, 이러한 대외적 요인으로 인하여 스왑 스프레드가 역전될 수 있다는 가능성을 시사한다. 그런데 이처럼 차익거래 확대 시 스왑 시장이 현물 시장보다 민감하게 반응하는 것은 파생상품시장의 접근 용이성, 현물 시장보다 높은 외국인의 참여 비중 등의 여러 가지 측면에서 설명할 수도 있을 것이다. 그러나 이러한 설명에서 불구하고 왜 한국에서 스왑 스프레드의 역전 현상이 그토록 오랫동안 지속되었는가 하는 퍼즐은 해결될 수 없다. 왜냐하면, 외국인 투자자의 입장에서 본다면, 이처럼 스왑 스프레드의 역전 현상이 지속될 때 차익거래 시 상대적으로 금리가 높은 현물에 투자하는 것이 보다 유리할 것이기 때문이다. 제 6장에서는 외국인 투자자의 최근 상황을 살펴보고, 이러한 외국인 투자의 동향을 통해서 스왑 스프레드의 역전 현상이 지속될 수 있었던 조건을 추론하고자 한다[10].

[10] 스왑 스프레드의 역전 현상이 존재하면, 대내적인 측면에서도 이를 상쇄하는 거래의 유인이 존재한다. 국내 채권거래자는 CD 금리에 기초하여 자금을 차입하여 국고채를 매수하고, 이와 함께 금리스왑

우선 차익거래와 관련하여 외국인의 채권 투자 추이를 간략히 살펴 보았다. 법적인 측면에서 외국인 투자자는 비거주자로서 국내에 유가증권 투자를 목적으로 등록한 투자자를 지칭한다. 그러나 채권 거래와 관련해서는 외국인 투자자의 범주에 상기 등록된 외국인 투자자뿐 만 아니라 외국은행의 국내지점도 이 범주에 포함시켜야 한다. 왜냐하면, 외국은행 국내지점의 주된 자금조달원은 본, 지점 거래에 의한 외화자금이고, 이렇게 조성된 자금의 대부분이 채권에 투자되고 있기 때문이다. <표 7>은 등록된 외국인 투자자와 외국은행 국내지점이 보유하고 있는 채권을 종합하여 정리한 것이다. 외국인의 원화 채권 투자액은 2001년 말 14.2 조원에서 2008년 6월말 현재 107.2조원으로 크게 증가하였다. 특히, 2006년 2/4 분기부터 그 증가세는 확연히 나타나기 시작하여, 매 분기 8조원 이상 외국인의 채권보유액이 증가해왔다[11].

<표 8> 외국인의 채권 투자액 추이

그런데 이러한 외국인의 채권 현물 보유의 증가는 금리스왑 시장의 참여 확대를 동반한 것으로 판단된다. 등록 외국인 투자자의 금리스왑 거래 자료를 입수할 수 없어, <표 9>는 외국은행 국내지점만의 파생상품 거래 규모의 추이를 정리한 것이다. 외국은행 국내지점의 부외 파생상품 거래는 계속 증가하는 추세에 있었으며, 특히 2006년부터 그 거래액이 크게 확대되었다. 이 중 이자율 관련 파생상품의 거래액을 보더라도, 그 거래잔액이 2005년 말 51.2조원에서 2006년 1/4분기말 60.4조원으로 확대되는 등 동 기간 급속히 확대되었다. 따라서 외국인의 현물 채권 보유액의 증가와 유사한 양태로, 외국인의 이자율 관련 파생상품 거래도 증가했음을 확인할 수 있다. 물론 이러한 파생상품 거래 잔액이 거래 방향과 무관하게 전체 거래액을 합산한 것이어서 그 거래액의 증가를 차익거래 관련 거래액의 증가로 곧바로 치환할 수는 없으나, 적어도 이러한 추세적인 변화는 금리스왑 거래도 차익거래를 목적으로 외국인에 의하여 상당히 활용되었음을 추론케 한다.

<표 9> 외국은행 국내지점의 파생상품 거래액

의 고정금리를 지불하는 계약을 체결함으로써 스왑 스프레드의 절대치만큼의 차익거래 이익을 획득할 수 있다. 그리고 이러한 거래가 증권사들을 중심으로 실제 이루어져왔다. 그러나, 이러한 거래가 차익거래의 기회를 감소시키지 못한 것은 거래비용의 존재, 차입한도의 제약 등을 원인으로 지적할 수 있을 것이다. 그리고 또 하나 중요한 제약으로서 채권보유기간의 제약으로 인하여 중도 환매 시 자본손실이 발생할 수 있었다는 점을 지적할 수 있다.

[11] 또 하나 주목할 사항은 2007년 3/4분기부터 외국인의 직접적인 채권투자가 확대되었다는 점이다. 이것은 외국은행 국내 지점의 원화채권 보유액이 정체된 것과 맥을 같이 하고 있다. 그런데 이렇게 외국은행 국내 지점의 투자가 정체된 것은 본,지점 한도의 제약 등 제도적인 측면에 비롯된 측면이 존재한다. 따라서, 이 때 등록된 외국인의 채권투자가 확대된 것은 이들 투자 상당수가 지점거래의 제한으로 인한 해외 금융기관의 직접적인 투자에서 비롯되었던 것으로 추측한다.

그러면 왜 상대적으로 차익거래 이익이 낮음에도 불구하고 외국인들이 금리스왑을 이용한 차익거래를 실행하였는가? 그 원인은 외국인 투자자들의 현물 채권 매입에 대한 제약에서 비롯된다고 사료된다. 채권 투자의 신용한도는 전체적으로뿐 만 아니라, 만기 별로 한도가 각각 책정되어 있다. 물론 신용한도는 만기가 짧을수록 클 것이다. 그러므로 차익거래 이익이 크다고 하더라도 이러한 신용한도의 제한이 발생한다면, 장기의 채권을 직접 투자하여 차익거래 이익을 획득하는 것은 한계가 있을 수 밖에 없다. 반면, 금리스왑은 현물 채권에 비하여 상대적으로 신용한도의 부과 정도가 낮을 수 밖에 없다. 왜냐하면, 금리스왑의 경우 신용위험으로 인하여 발생하는 예상 손실은 계약원금이 아니라 이자액 차이로 인한 차익 결제액으로 한정되기 때문이다. 그러므로 금리스왑은 신용한도의 제약하에서 추가적인 차익거래를 실시할 수 있다는 장점을 갖고 있다. 따라서 외국인들은 원화로 전환된 자금을 상대적으로 단기의 채권을 매입하고 대신 장기의 고정금리를 수취하는 계약을 실현함으로써, 제한적인 신용한도 내에서 전체의 차익거래 이익을 증가시킬 수 있었다고 판단된다.

이 점에서 만기 1년과 1년을 초과하는 경우의 차익거래 및 스왑 스프레드간의 관계 비교는 주목할만하다. 차익거래가 높았던 후기의 경우, 1년 물을 이용한 차익거래 기회는 다른 만기의 경우보다 상대적으로 컸지만 스왑 스프레드 역전 현상의 정도는 오히려 전기보다도 크지 않았음을 볼 수 있다. 이것은 동 기간 2년 물 초과의 스왑 스프레드 역전 현상이 차익거래 기회의 확대에 따라 오히려 심화되었던 것과는 매우 대조적인 현상이다. 이러한 현상을 통해 다음과 같은 추론이 가능할 수도 있다. 외국인은 장기적인 차익거래 기회가 존재할 때, 장기채권에 대한 보유 한도로 인하여 스왑거래를 이용했고, 이 결과 상대적으로 스왑 고정금리가 현물 금리보다 더 하락할 가능성이 나타났다. 반면 1년 미만의 경우 이러한 한도 제한에서 상대적으로 자유스러웠기 때문에, 차익거래 시 현물 매수 가능성이 높다 상대적으로 스왑 스프레드의 역전 현상이 크지 않았다는 것이다. 물론 이러한 추론은 향후 추가적인 실증 연구가 필요한 부분이다.

Ⅶ. 결론

본 연구는 한국의 금리스왑 시장에서 스왑 스프레드의 역전 현상이 지속되는 현상에 주목하여, 이러한 스왑 스프레드가 역전된 요인의 하나로서 대외적인 요인이 존재할 수 있음을 제시하였다. 즉, 차익거래에 의하여 외국인 투자자가 국내 채권시장에 투자할 요인이 존재

할 때 스왑 스프레드가 하락하고 있음을 통화스왑 고정금리와 스왑 스프레드간의 관계를 분석함으로써 확인하였다. 이러한 분석 결과는 한국의 채권시장도 점차 대외적인 요인의 영향이 확대되고 있으며, 이러한 상황으로 인하여 국내 원화 채권시장의 구조가 변화할 수 있음을 시사한다고 할 것이다. 그러나 본 연구는 스왑 스프레드의 역전 현상 자체를 설명한 것이 아니었다. 다만 차익거래의 존재가 국내 스왑시장의 환경과 무관하게 스왑 스프레드를 하락시킴으로써, 현재와 같은 스왑 스프레드의 역전 현상에 기여했다는 점을 지적했을 뿐이다. 이 점에서 스왑 스프레드의 역전 현상에 대한 설명을 위해서는 다음과 같은 연구로의 발전이 필요하다고 사료된다. 무엇보다도 금리스왑에 대한 가격 모형을 설정하고, 이를 통해 금리스왑의 적정가격을 산출하는 연구가 필요하다. 이러한 적정 스왑가격이 산출된다면, 이를 기초로 하여 대외적인 차익거래 요인이 실제 스왑 스프레드 수준에 미친 영향을 추론할 수 있을 것이다. 다른 한편에서 실증적인 측면에서는, 금리스왑 시장에서의 국내적인 요인에 대한 분석이 보완될 필요가 있을 것이다. 스왑시장의 수급구조의 측면에서 스왑 스프레드의 역전 현상이 지속된 원인으로서 대내 시장의 요인이 일조한 측면도 존재하기 때문이다.

참 고 문 헌

김인준, 김인(2003), "한국 이자율스왑 시장에서의 스왑 스프레드에 대한 실증 연구", 한국증권학회 제 2차 학술발표회 발표문, 한국증권학회

김진호, 김세완(2008), "역전된 스왑금리와 차익거래 지속의 이례현상 분석", 한국금융학회 정기학술대회 발표문, 한국금융학회

박찬호, 김아름(2008), "내외금리차와 환율간 관계 분석", 『Monthly Bulletin』, Feb, 한국은행,

양양현, 이혜림(2008), "차익거래 유인과 외은 지점 및 외국인의 국내 채권투자에 관한 분석", 『Monthly Bulletin』, August, 한국은행,

Brown, K.C. and D.J.Smith, "Default risk and innovations in the design of interest rate swaps," *Financial Management*, Vol22, No.2, pp.94-105

Collin-Dupresne, Pierre and Bruno Solnik(2001), "On the term structures of default premia in the swap and LIBOR markets," *Journal of Finance*, Vol.56, No.3, pp.1095-1165

Duffie, Darrell and Ming Huang(1996), "Swap rates credit qualities," *Journal of Finance*, Vol.51, No.3, pp.921-949

Duffie, Darrell and Kenneth Singleton(1997), "An Econometric model of the term structure of interest rate swap yields," *Journal of Finance*, Vol.52, No.4, pp.1287-1321

Eom, Y.H., M.G.Subrahmanyam, and Jun Uno(2000), "Credit risk and Yen interest rate swap marke," Working paper

Eom, Y.H., M.G.Subrahmanyam, and Jun Uno(2002), "Transmission of swap spreads and volatilities in the Japanese swap market," *Journal of Fixed Income*, June, pp.6-28

Fehle, Frank(2003), "The components of interest rate swap spreads: theory and international evidence," *Journal of Futures Markets*, Vol.23, No.4, pp.347-387

Frankel, J. and J.Poonawala(2006), "The forward market in emerging currencies: less biased than in major currencies," *NBER Working Paper Series*, No.12496.

Grinblatt, Mark(2001), "An analytic solution for interest rate swap spreads," *International Review of Finance*, Vol.2, No.3, pp.113-149

Hunag, Ying and S.Neftci(2006), "Modeling swap spreads: the role of credit, liquidity

and market volatility," *Review of Futures Markets*, 14, pp.431-450

Huang, Ying, Carl R. Chen, and Maximo Camacho (2008), "Determinants of Japanese Yen interest rate swap spreads: Evidence from a smooth transition vector autoregressive model," *Journal of Futures Markets*, Vol.28, No.1, pp.81-107

In Francis(2007), "Volatility spillovers across international swap markets: The US, Japan, and the UK," *Journal of International Money and Finance*,26, pp.329-341

Lang, Larry H.P., R. H. Litzenberger, and A.L. Liu(1998), "Determinants of interest rate swap spreads," *Journal of Banking & Finance*, 22, pp.1507-1532

Lekkos, Ilias and Costas Milas (2001), "Identifying the factors that affect interest rate swap spreads: some evidence from the United States and the United Kingdom," *The Journal of Futures Markets*, Vol.21, No.8, pp.737-768

Lekkos, Ilias and Costas Milas (2004), "Common risk factors in the U.S. and UK interest rate swap markets: Evidence from a nonlinear vector autoregression approach," *The Journal of Futures Markets*, Vol.24, No.3, pp.221-250

Lekkos, Ilias, Costas Milas and Theodore Panagiotidis(2007), "Forecasting interest rate swap spreads using domestic and international risk factors: Evidence from linear and nonlinear models," *Journal of Forecasting*, Vol 26, No. 8, pp.601-619

Liu, Jun, F.A.Longstaff, and R.E.Mandell(2006), "The market price of risk in interest rate swaps: The roles of default and liquidity risks," *Journal of Business*, Vol.79, No.5, pp.2337-2359

Litzenberger, R.H.(1992), "Swaps: plain and fanciful," *The journal of Finance*, Vol.47, No.3, pp.831-850

Minton, B.A.(1997), "An empirical examination of basic valuation models for plain vanilla U.S. Interest rate swaps," *Journal of financial Economics*, 4, pp.251-277

Smith,Jr. C.W., C.W.Smithson, and L.M.Wakeman, "The market for interest rate swaps," *Financial Management*, Winter, pp.34-44

Sorensen, E.H. and T.F.Bolier(1994), "Pricing swap default risk", *Financial Analyst Journal*, Vol.50, No.3, pp.23-33

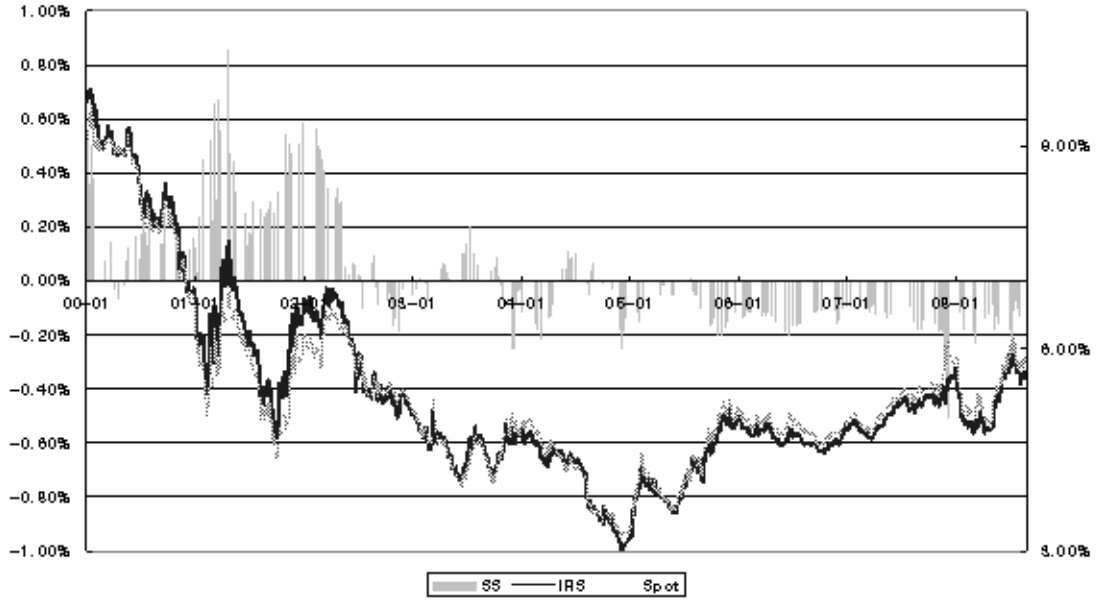
Sun, Tong-sheng, S.Sundaresan, amd C.Wang(1993), "Interest rate swaps : An empirical investigation," *Journal of financial Economics*, 34, pp.77-99

Takezawa, Nobuya (1995), "Currency swaps and long-term covered interest parity," *Economic letters*, 49, pp.181-185₩

Taylor, M.P.(1989), "Covered interest arbitrage and market turbulence," *The Economic Journal*, Vol.99, No.396, pp.376-391

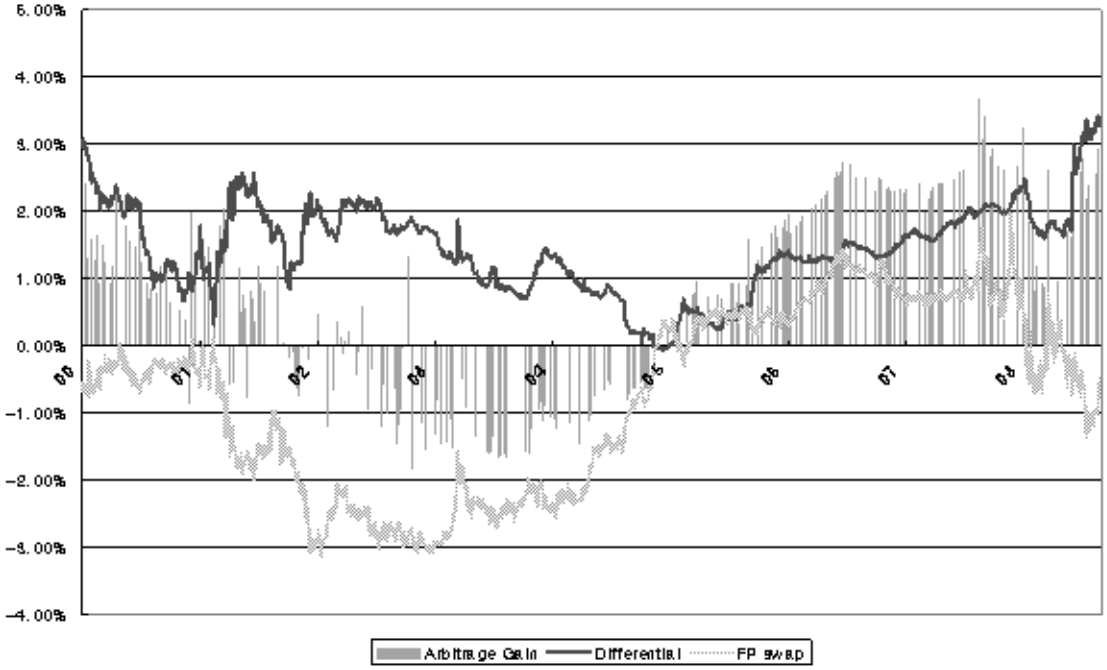
Titman, Sheridan91992), "Interest rate swap and corporate financing choices," *Journal of Fianance*, Vol.47, No.4, pp.1503-1516

그림 1. 스왑 스프레드 추이 (만기 3년 기준)



SS_t : 스왑 스프레드, IRS_t : 금리스왑 고정금리, $Spot_t$: 국고채 금리

그림 2. 차익거래 이익의 구성 요인 (만기 1년)



$ArbitrageGain_t$: 차익거래 이익, $Differential_t$: 원화금리-달러금리
FP^{swap}_t : 선물환 프리미엄

표 1. 스왑 스프레드 기초 통계량

분석 기간: 2000.1.4 ~ 2008.8.28				
통계량	1 년	2 년	3 년	5 년
평균	-0.040%	-0.080%	0.027%	0.0007%
중간값	-0.080%	-0.125%	-0.040%	-0.020%
최대값	0.530%	0.440%	0.855%	0.570%
최소값	-0.490%	-0.735%	-0.855%	-0.950%
표준편차	0.0015	0.0016	0.0022	0.0021
첨도	0.9241	0.6122	0.9982	0.1795
왜도	4.2058	2.9933	3.5964	2.9919
분석 기간: 전기 (2000.1.4 ~ 2004.12.31)				
통계량	1 년	2 년	3 년	5 년
평균	-0.043%	-0.026%	0.134%	0.121%
중간값	-0.064%	-0.030%	0.085%	0.099%
최대값	0.370%	0.440%	0.855%	0.570%
최소값	-0.490%	-0.410%	-0.300%	-0.320%
표준편차	0.0015	0.0017	0.0022	0.0017
첨도	0.1835	0.1133	0.5847	0.0732
왜도	2.9207	2.3727	2.6369	2.4630
분석 기간: 후기 (2005.1.1 ~ 2008.12.31)				
통계량	1 년	2 년	3 년	5 년
평균	-0.034%	-0.173%	-0.136%	-0.179%
중간값	-0.090%	-0.180%	-0.130%	-0.170%
최대값	0.530%	0.160%	0.020%	0.040%
최소값	-0.240%	-0.735%	-0.855%	-0.950%
표준편차	0.0016	0.0008	0.0007	0.0012
첨도	1.7623	0.5465	-2.8308	-1.7746
왜도	5.2766	8.8856	23.2931	9.2309

표 2. 차익거래의 이익

분석 기간: 2000.1.4 ~ 2008.8.28				
통계량	1 년	2 년	3 년	5 년
평균	0.693%	1.150%	1.064%	1.155%
중간값	0.737%	0.898%	0.844%	0.958%
최대값	4.089%	4.695%	3.913%	4.308%
최소값	-1.824%	0.075%	0.135%	0.480%
표준편차	0.0143	0.0071	0.0062	0.0059
첨도	0.0092	2.1709	1.8531	0.1757
왜도	1.7285	7.2226	6.2156	5.5783
분석 기간: 전기 (2000.1.4 ~ 2004.12.31)				
통계량	1 년	2 년	3 년	5 년
평균	-0.175%	0.982%	0.963%	1.104%
중간값	-0.557%	0.934%	0.918%	1.045%
최대값	2.404%	2.408%	2.528%	2.533%
최소값	-1.824%	0.075%	0.135%	0.480%
표준편차	0.0105	0.0031	0.0037	0.0038
첨도	0.5737	1.0838	0.8042	1.0014
왜도	2.2420	4.2506	4.0713	3.8422
분석 기간: 후기 (2005.1.1 ~ 2008.8.31)				
통계량	1 년	2 년	3 년	5 년
평균	1.981%	1.406%	1.257%	1.216%
중간값	2.230%	0.839%	0.765%	0.784%
최대값	4.089%	4.417%	3.913%	4.308%
최소값	0.246%	0.525%	0.466%	0.507%
표준편차	0.0081	0.0101	0.0087	0.0083
첨도	-0.3706	1.1751	1.1894	1.3793
왜도	2.3649	2.8001	2.9632	3.5911

* 차익거래($Arbitrage\ Gain_t$)는 다음 식에 의하여 도출하였음.

$$Arbitrage\ Gain_t = (Spot_t - Spot^{US}{}_t) + (IRS^{US}{}_t - CRS_t)$$

〈표 3〉 스왑 스프레드의 결정 요인

추정식(GARCH(1,1)): $\Delta SS_t = \alpha + \beta_1 \Delta Slope_t + \beta_2 \Delta CS_t + \beta_3 \Delta Liquidity_t + \sum^{*} \delta_{t-s} \Delta SS_{t-s} + u_t$

$h_t = \theta_0 + \theta_1 u^2_{t-1} + \quad , h_{t-1}$, 단, $u_t = \sqrt{h_t}\ \varepsilon_t$, ε_t : 평균이 0이고 분산이 1인 백색잡음, h_t : 조건부 분산

SS_t ($= IRS_t - Spot_t$) : 스왑 스프레드, $Slope_t$: 수익률 곡선의 기울기(=3년 국고채 수익률 - 3개월 국고채 수익률),

CS_t : 신용 스프레드(= 국고채 금리- A$^-$ 회사채 금리), $Liquidity_t$: 유동성 스프레드(=CD 금리-3개월 국고채 금리)

a, b, c 는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의미

		1년 물	2년 물	3년 물	5년 물
전 기간 (00.1.1 ~ 08.8.31)	α	$-2.91E^{-7}$ (-0.080)	$9.69E^{-6}$ c (3.335)	$-1.04E^{-6}$ (-0.529)	$1.16E^{-7}$ (0.033)
	β_1	0.1784 c (23.695)	0.1306 c (23.784)	0.0299 c (4.209)	-0.0947 c (-8.783)
	β_2	0.3258 c (19.958)	0.2117 c (10.266)	0.4726 c (40.063)	0.1424 c (8.587)
	β_3	0.1963 c (23.316)	-0.0566 c (-5.750)	-0.052 c (-4.756)	-0.1271 c (-11.674)
전 기 (00.1.1 ~ 04.12.31)	α	$-5.72E^{-6}$ (-1.003)	$9.70E^{-6}$ (1.451)	$-1.16E^{-6}$ (-0.191)	$2.67E^{-6}$ (0.354)
	β_1	0.1379 c (13.252)	0.2100 c (17.046)	0.1261 c (7.641)	0.0318 (1.365)
	β_2	0.3145 c (15.036)	0.2500 c (5.679)	0.2874 c (8.509)	0.4031 c (9.891)
	β_3	0.2678 (0.012)	-0.1557 c (-10.225)	-0.1475 c (-8.955)	-0.2367 c (-12.049)
후 기 (05.1.1 ~ 08.8.31)	α	$-5.52E^{-6}$ (-1.192)	$4.84E^{-6}$ a (1.706)	$-6.45E^{-7}$ (-0.282)	$-7.57E^{-6}$ b (-2.442)
	β_1	0.2338 c (20.201)	0.0938 c (8.498)	0.0043 (0.556)	-0.1018 c (-8.447)
	β_2	0.4513 c (9.991)	0.3924 c (14.572)	0.5071 c (25.609)	0.6454 c (23.459)
	β_3	0.1431 c (6.221)	0.1680 c (6.567)	0.1429 c (7.731)	0.0926 c (3.835)

〈표 4〉 통화스왑 금리와 스왑 스프레드

추정식(GARCH(1,1)): $\Delta SS_t = \alpha + \beta_2 \Delta CS_t + \beta_3 \Delta Liquidity_t + \gamma \Delta CRS_t + \sum \delta_{t-s} \Delta SS_{t-s} + u_t$

$h_t = \theta_0 + \theta_1 u^2_{t-1} + \quad _1 h_{t-1}$, 단, $u_t = \sqrt{h_t}\ \varepsilon_t$, ε_t : 평균이 0이고 분산이 1인 백색잡음, h_t : 조건부 분산

SS_t (= $IRS_t - Spot_t$) : 스왑 스프레드, CS_t : 신용 스프레드(= 국고채 금리- A⁻ 회사채 금리),

$Liquidity_t$: 유동성 스프레드(=CD 금리-3개월 국고채 금리), CRS_t : 통화스왑 고정금리

a, b, c는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의미.

		1년 물	2년 물	3년 물	5년 물
전 기간 (00.1.1 ~ 08.8.31)	α	- 1.95E^{-7} (0.061)	7.69E^{-7} (0.230)	-4.01E^{-5} ^{b} (-2.413)	3.17E^{-6} (1.031)
	β_2	0.4208 ^{c} (30.803)	0.3434 ^{c} (13.144)	0.4072 ^{c} (5.222)	0.6421 ^{c} (38.526)
	β_3	0.1031 ^{c} (7.406)	0.0596 ^{c} (3.853)	0.5153 ^{c} (2.689)	0.0333 ^{c} (2.958)
	γ	0.1374 ^{c} (28.326)	0.1404 ^{c} (37.249)	0.1079 ^{c} (3.541)	0.1017 ^{c} (19.091)
전 기 (00.1.1 ~ 04.12.31)	α	- 3.29E^{-6} (-0.625)	7.08E^{-6} (1.083)	4.09E^{-6} (0.750)	8.64E^{-6} (1.243)
	β_2	0.4167 ^{c} (24.922)	0.3109 ^{c} (8.084)	0.2889 ^{c} (9.682)	0.4782 ^{c} (19.341)
	β_3	02115 ^{c} (12.151)	-0.0790 ^{c} (-3.440)	-0.0522 ^{c} (-2.719)	-0.0852 ^{c} (-5.396)
	γ	0.1583 ^{c} (18.349)	0.1552 ^{c} (16.706)	0.1524 ^{c} (18.195)	0.1392 ^{c} (16.984)
후 기 (05.1.1 ~ 08.8.31)	α	- 5.82E^{-6} (-1.078)	-6.29E^{-7} (-0.146)	-2.68E^{-8} (-0.013)	-3.52E^{-6} (-1.030)
	β_2	0.4244 ^{c} (6.546)	0.4888 ^{c} (16.041)	0.5051 ^{c} (23.451)	0.7471 ^{c} (25.579)
	β_3	-0.1777 ^{c} (-5.187)	0.1261 ^{c} (4.466)	0.1794 ^{c} (10.843)	0.2921 ^{c} (11.102)
	γ	0.1193 ^{c} (19.194)	0.1293 ^{c} (23.839)	0.0341 ^{c} (8.348)	0.0603 ^{c} (8.380)

〈표 5〉 차익거래 요인과 스왑 스프레드

추정식(GARCH(1,1)): $\Delta SS_t = \alpha + \beta_2 \Delta CS_t + \beta_3 \Delta Liquidity_t + \gamma_1 \Delta Differential_t + \gamma_2 \Delta FP^{선물환}_t + \sum_{s=1}^{4} \delta_{t-s} \Delta SS_{t-s} + u_t$

$h_t = \theta_0 + \theta_1 u^2_{t-1} + \quad , h_{t-1}$, 단, $u_t = \sqrt{h_t}\ \varepsilon_t$, ε_t: 평균이 0이고 분산이 1인 백색잡음, h_t: 조건부 분산

SS_t (= $IRS_t - Spot_t$): 스왑 스프레드, CS_t: 신용 스프레드(= 국고채 금리- A$^-$ 회사채 금리), $Liquidity_t$: 유동성 스프레드(=CD 금리-3개월 국고채 금리), $Differential_t = Spot_t - Spot^{US}_t$: 국내외 금리차, $FP^{선물환}_t = IRS^{US}_t - CRS_t$: 선물환 프리미엄

a, b, c는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의미.

	1년 물	2년 물	3년 물	5년 물
α	$-6.73E^{-7}$ (-0.204)	$5.09E^{-8}$ a (1.877)	$4.17E^{-5}$ a (1.734)	$-8.25E^{-7}$ (-0.253)
β_2	0.1775 c (22.885)	0.1277 c (15.389)	0.0070 (0.642)	-0.0813 c (-6.986)
β_3	0.2585 c (15.978)	0.2497 c (8.812)	0.4560 c (18.644)	0.1321 c (4.879)
γ_1	0.1099 c (9.086)	-0.0234 (-1.398)	0.1620 c (8.559)	-0.1543 c (-8.943)
γ_2	-0.0735 c (-18.233)	-0.1535 c (-42.882)	-0.0524 c (-9.469)	-0.1982 c (-46.546)

표 6. 차익거래의 영향: 현물 금리 vs. 스왑 고정금리

추정식(GARCH(1,1)): $\Delta Spot_t = \alpha_s + \beta_{s1}\Delta CS_t + \beta_{s2}\Delta Liquidity_t + \gamma_s \Delta CRS_t + \sum_{s=1}^{n}\delta_{t-s}\Delta SS_{t-s} + u_{s,t}$

$\Delta IRS_t = \alpha_I + \beta_{I1}\Delta CS_t + \beta_{I2}\Delta Liquidity_t + \gamma_I \Delta CRS_t + \sum_{s=1}^{n}\delta_{t-s}\Delta SS_{t-s} + u_{I,t}$

$Spot_t$: 국고채 금리, IRS_t : 금리스왑 고정금리, CS_t : 신용 스프레드(= 국고채 금리- A$^-$ 회사채 금리),

$Liquidity_t$: 유동성 스프레드(=CD 금리-3개월 국고채 금리), CRS_t : 통화스왑 고정금리

a, b, c는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의미. x

종속변수: IRS_t				
	1년 물	2년 물	3년 물	5년 물
α_s	0.0002 (9.757)	$8.80E^{-5}$ (3.585)	0.0001 (6.740)	$7.46E^{-5}$ (3.128)
β_{s1}	-0.270 (-14.445)	-0.613 (-18.322)	-0.556 (-18.453)	-0.596 (-19.633)
β_{s2}	-0.647 (-32.130)	-0.818 (-34.876)	-0.674 (-29.715)	-0.685 (-29.889)
γ_s	0.382 (43.665)	0.340 (44.597)	0.435 (64.336)	0.446 (77.722)
종속변수: $Spot_t$				
	1년 물	2년 물	3년 물	5년 물
α_I	$2.48E^{-5}$ (1.624)	$3.22E^{-5}$ (1.504)	$7.28E^{-5}$ (3.602)	$2.73E^{-5}$ (1.204)
β_{I1}	-0.651 (-62.411)	-0.928 (-43.482)	-1.065 (-43.686)	-1.150 (-49.250)
β_{I2}	-0.769 (-76.347)	-0.878 (-63.536)	-0.726 (-40.141)	-0.740 (-47.857)
γ_I	0.203 (45.558)	0.227 (45.945)	0.336 (51.158)	0.318 (63.324)
H_0 : $\gamma_s = \gamma_I$	χ^2: 491.3895	χ^2: 229.7166	χ^2: 196.6956	χ^2: 367.4939

표 7. 인과관계 분석

만기: 1년					
	$\Delta SPOT^{US}_t$	ΔIRS^{US}_t	ΔCRS_t	ΔIRS_t	$\Delta SPOT_t$
$\Delta SPOT^{US}_t$	-	6,584 (0,128)	3,857 (0,426)	3,,506 (0,477)	1,421 (0,841)
ΔIRS^{US}_t	15,668 (0,004)	-	106,02 (0,000)	48,77 (0,000)	35,032 (0,000)
ΔCRS_t	1,623 (0,805)	5,926 (0,205)	-	2,384 (0,666)	10,99 (0,027)
ΔIRS_t	0,613 (0,962)	5,089 (0,278)	1,939 (0,747)	-	10,37 (0,035)
$\Delta SPOT_t$	1,685 (0,793)	7,150 (0,128)	23,01 (0,0001)	63,62 (0,000)	-
만기: 2년					
	$\Delta SPOT^{US}_t$	ΔIRS^{US}_t	ΔCRS_t	ΔIRS_t	$\Delta SPOT_t$
$\Delta SPOT^{US}_t$	-	15,06 (0,005)	14,16 (0,007)	2,080 (0,721)	1,287 (0,864)
ΔIRS^{US}_t	13,124 (0,011)	-	2,941 (0,568)	14,82 (0,005)	10,07 (0,039)
ΔCRS_t	3,394 (0,494)	7,923 (0,094)	-	6,837 (0,145)	7,122 (0,130)
ΔIRS_t	4,672 (0,323)	2,934 (0,569)	5,889 (0,208)	-	39,47 (0,000)
$\Delta SPOT_t$	6,489 (0,166)	2,622 (0,623)	12,27 (0,016)	50,33 (0,000)	-
만기: 3년					
	$\Delta SPOT^{US}_t$	ΔIRS^{US}_t	ΔCRS_t	ΔIRS_t	$\Delta SPOT_t$
$\Delta SPOT^{US}_t$	-	5,692 (0,223)	11,41 (0,022)	5,202 (0,267)	7,336 (0,119)
ΔIRS^{US}_t	2,657 (0,617)	-	46,43 (0,000)	19,95 (0,001)	16,21 (0,003)
ΔCRS_t	2,807(0,591)	1,331 (0,856)	-	10,15 (0,038)	9,577 (0,048)
ΔIRS_t	0,893 (0,926)	5,331 (0,255)	12,10 (0,017)	-	31,24 (0,000)
$\Delta SPOT_t$	0,142 (0,998)	2,443 (0,655)	11,47 (0,022)	47,12 (0,000)	-
만기: 5년					
	$\Delta SPOT^{US}_t$	ΔIRS^{US}_t	ΔCRS_t	ΔIRS_t	$\Delta SPOT_t$
$\Delta SPOT^{US}_t$	-	7,870 (0,097)	16,76 (0,002)	2,261 (0,688)	4,458 (0,348)
ΔIRS^{US}_t	7,869 (0,097)	-	4,135 (0,388)	7,891 (0,096)	5,195 (0,268)
ΔCRS_t	1,352 (0,853)	4,302 (0,367)	-	0,767 (0,943)	6,571 (0,160)
ΔIRS_t	7,676 (0,104)	9,985 (0,041)	14,58 (0,006)	-	20,75 (0,001)
$\Delta SPOT_t$	6,373 (0,173)	6,230 (0,183)	16,88 (0,002)	75,61 (0,000)	-

표 8. 외국인의 원화채권 투자액

(억원)

연도	외국인 투자액 (A)	외국은행 지점 보유액 (B)	총 외국인 보유액(A+B)	외국인 보유비율	원화 채권 발행액
01/4Q	4,293	138,270	142,563	5.9%	2,421,613
02/1Q	2,942	168,442	171,384	6.8%	2,535,139
02/2Q	4,992	196,638	201,630	7.5%	2,678,121
02/3Q	5,019	197,199	202,218	7.3%	2,775,208
02/4Q	6,466	196,905	203,371	6.8%	3,010,669
03/1Q	8,460	210,442	218,902	6.8%	3,235,712
03/2Q	14,407	29,292	243,699	7.3%	3,348,939
03/3Q	12,682	205,672	218,354	6.0%	3,626,780
03/4Q	17,676	227,969	245,645	6.8%	3,617,513
04/1Q	37,373	246,411	283,784	7.3%	3,879,596
04/2Q	33,422	218,379	251,801	6.3%	3,990,246
04/3Q	31,622	235,337	266,959	6.3%	4,247,194
04/4Q	31,753	264,272	296,025	6.6%	4,510,975
05/1Q	31,727	285,758	317,485	6.6%	4,798,191
05/2Q	29,052	302,724	331,776	6.6%	5,010,490
05/3Q	33,731	305,116	338,847	6.4%	5,336,158
05/4Q	33,457	277,576	311,033	5.8%	5,345,198
06/1Q	35,117	292,271	327,388	5.8%	5,618,181
06/2Q	39,004	383,937	422,941	7.2%	5,878,680
06/3Q	45,063	440,721	485,784	7.9%	6,116,188
06/4Q	46,178	452,769	498,947	8.0%	6,234,908
07/1Q	63,744	608,833	672,577	10.1%	6,654,909
07/2Q	83,062	578,650	661,712	9.6%	6,903,860
07/3Q	200,307	565,888	766,195	10.7%	7,163,173
07/4Q	369,580	570,489	940,069	12.8%	7,326,101
08/1Q	459,866	584,671	1,044,537	13.8%	7,560,212
08/2Q	544,112	527,938	1,072,050	13.8%	7,791,249

표 9. 외국은행 국내지점의 파생상품 거래액

(십억원)

연도	채권보유액	부외 파생상품 총 잔액	이자율 관련	통화 관련	순 파생상품 자산
01/4Q	13,827	229,527	114,486	114,654	244.9
02/1Q	16,844	-	-	-	422.0
02/2Q	19,664	-	-	-	-458.1
02/3Q	19,720	-	-	-	-385.7
02/4Q	19,691	480,925	320,298	160,006	-562.5
03/1Q	21,044	-	-	-	-334.9
03/2Q	22,929	-	-	-	-782.8
03/3Q	20,567	484,223	258,875	224,497	-1,152.4
03/4Q	22,797	645,528	309,102	307,668	-457.6
04/1Q	24,641	652,265	294,824	356,808	-925.8
04/2Q	21,838	687,715	315,777	371,211	-998.1
04/3Q	23,534	720,602	335,127	384,587	-1,495.0
04/4Q	26,427	714,631	336,394	378,037	-2,534.3
05/1Q	28,576	807,620	389,352	417,877	-2,573.6
05/2Q	30,272	848,974	424,313	424,223	-2,123.3
05/3Q	30,512	963,911	506,971	456,503	-1,061.2
05/4Q	27,758	929,422	512,674	415,490	-704.3
06/1Q	29,227	1,072,937	604,342	467,371	-1,347.2
06/2Q	38,394	1,204,290	664,642	539,173	-1,132.0
06/3Q	44,072	1,329,919	774,929	554,450	-1,635.3
06/4Q	45,277	1,434,038	875,619	557,875	-1,656.3
07/1Q	60,883	1,726,762	1,082,318	643,860	-1,157.7
07/2Q	57,865	2,116,095	1,302,844	812,873	-885.3
07/3Q	56,589	2,361,590	1,476,291	884,929	-799.8
07/4Q	57,049	2,657,728	1,683,403	973,845	235.4
08/1Q	58,467	3,246,659	2,002,776	1,240,382	1,992.1
08/2Q	52,794	3,611,896	2,219,038	1,389,300	4,082.6