

스왑 스프레드 역전 현상과 채권시장의 효율성*

- 현물 매수 차익거래의 역할을 중심으로 -

The Persistence of Negative Swap Spread
and the Efficiency of Bond Market

- The Role of Arbitrage Trading between Spot and Interest Rate Swap -

원 승 연**

Won Seung-Yeon

한 상 범***

Hahn Sang-Buhm

본 논문은 분계점 회귀 모형 (Threshold Autoregressive Model)을 이용하여 한국의 금리스왑 시장에서 스왑 스프레드가 음(-)이 되는 역전 현상이 장기간 지속된 원인 중 하나가 이를 상쇄할만한 차익거래가 충분히 발생하지 못하였기 때문이었다는 점을 분석하였다. 그러나 스프레드 역전 현상의 지속 자체가 한국의 채권 및 금리스왑 시장에서의 시장 효율성이 존재하지 않았음을 반증하는 것은 아니었다. 그보다는 차익거래가 거래 비용 또는 기타 제약 요인으로 인하여 실행하는데 한계가 있었기 때문인 것으로 추론되었다. 따라서 본 논문은 대외적 요인으로 국내 채권시장의 왜곡 발생이 빈번해지는 환경에서, 정책 당국이 시장 스스로가 왜곡 현상을 수정할 기능을 발휘하도록 채권 및 금리스왑 시장에 대한 제도적 보완과 규제 완화를 실시할 필요성을 제시하고 있다.

국문 색인어: 금리 스왑, 분계점, 스왑 스프레드, 차익거래, 채권시장

학술진흥재단 분류 연구분야 코드: B050704

* 이 논문을 심사하고 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자들에게 감사드립니다.

** 영남대 경제금융학부 조교수(sywon@ynu.ac.kr), 제1연구자

*** 경기대 경제학과 조교수(sbhahn@kgu.ac.kr), 공동연구자

논문 투고일: 2009. 07. 15, 논문 최종 수정일: 2009. 11. 04, 논문 게재 확정일: 2009. 11. 24

I. 서론

최근 들어 한국에서 특수하게 나타나고 있는 금리스왑 스프레드의 역전 현상, 곧 금리 스왑 고정금리가 무위험 수익률인 국고채 금리보다 낮은 현상이 지속되고 있는 원인에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있다(임상규·장봉규, 2007 ; 구분일 외, 2008 ; 김진호·김세완, 2008 ; 원승연, 2008 ; 최영수·양정필, 2008 참조). 이들 분석에서 공통적으로 지적되는 것은 대외적인 차익거래의 요인이 국내의 비정상적인 스왑 스프레드의 역전 현상과 관련이 있다는 점이며, 이외에도 이들 연구는 한국에서 존재하는 특수한 시장 상황을 지적함으로써 스왑 스프레드의 역전 현상을 설명하고자 하였다. 그러나 이러한 분석의 유효성에도 불구하고 발생하는 의문점은 스왑 스프레드가 음(-)이 될 경우에 이를 이용한 차익거래가 존재할 수 있다는 점에서 비롯된다. 즉 금리 스왑거래에서 고정금리를 지불하는 대신 3개월 마다 단기로 금리를 조달하여 국고채를 매입한다면, 적어도 단기조달금리가 CD보다 크게 높지 않는 한 현물 매수를 이용한 차익거래의 이익을 향유할 수 있을 것이기 때문이다. 그 점에서 본다면, 스왑 스프레드의 역전 현상이 지속된다는 것은 바로 국내 채권시장의 효율성이 존재하지 않는다는 반증이 될 수도 있다. 그렇지 않다면 그 현상은 과도한 차익거래 비용 또는 여타의 제약 요인의 존재가 차익거래의 실행을 어렵게 만들기 때문일 수도 있다. 본 연구는 스왑 스프레드의 역전 현상과 관련하여 이를 상쇄할 수 있는 현물 매수 차익거래의 존재 및 그 영향력에 대한 실증 분석을 통해서 한국에서 스왑 스프레드 역전 현상이 지속된 원인을 분석하는데 그 목적이 있다.

본 연구는 스왑스프레드의 결정 요인을 분계점 회귀 모형(Threshold Autoregressive Model: 이하 TAR)을 이용하여 분석하였다. TAR 모형은 현실적인 차익거래가 거래비용이나 위험 등으로 인하여 일정한 가격차가 발생한 이후에만 가능한, 불연속적인 거래의 특성을 갖고 있음을 감안한 모형이다¹⁾. TAR 모형에 의한다면, 시장은 일정한 가격차가 발생하여 차익거래 기회가 큰 체제와 그렇지 않은

1) TAR 모형을 이용하여 차익거래를 분석한 연구로는 Yadav et al.(1994), Dwyer et al.(1996), Martens et al.(1998) 참조.

체제로 구분된다. 그리고 전자의 체제 하에서 차익거래가 존재한다는 것이 확인된다면, 그것은 시장의 오가격을 해소할 수 있는 시장 효율성이 존재함을 의미한다. 이러한 맥락에서 본 연구는 TAR 모형에 의거하여 스왑 스프레드의 역전 현상을 상쇄하는 차익거래가 존재하였는지를 분석함으로써, 채권시장의 효율성 여부를 판단하는 동시에 이러한 역전 현상이 지속된 원인을 분석하였다.

구체적으로 본 연구는 TAR 모형을 이용하여 2003년부터 2008년 8월말까지의 한국 채권시장 및 금리스왑 시장에 대한 일별 시장자료를 대상으로 차익거래가 스왑 스프레드에 미친 영향을 분석하였다. 추정 결과에 따르면, 스왑 스프레드의 역전 현상을 이용한 차익거래가 존재했던 것으로 파악되어서 스왑 스프레드 역전 현상만을 놓고 한국 채권시장이 효율적이지 않다고 단언할 수는 없었다. 그러나 차익거래가 스왑 스프레드의 역전 현상을 상쇄시킬 정도로 영향력을 발휘하지 못한 점도 확인되었다. 본 연구의 분석 결과는 자금조달 비용 이외의 거래비용이라든지 여타의 위험 요인 등과 같은 제약요인으로 인하여 스왑 스프레드의 역전 현상에도 불구하고 이를 이용한 현물 매수 차익거래가 상대적으로 미약했으며, 이러한 차익거래의 제약이 결국 스왑 스프레드의 역전 현상이 지속되도록 한 하나의 원인이었음을 제시하고 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 스왑 스프레드의 결정 요인 및 TAR 모형의 구성 등 분석 모형을 설명하였다. 제 3장은 스왑 스프레드의 추이 및 특성을 기초통계량 분석을 통해 설명하였고, 제 4장은 분석 결과이다. 그리고 제 5장은 본 논문의 결론이다.

Ⅱ. 모형의 설정

1. 기본 모형

스왑 스프레드를 결정하는 가장 중요한 요인은 신용 위험과 유동성 위험으로 지적되며, 기존의 연구들은 이러한 요인이 스왑 스프레드에 미치는 영향의 크기 등을

측정하여 무엇이 가장 스왑 스프레드를 결정하는 중요한 요인인지를 분석하였다 (Sun et al., 1993 ; Minton, 1997 ; Duffie and Huang, 1996 ; Collin-Dupresne and Solnik, 2001 ; Liu et al., 2006 등 참조). 또한 최근 들어서는 스왑 시장의 국제적인 동조성을 지적하는 연구도 진행되었다 (Lekkos and Milas, 2004 ; In, 2007 참조). 대외적인 요인과 관련하여 한국의 스왑시장에 대한 연구들은 대외적인 요인으로서 통화스왑(CRS) 금리가 스왑 스프레드에 주요한 영향을 주었음을 지적하였다.

본 연구는 기존 연구를 토대로 하여 스왑 스프레드 결정 요인의 추정 모형으로서 식 (1)을 설정하였다. 스왑 스프레드를 결정하는 주요인으로서 신용위험 요인과 유동성 요인의 대리변수를 각각 포함시켰고, 대외적 요인으로서 통화스왑 금리를 설명변수에 추가하였다. 구체적으로 스왑 스프레드는 금리스왑 고정금리에서 국고채 금리를 차감한 값으로, 신용스프레드(*CS*)는 A- 신용등급의 회사채 금리에서 동일 만기의 국고채 금리를 차감한 값으로, 유동성 스프레드(*TED*)는 CD 금리에서 국고채 3개월물 금리를 차감한 값으로 정의하였다. 물론 통화스왑 금리(*CRS*)는 통화스왑 고정금리이다. 끝으로 한국의 특수한 시장 특성을 감안하여 은행의 금리 스왑 수요 요인을 대리하는 변수를 설명변수에 포함시켰다.

한국의 경우 은행의 변동금리 대출 비중이 상대적으로 높아서, 은행이 자산-부채 관리를 위해 고정금리부 은행채 발행을 통해 조달한 자금을 변동 금리로 전환하려는 수요가 존재한다. 기존 연구는 은행의 스왑 수요 대리 변수로서 주택담보대출액 또는 은행채 발행잔액을 이용하여 스왑 스프레드에 미친 영향을 분석하였는데(임상규 · 장봉규, 2007 ; 구분일 외, 2008 참조), 이러한 양적 지표는 은행이 금리스왑 계약을 해야 하는 경제적인 유인을 명확히 제시하지 못한다는 단점이 있다고 판단하여 본 연구는 그 대리변수로서 다음과 같은 변수를 이용하였다. 사실 은행이 변동금리부 대출에 필요한 자금을 예금으로 모두 충족하기 어려울 때 차입 수요가 증가하며, 이 때 은행은 조달수단으로서 CD와 은행채를 고려할 수 있다. CD 차입은 변동금리부 대출이 CD에 연동되어 있다는 점에서 은행에게 안정적인 마진을 제공할 수 있는 자금조달 수단이다. 그러나 은행의 CD 발행 증가가 은행 평판에 악영향을 줄 수 있으며, CD 시장의 협소화로 지나친 CD 발행이 단기금융시장을 왜곡시

킬 가능성이 있어 별도의 규제가 없더라도 은행이 CD를 무제한적으로 발행하는 것은 한계가 있다²⁾. 따라서 은행은 CD 발행의 대체수단으로서 은행채를 발행하는 동시에 고정금리 수취 금리스왑을 실시하여 변동금리로 자금을 조달하려는 유인을 갖는다. 이 때 은행의 조달금리는 (CD 금리 + 은행채 금리 · 스왑고정금리)로 결정된다. 따라서 스왑고정금리가 은행의 자금조달 방식 선택에 의하여 결정되는 종속 변수라고 가정한다면, 결국 은행이 단기인 CD로 자금을 조달할지 아니면 금리 스왑을 이용할지에 대한 결정은 장기의 은행채 금리와 단기의 CD 금리간의 격차에 의존할 수 있다. 본 연구는 이러한 자금조달의 경제적 유인을 감안하여, 은행채의 신용 스프레드와 CD의 신용 스프레드간의 차이를 ‘은행 스프레드 수익률 곡선’으로 정의한 후, 이를 설명변수에 포함시켜 은행의 금리스왑 수요가 스왑 스프레드에 미치는 영향을 분석하였다. 장기 시장에서 은행의 자금사정이 어려울수록 은행의 고정금리 수취 스왑 수요는 감소할 것이므로, 신용스프레드 수익률 곡선의 상승은 스왑 스프레드를 상승시키는 요인으로 작용할 수 있다.

$$\Delta SS_t = \alpha + \beta_1 \Delta CS_t + \beta_2 \Delta TED_t + \beta_3 \Delta CRS_t + \beta_4 \Delta Banksread_t \quad (1)$$

단, $\Delta SS_t (= IRS_t - TB_t)$: 스왑 스프레드, IRS_t : 금리스왑 고정금리, TB_t : 국고채 금리,
 CS_t : 신용 스프레드, TED_t : 유동성 스프레드, CRS_t : 통화스왑 고정금리,
 $Banksread_t$: 은행 스프레드 수익률 곡선(= $(Bank_t - TB_t) - (CD_t - TB_t^{3m})$),
 $Bank_t$: 은행채 금리 CD_t : CD 금리, TB_t^{3m} : 국고채 3개월물 금리

이러한 스왑 스프레드의 결정 요인에 대한 기본적인 가정을 바탕으로, 스왑 스프레드의 역전 현상을 이용하는 현물 매수 차익거래가 이러한 역전 현상을 상쇄하는 역할을 수행했는지를 분석한다. 기존의 연구 결과에 따르면, 신용위험 요인과 유동성 요인은 스왑 스프레드가 양의 값을 갖도록 작용한다. 그러므로 현재 한국에서 발생하는 스왑 스프레드의 역전 현상은 통화스왑 금리와 같은 대외적인 요인과 금리

2) CD 발행 자체에 대한 직접적인 한도는 존재하지 않지만, 은행의 유동성 비율 유지의 차원에서 CD 차입이 제약될 가능성은 존재한다.

스왑 시장에서의 수급 구조 등의 특수한 시장적 요인 때문인 것으로 설명되고 있다. 그러나 이처럼 스왑 스프레드가 음(-)이 되는 경우에는 이를 이용하는 차익거래 기회가 발생할 것이고, 따라서 시장이 효율적이라고 한다면 역전 현상은 축소되는 것이 당연할 것이다. 그럼에도 불구하고 한국 채권시장에서 스왑 스프레드의 역전 현상이 장기간 지속되었다는 것은 시장이 비효율적이었다는 증거가 될 수도 있다. 그러므로 스왑 스프레드의 역전 현상을 축소시키는 차익거래가 존재했는지의 여부는 시장의 효율성을 판단하는 중요한 판단 근거가 될 것이다.

우리는 차익거래의 존재를 파악하기 위한 설명변수로서 차익거래자가 현물 매수 차익거래를 시행하기 위해 조달하는 자금의 차입비용의 대리변수를 설정하였다. 스왑 스프레드가 음(-)인 경우, 차익거래자는 3개월 만기의 단기로 자금을 조달하여 국고채를 매입하고, 동시에 고정 금리를 지불하는 금리스왑을 계약하는 거래를 시행하는 차익거래 구조를 설계할 수 있다. 차입비용 이외의 여타 거래 비용을 고려하지 않는다면, 이러한 현물 매수 차익거래로 인한 이익은 식 (2)로 정리될 수 있다. 따라서 차익거래 이익은 스왑 스프레드가 낮으면 낮을수록, 그리고 CD금리 대비 차입금리가 낮으면 낮을수록 증가한다. 그러므로 다른 상황이 동일할 때, 차입금리의 국고채 대비 스프레드가 낮을수록 차익거래 이익이 증가할 것이므로, 본 연구는 차입 스프레드 (FC_{spread})를 3개월 만기의 차입 금리(FC_t)에서 동일 만기의 국고채 금리 (TB_t^{3m})를 차감한 것으로 정의하고 설명변수에 포함시켜 식 (1)을 식 (3)으로 변형하고 차익거래의 존재 여부를 판단하였다. 그런데, 차입금리를 가장 잘 대리할 수 있는 금융기관간 RP 금리의 시계열 자료를 이용할 수 없었기 때문에, RP 거래 금리가 CD 금리보다는 이율이 높다는 점을 고려하여 차입금리의 대리변수로서 회사채 AAA 등급 3개월물 금리를 이용하였고, 그것과 3개월 국고채 금리의 금리차를 차입 스프레드로 계산하였다. 이 추정식에 의거하여 볼 때, 차입 스프레드가 하락할 때 스왑 스프레드가 상승한다면, 그것은 차익거래가 스왑 스프레드의 역전 현상을 해소시키는 역할을 수행한 것으로 해석할 수 있을 것이다.

$$Arbitrage_t = (CD_t - FC_t) + (TB_t - IRS_t) = (CD_t - FC_t) - SS_t \quad (2)$$

단, $Arbitrage_t$: (현물 매수) 차익거래 이익, TB_t : 국고채 금리, CD_t : CD금리,

IRS_t : 금리스왑 고정금리, FC_t : 3개월 차입금리 (AAA급 회사채 3개월 금리)

$$\Delta SS_t = \alpha + \beta_1 \Delta CS_t + \beta_2 \Delta TED_t + \beta_3 \Delta CRS_t + \beta_4 \Delta Banksread_t + \beta_5 FCspread_t \quad (3)$$

단, $FCspread_t = FC_t - TB_t^{3m}$

2. 분계점 회귀 모형

차익거래의 존재 여부는 시장의 효율성을 판단하는 중요한 잣대로 여겨진다. 그런데, 실제 차익거래를 실시할 경우 거래비용이 발생하며, 이러한 거래비용으로 인하여 차익거래의 기회가 일정한 수준 이상으로 확대되지 않는 한 차익거래를 시행할 수 없는 경우가 발생한다. 이 점에서 일부의 연구들은 차익거래가 연속적인 현상이 아니라 불연속적인 현상이며, 이 점을 감안해서 차익거래의 존재를 분석할 필요가 있다는 점을 강조한다. 분계점 회귀 모형(Threshold Autoregressive Model: 이하 TAR)은 현실적인 차익거래가 거래비용이나 위험 등으로 인하여 일정한 가격차가 발생한 이후에만 가능한 불연속적인 거래의 특성을 갖고 있음을 감안하여 전개된 모형이다(Yadav et al., 1994 ; Dwyer et al., 1996 ; Martens et al., 1998 참조). 이들에 의한다면 시장은 두 체제, 곧 오가격(Mis-Pricing)이 상대적으로 커서 차익거래가 작동하는 체제와 그렇지 않은 두 체제로 구분된다. 이들은 이 중에서 첫 번째 체제에서 오가격이 차익거래에 의하여 축소되기만 한다면, 그것이 바로 시장 효율성이 존재하는 증거라고 주장한다. 이들의 주장에 따르면, 현실의 시장에서는 거래비용과 같은 마찰적 요인으로 차익거래가 불연속적으로 거래되기 때문에 차익거래가 존재하지 않는 것으로 보일 뿐이지, 실제로는 차익거래 기회가 거래비용을 차감하고도 충분히 크다면 차익거래가 실행될 것이기 때문에 시장의 효율성을 부정하는 것은 오류라는 것이다.

본 연구는 TAR 모형을 이용하여 거래비용으로 인한 차익거래의 불연속성을 감안한 이후, 스왑 스프레드의 역전 현상을 이용한 차익거래가 스왑 스프레드를 감소

시키는 지, 이른바 시장의 효율성이 존재하는지를 분석한다. 구체적으로 본 연구는 Hansen(1996,2000)의 방법론을 차용하여 실증 분석을 실시하였다. 비선형 모형의 일종인 분계점 회귀 모형은 현실에서 나타나는 변수들간의 비선형성을 설명하는 방법으로 1980년대부터 발전되기 시작하였다. 그런데 이 모형에서 중요한 점은 어떠한 분계점을 기준으로 체제를 두 체제로 구분할 수 있는가 하는 점이다. 그러나 분계점의 존재 여부에 대한 검정 방법이 분계점 효과가 존재하지 않는다는 귀무가설 하에서 이루어지지 않기 때문에 일반적인 검정 절차가 타당하지 않다. 또한 이 모형은 비표준적 점근 분포의 특성을 갖고 있기도 하다. Hansen은 이러한 분계점 모형의 검정 문제를 해결하기 위해서 다음과 같은 방법을 이용하였다. 첫째, 그는 비표준적인 점근적 통계치의 확률 값을 계산하기 위한 방법으로서 bootstrap 기법을 도입하여 분계점 효과의 유의성을 판단하였다. 둘째, 그는 비표준적인 점근적 분포를 유도하기 위해서 규모 조정된 우도비 검정을 실시하는 방법론을 개발하였다. 이러한 방법론적인 장점을 고려하여 본 연구 역시 Hansen의 방법론에 따라 추정을 실시하였다.

구체적으로 본 연구는 식 (3)의 추정식을 기초로 TAR 모형을 구축하고, 다음과 같은 과정으로 분석을 실시하였다. 첫째, bootstrap 방법을 이용하여 모형에서 분계점 효과가 존재하는지를 검정하였다. 분계점의 구분 기준으로는 전기($t-1$) 스왑 스프레드의 절대값을 이용하였다. 만약 스왑 스프레드가 역전 현상이 매우 크다면 차익거래가 발생할 가능성이 높을 것인 반면, 그렇지 않다면 상대적으로 차익거래가 발생할 가능성이 작을 것이다. 일단 분계점이 존재한다는 점이 확인된다는 것은, TAR 모형이 설명하는대로 시장 효율성이 거래비용으로 인하여 불연속적으로 존재할 수 있음을 설명하는 필요조건이 될 것이다.

둘째, 분계점 효과에 대한 검정을 기초로, 각각의 체제에서 계수 값을 추정하여 양 체제간의 차이가 존재하는지를 확인하였다. 만약 상대적으로 차익거래 기회가 크다고 볼 수 있는, 곧 스왑 스프레드가 분계점 보다 낮은 체제에서 차익거래 요인이 스왑 스프레드를 상승하도록 작용한다면, 그것은 스왑 스프레드의 역전 현상에도 불구하고 시장의 효율성이 존재함을 보여주는 증거라 할 수 있을 것이다. 이 점에서 TAR 모형의 추정 결과는 우리에게 스왑 스프레드 역전 현상이 지속된 원인이

시장 효율성에 기인한 것인지 아니면 거래비용 등의 여타 제약요인에 의한 것인지를 판단하는데 유의한 정보를 제공할 것이다.

Ⅲ. 자료

본 추정에서 이용한 금리 스왑 가격 자료는 Bloomberg에서 입수하였는데, 이 자료는 원화 금리스왑 딜러들의 호가 금리를 이용하여 일별로 산정한 자료로서 1년, 3년, 5년 만기를 대상으로 자료를 추출하였다. 통화스왑 자료와 국고채를 비롯한 현물금리 자료는 Bloomberg 또는 채권 평가 기관에서 제공한 일별 자료이다. 그리고 분석 기간은 2003년 1월부터 2008년 8월말까지이다.

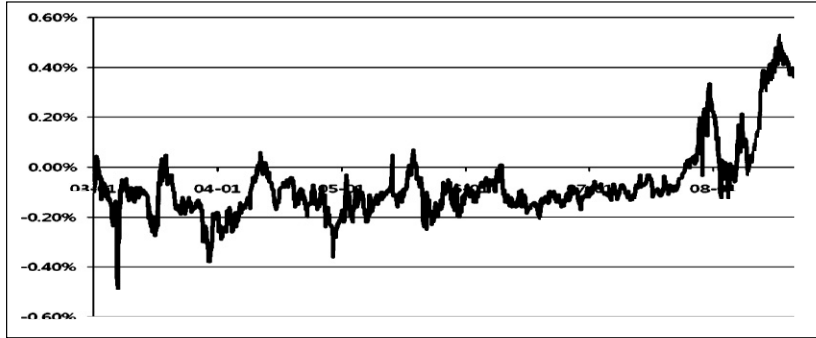
〈표 1〉 기초 통계량

통계량	$SS_t(1년)$	$SS_t(3년)$	$SS_t(5년)$	$Arbitrage_t(1년)$	$Arbitrage_t(3년)$	$Arbitrage_t(5년)$
전 기간 (2003.1 ~ 2008.8)						
평균	0.194%	-0.191%	-0.299%	-0.179%	0.206%	0.314%
중간값	0.163%	-0.170%	-0.268%	-0.085%	0.180%	0.250%
최대값	0.530%	-0.035%	-0.085%	0.255%	1.005%	1.100%
최소값	-0.125%	-0.855%	-0.950%	-0.750%	-0.100%	0.040%
표준편차	0.00176	0.00108	0.00141	0.00235	0.00172	0.00183
첨도	0.16226	-2.66278	-1.29461	-0.58033	1.68275	1.73304
왜도	-1.32258	9.57918	2.34121	-0.87126	3.87241	3.16237
전기 (2003.1 ~ 2007.10)						
평균	-0.119%	-0.082%	-0.071%	0.103%	0.066%	0.056%
중간값	-0.110%	-0.110%	-0.100%	0.110%	0.100%	0.095%
최대값	0.070%	0.200%	0.310%	0.390%	0.290%	0.340%
최소값	-0.490%	-0.270%	-0.335%	-0.210%	-0.410%	-0.480%
표준편차	0.00068	0.00088	0.00118	0.00086	0.0012	0.00145
첨도	-0.63856	0.67296	0.56731	-0.48141	-1.3168	-0.93839
왜도	1.79203	-0.29783	-0.58063	1.27456	1.65739	0.37792
후기 (2007.11 ~ 2008.8)						
평균	-0.074%	-0.098%	-0.104%	0.062%	0.087%	0.093%
중간값	-0.100%	-0.120%	-0.125%	0.090%	0.110%	0.120%
최대값	0.530%	0.200%	0.310%	0.390%	1.005%	1.100%
최소값	-0.490%	-0.855%	-0.950%	-0.750%	-0.410%	-0.480%
표준편차	0.00143	0.00099	0.00145	0.00156	0.00141	0.00176
첨도	1.94811	-0.36409	-0.40889	-2.21142	0.01603	0.32827
왜도	4.62638	4.21189	1.78493	6.37660	4.56524	3.09752

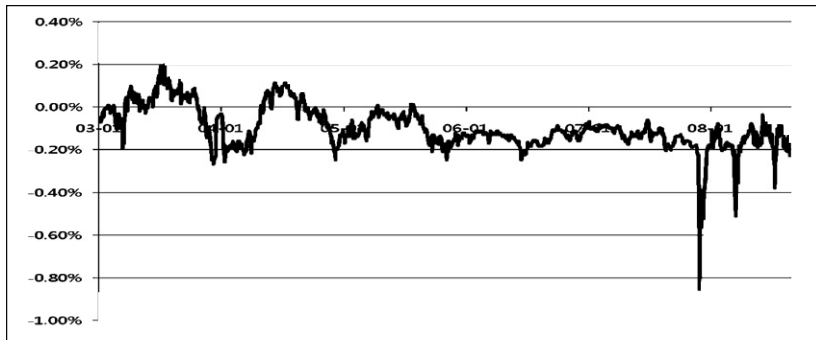
주: SS_t : 스왑 스프레드, $Arbitrage_t$: 현물매수 차익거래 이익, ()내는 만기.

〈그림 1〉 스왑 스프레드의 추이

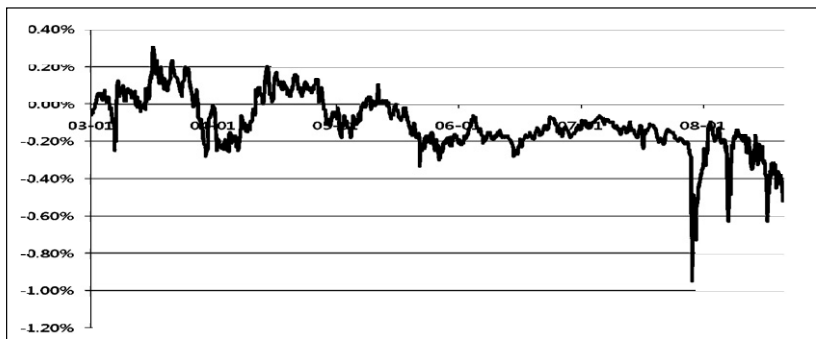
A. 스왑 스프레드 (1년 물)



B. 스왑 스프레드 (3년 물)



C. 스왑 스프레드 (5년 물)



〈표 1〉은 스왑 스프레드의 기초통계량을 요약한 것이다. 기간 전체적으로 스왑 스프레드의 평균 수준은 음(-)이었음을 확인할 수 있다. 평균 스왑 스프레드는 1년 물, 3년 물, 5년 물이 각각 -7.35bps, -9.78bps, -10.42bps 를 기록하였다. 이러한 스왑 스프레드의 역전 현상은 일시적인 것이 아니라 지속적인 것이었다(〈그림 1〉 참조). 1년 물 스왑 스프레드는 2007년 11월 이전까지는 대부분의 기간에서 0 bps 에서 -20bps 수준으로 변화하였다. 또한, 3년 물 및 5년 물 스왑 스프레드도 특히 2005년 하반기부터 지속적으로 음(-)의 수준이어서, 분석 기간 중 스왑 스프레드의 역전 현상이 지배적인 현상이었음을 확인할 수 있다. 다만 스왑 스프레드의 전반적인 추이 분석에서 주목되는 점은 비록 음(-)의 영역에서 머물러 있기는 하였으나 안정적인 수준을 유지했던 스왑 스프레드가 2007년 11월부터 급격히 변동폭이 확대되었다는 점이다. 그리고 이 과정에서 1년 물의 스왑 스프레드와 3년 및 5년물의 스왑 스프레드는 매우 상반된 방향으로 변화하였다. 1년 물의 경우 2007년 10월까지의 스왑 스프레드의 평균값은 -11.88bps였던 것이 2007년 11월 이후부터는 급격히 상승하기 시작하여 2008년 8월말까지 10개월간의 평균 스왑 스프레드는 19.38bps로서 스왑 스프레드의 역전 현상이 사라졌음을 보여주고 있다. 그러나 이와 반대로 3년 및 5년 만기의 스왑 스프레드의 역전 현상은 동 기간 더욱 심화되어 3년 만기 평균 스왑 스프레드는 전기 -8.19 bps에서 후기 -19.10bps로 하락하였고, 5년 만기의 그것은 전기 -7.12 bps에서 후기 -29.88 bps로 크게 하락하였다. 이러한 변동성 확대는 2007년 하반기부터 발생한 국제 채권시장의 변화가 국내 채권시장에서 영향을 주었기 때문이라고 추측되는 바, 본 연구는 이러한 기간별 차이를 감안하여 실증 분석 시 2007년 11월 이후의 시기에 더미 값을 부여하여 그 변화를 고려하고 추정을 실시하였다.

앞의 식 (2)를 이용하여 차익거래자가 현물을 매수하고 고정금리 수취 금리스왑 계약을 시행할 때 얻을 수 있는 차익거래 이익도 계산하였다. 차익거래 이익은 평균적으로는 6bps내지 9bps 였던 것으로 계산되었고, 극단적인 경우에는 1%에 달하는 차익거래 이익이 발생하는 경우도 존재하였다(〈표 1〉 참조). 한편, 차익거래 이익은 스왑 스프레드의 수준과 -0.9 내외의 높은 상관관계를 보여, 차익거래 이익이

무엇보다도 스왑 스프레드의 변화에 좌우되었음을 추론하게 하였다³⁾.

한편 차익거래 이익의 추세를 보면, 스왑 스프레드의 변동폭이 확대되었던 2007년 11월부터 그 차익거래 이익의 변동폭 역시 확대되었음을 확인할 수 있다. 스왑 스프레드의 역전 현상이 사라진 1년 물의 경우에는 현물 매수 차익거래 기회는 사라진 것으로 나타났으며, 3년 물과 5년 물의 경우에는 스왑 스프레드 역전 현상의 심화로 차익거래 이익이 확대된 것을 확인할 수 있다.

Ⅳ. 분석 결과

1. 스왑 스프레드의 결정 요인

스왑 스프레드의 결정 요인을 단순 OLS 모형을 통하여 추정하였다. 단, 3장에서 확인했듯이 2007년 11월부터 스왑 스프레드의 급격한 변동이 있었음을 감안하여, 동 기간에 더미 값을 부여하여 식 (1) 및 (3)의 회귀분석을 실시하였다. 추정 결과를 보면, 기존 연구 결과와 유사하게 신용 스프레드의 증가와 통화스왑 금리의 증가가 모든 만기에서 스왑 스프레드를 상승시키는 것으로 나타났다(이하 <표 2> 참조). 그러나 유동성 요인은 스왑 스프레드에 유의한 영향을 주는 것으로 확인되지 않았다⁴⁾. 또한 은행의 스왑 스프레드에 대한 자금 수요 역시 스왑 스프레드에 영향을 주지 않는 것으로 확인되었다. 은행 스프레드 수익률 곡선의 추정 계수는 5년을 제외한 1년 및 3년의 만기에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 추정되었으나, 이것이

3) 차익거래 이익을 구성하는 (CD금리-차입금리)간의 차이를 보면, 분석기간 중 평균값이 -0.01%로서 양자간의 차이가 거의 존재하지 않았음을 알 수 있다. 또한, 그 최소값과 최대값이 각각 -0.38%, 0.24%로 나타나 차익거래 이익에서 차지하는 차입 스프레드의 영향은 크지 않았다고 판단되었다.

4) 유동성 요인의 스왑 스프레드에 대한 영향은 추정식에 따라 일관적이지 않았다. 이것은 통상 한국 이외의 시장에서 이용되는 대리변수가 한국에서는 스왑 시장의 유동성을 적절히 반영하지 못하였기 때문인 측면도 존재한다고 사료된다. 그러므로 유동성 요인에 대한 적절한 대리변수를 찾는 연구가 추후 필요하다.

스왑 스프레드에 유의미한 영향을 준 것으로 나타나지는 않았다.

이제 스왑 스프레드 역전 현상을 이용한 차익거래가 스왑 스프레드를 변화시키는 지를 알아 보자. 추정 결과에 따르면, 차입 비용 스프레드 감소로 인한 차익거래 유인의 증가가 스왑 스프레드를 상승시키는 것으로 확인되지 않았다. 차입 비용 스프레드 계수의 추정치는 1년, 3년, 5년 만기의 경우 각각 -0.157, -0.079, -0.015 로 나타나 차익거래 유인 증가가 스왑 스프레드를 상승시킬 가능성을 제시하였다. 그러나 이들 계수의 추정치는 유의미한 값을 갖고 있지는 않아, 현물 매수 차익거래가 스왑 스프레드에 영향을 주어 스왑 스프레드의 역전 현상을 해소하는데 기여했다고 할 수는 없었다.

〈표 2〉 스왑 스프레드의 결정 요인 (OLS 모형)

		독립변수: ΔSS_t		
		1년	3년	5년
식 (1)	α	0.0001 (0.0007)	-0.0001 (0.0007)	0.0001 (0.0008)
	ΔCS_t	0.5291*** (0.1051)	0.4343*** (0.1169)	0.4979*** (0.1105)
	ΔTED_t	0.0649 (0.1372)	0.1336 (0.1167)	0.0469 (0.1328)
	ΔCRS_t	0.0608*** (0.0180)	0.0669*** (0.0203)	0.0842*** (0.0206)
	$\Delta Banksread_t$	0.0079 (0.1023)	0.0407 (0.0905)	-0.0214 (0.1057)
식 (2)	α	0.00001 (0.0007)	-0.00001 (0.0007)	-0.00001 (0.0008)
	ΔCS_t	0.5061*** (0.1033)	0.4357*** (0.1155)	0.5002*** (0.1112)
	ΔTED_t	0.1442 (0.1768)	0.1716 (0.1254)	0.0841 (0.1289)
	ΔCRS_t	0.0625*** (0.0174)	0.0677*** (0.0204)	0.0849*** (0.0207)
	$\Delta Banksread_t$ $FCspread_t$	0.0297 (0.0924) -0.1572 (0.1365)	0.0494 (0.0918) -0.0793 (0.0594)	-0.0829 (0.0631) -0.0156 (0.1055)

주: 1) 식 (1) : $\Delta SS_t = \alpha + \beta_1 \Delta CS_t + \beta_2 \Delta TED_t + \beta_3 \Delta CRS_t + \beta_4 \Delta Banksread_t$
 식 (2) : $\Delta SS_t = \alpha + \beta_1 \Delta CS_t + \beta_2 \Delta TED_t + \beta_3 \Delta CRS_t + \beta_4 \Delta Banksread_t + \beta_5 FCspread_t$
 2) 단, $\Delta SS_t (= IRS_t - TB_t)$: 스왑 스프레드, IRS_t : 금리스왑 고정금리, TB_t : 국고채 금리, CS_t : 신용 스프레드, CRS_t : 통화스왑 고정금리, $TED_t (= CD_t - TB_t^{3m})$: 유동성 스프레드, $FCspread_t = FC_t - TB_t^{3m}$, FC_t : 3개월 차입금리(AAA급 회사채 3개월 금리), TB_t^{3m} : 국고채 3개월 금리, $Banksread_t$: 은행 스프레드 수익률 곡선 (= $(Bank_t - TB_t) - (CD_t - TB_t^{3m})$), $Bank_t$: 은행채 금리, CD_t : CD 금리
 3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의미함을 의미함.

2. TAR 모형의 추정 결과

전기($t-1$)의 스왑 스프레드를 분계점으로 설정하고 식 (3)을 TAR 모형을 이용하여 추정한 결과를 <표 3>에 정리하였다. 이 때 체제 1은 스왑 스프레드가 분계점 보다 낮은 수준에 있는 경우이며, 체제 2는 스왑 스프레드가 분계점 보다 높은 수준에 있는 경우로 정의된다.

우선 전기의 스왑 스프레드를 기준으로 체제가 구분될 수 있는지를 보기 위해 LM 검정을 실시한 결과를 보면, 모든 만기의 스왑 스프레드에서 분계점이 존재하였던 것으로 1%의 유의수준에서 추정되었다. 이 때 1년, 3년 스왑 스프레드는 그 분계점이 각각 -0.01%, -0.03% 로서 0%에 가까운 수준이었던 것으로 확인되었고, 5년 스왑 스프레드의 분계점은 -0.14%로 나타나 만기가 길어질수록 스왑 스프레드의 분계점이 하락하는 경향을 볼 수 있다. 한편, 분계점이 0%에 가까웠던 1년 및 3년 스왑 스프레드의 경우에는 스왑 스프레드의 지속적 역전 현상이 지배적이었던 분석 대상 기간의 시장 특성을 반영하여 체제 1의 표본 수가 체제 2의 표본 수보다 훨씬 많았다. 반면, 분계점이 -0.14%인 5년 스왑 스프레드의 경우에는 체제 1에 해당하는 일자가 594일이었던 반면, 체제 2에 해당하는 일자가 808일로서 오히려 체제 2의 표본수가 많았다.

스왑 스프레드 각각의 결정 요인들이 분계점을 기준으로 비대칭적으로 스왑 스프레드에 영향을 주었는지를 살펴보았다. 신용 스프레드는 계수 값의 절대치에서 차이가 존재하였으나, 체제 1과 체제 2 모두에서 스왑 스프레드에 비례적인 영향을 주었던 것으로 추정되어, 신용 스프레드는 스왑 스프레드의 수준과 무관하게 일정한 방향으로 스왑 스프레드에 영향을 주었던 것으로 확인되었다. 또한, 유동성 스프레드의 계수 추정치는 체제를 구분하기 전과 마찬가지로 스왑 스프레드에 유의미한 영향을 주지 못한 것으로 나타났다⁵⁾.

5) 다만, 체제 2에서 유동성 스프레드 증가는 3년 및 5년 만기 스왑 스프레드를 하락시키는 방향으로 계수 값의 부호가 추정되었는데, 이것은 유동성 스프레드 증가가 은행의 단기적인 자금조달의 어려움을 반영하기 때문에, 자금조달에서 CD조달보다는 금리스왑을 이용하려는 유인이 존재함을 반영하는 것이 아닌가 추론한다.

반면 통화스왑 금리는 체제와 무관하게 지속적으로 스왑 스프레드에 비례적인 영향을 준 것으로 판단된다. 만기 1년 스왑 스프레드 중 체제 2에서만 통화스왑 금리 하락이 스왑 스프레드를 하락시키지 못한 것으로 나타났을 뿐, 나머지 모든 경우에서 통화스왑 금리 하락이 스왑 스프레드의 역전 현상을 유발한 주요한 요인이었음이 확인되었다. 이처럼 통화스왑 금리 하락이 스왑 스프레드를 하락시킨 것으로 나타난 이유는 통화스왑 금리 하락으로 인한 국내외 금리차 상승이 이를 이용한 외국인의 차익거래 기회를 증대시키고, 이 결과 외국인의 금리 스왑 고정금리 수취 계약 유인을 확대시킨 데 따른 것으로 추론된다. 금리 스왑 스프레드 수준이 외국인의 국내외 금리차 차익거래 이익에 미치는 영향이 크지 않기 때문에, 스왑 스프레드의 역전 현상이 존재하더라도 외국인은 통화스왑 금리가 낮은 한 금리스왑을 이용한 거래를 중단할 유인 역시 크지 않아 통화스왑 금리가 체제 구분과 무관하게 스왑 스프레드에 비례적인 영향을 주었다고 판단된다. 또한, 은행 스프레드의 수익률 곡선 역시 체제를 구분하더라도 스왑 스프레드에 영향을 미치는 방향이 달라지지는 않았다. 1년 만기 스왑 스프레드의 경우 체제 1에서만 유의미하지 않지만 반비례적인 관계인 것으로 나타났을 뿐, 나머지 경우 모두에서는 은행의 금리스왑 고정금리 수취 수요가 증가할수록 스왑 스프레드가 하락할 가능성을 제시하였다⁶⁾. 그러나 이 경우에도 모두 그 영향력이 유의미한 것으로 추정되지 않았기 때문에, 본 추정에서는 은행의 변동금리 대출 수요에 따른 요인이 스왑 스프레드의 역전 현상을 유발했다고 결론지을 수는 없었다.

6) 은행이 금리스왑을 이용하여 변동금리로 자금을 조달할 경우, 그 차입 비용 ($Borrowing_t$)은 다음과 같이 계산된다.

$$Borrowing_t = CD_t + (Bank_t - IRS_t) = CD_t + (Bank_t - TB_t) - (IRS_t - TB_t)$$

단, CD_t : CD금리, $Bank_t$: 은행채 금리, TB_t : 국고채 금리, IRS_t : 금리스왑 고정금리

따라서, 스왑 스프레드의 역전 현상이 매우 커서 차입비용을 증가시킨다면, 은행이 상대적으로 은행채 스프레드가 낮다고 하더라도 은행채를 발행하여 변동금리를 조달할 유인은 줄어들게 된다. 따라서 개념적으로 본다면, 스왑 스프레드가 역전된 수준에 있는 체제 1 보다는 체제 2에서 은행이 은행채 스프레드 변화에 보다 민감하게 반응할 가능성이 높다고 할 수 있다.

끝으로 차익거래가 스왑 스프레드의 역전 현상을 축소시키는데 기여했는지를 보았다. 스왑 스프레드가 분계점 보다 높았던 체제 2에서는 차익거래의 존재를 확인할 수 없었다. 만기 5년의 경우에만 차입 스프레드의 하락이 스왑 스프레드를 상승하는 것으로 추정되었을 뿐, 만기 1년 및 3년의 경우에는 차입 스프레드의 계수 추정치가 양(+)으로 나타났다. 그리고 5년 만기의 경우에도 그 값은 -0.018에 불과하였고, 유의미한 추정치도 아니었다.

반면, 스왑 스프레드가 역전 현상이 컸던 체제 1의 경우에는 모든 만기에서 차입 스프레드 하락이 스왑 스프레드를 상승시키는 방향으로 작용하였던 것으로 추정되었다. 특히, 이 중에서 3년 만기의 경우에는 차입 스프레드의 영향력이 10%의 유의수준에서 유의미했던 것으로 추정되어, 제한적이거나 차익거래가 스왑 스프레드의 역전 현상을 해소하는데 기여했음을 제시하였다. 그럼에도 불구하고 전체적으로 판단한다면, 현물 매수 차익거래가 스왑 스프레드의 역전 현상을 제거하는데 유의미한 영향을 주었다고 판단할 수는 없었다. 다만, 분계점을 중심으로 차익거래 요인이 상반되게 스왑 스프레드에 영향을 준 것으로 해석된다는 점, 그리고 3년 만기의 경우에는 스왑 스프레드가 낮은 수준에서 유의미한 영향을 준 것으로 추정되었다는 점에서 스왑 스프레드의 지속적인 역전 현상이 시장의 효율성 기능이 존재하지 않았기 때문이라는 결론이 타당하다고 할 수는 없었다. 즉 스왑 스프레드 역전 현상의 지속은 시장의 효율성 기능이 존재하지 않았다고보다는 오히려 차익거래를 위한 거래비용이 상대적으로 크거나 아니면 차익거래를 실시하는데 따른 제약요인들이 존재하여, 스왑 스프레드의 역전 현상이 크지 않는 한 차익거래가 시행되기에는 많은 위험과 비용 부담이 존재했기 때문일 수도 있다는 점을 추정 결과는 시사하고 있다.

이 결과는 분계점을 스왑 스프레드 수준이 아닌 식 (2)에 의하여 추정된 차익거래 이익 수준으로 변경하여 추정하여도 동일하였다. 차익거래자의 유인 및 행태를 기준으로 볼 때, 비록 스왑 스프레드가 차익거래 이익 대부분을 결정하는 요인이었다고 하더라도 차입금리 수준이 높을 경우에는 스왑 스프레드가 낮은 수준에 있더라도 차익거래를 시행하기에 어려울 수 있다. 그러므로 차익거래자의 관점에서 차익거래 여부를 판단하는 기준으로서 차익거래 이익 수준이 스왑 스프레드 수준보다 더 적합할 수 있다. 이러한 점을 고려하여 우리는 차익거래 이익을 분계점으로 한

TAR 모형을 설정하여 회귀분석을 실시하였고, 그 결과를 <표 4>에 정리하였다. 이때 체제 1은 차익거래 이익이 분계점보다 높아 차익거래 가능성이 상대적으로 많은 경우이고, 체제 2는 낮은 경우로서 정의한다. 분석 결과에 따르면, 1년 및 3년의 차익거래 이익 분계점은 6bps와 12bps 였다. 그러나 5년의 경우에는 분계점이 -7bps 로 나타났다. 이제 차입 스프레드의 계수 값이 체제에 따라 다르게 나타났는지를 살펴보면, 여기서도 체제 2에서는 3년 만기를 제외하고 1년 및 5년의 값은 양(+)으로 추정되어 차익거래 가능성이 거의 배제되고 있음을 알 수 있었다. 반면 체제 1에서는 차입 스프레드의 계수 추정치가 모두 음(-)으로 나타나 차익거래가 발생하였을 가능성을 제시하였다. 그러나 이 경우에도 그 추정치는 10%의 유의수준에서도 신뢰할만하지 않아, 스왑 스프레드를 분계점으로 한 분석 결과와 유사하게 차익거래가 스왑 스프레드의 역전 현상을 상쇄하는 기능을 수행하였다고 결론을 내릴 수는 없었다.

〈표 3〉 스왑 스프레드의 결정 요인 (TAR 모형 I)

종속변수 : ΔSS_t							
		체제 1		체제 2		분 계 점	LM 통계량
		추정치	R ² (관측수)	추정치	R ² (관측수)		
1 년	α	0.0010 (0.0007)		-0.0041** (0.0019)		-0.01	38.41***
	ΔCS_t	0.5720*** (0.1248)		0.3056** (0.1322)			
	ΔTED_t	0.1623 (0.1918)	0.16	0.0205 (0.1705)	0.06		
	ΔCRS_t	0.1303*** (0.0235)	(1159)	0.0068*** (0.0213)	(243)		
	$\Delta Banksread_t$	-0.0610 (0.1206)		0.1931 (0.1307)			
	$FCspread_t$	-0.2169 (0.1595)		0.0807 (0.1306)			
3 년	α	0.0004 (0.0008)		-0.0016 (0.0012)		-0.03	23.81***
	ΔCS_t	0.5906*** (0.1444)		0.0471 (0.1573)			
	ΔTED_t	0.2517* (0.1439)	0.09	-0.0392 (0.1306)	0.14		
	ΔCRS_t	0.0569*** (0.0221)	(1093)	0.1267*** (0.0337)	(309)		
	$\Delta Banksread_t$	0.0616 (0.1083)		0.1452 (0.1101)			
	$FCspread_t$	-0.1412* (0.0735)		0.1671** (0.0763)			
5 년	α	-0.0004 (0.0015)		-0.0009 (0.0008)		-0.14	19.13***
	ΔCS_t	0.7374*** (0.2125)		0.2202** (0.1030)			
	ΔTED_t	0.5773*** (0.2059)	0.14	-0.0996 (0.1183)	0.09		
	ΔCRS_t	0.0836*** (0.0298)	(594)	0.0705*** (0.0206)	(808)		
	$\Delta Banksread_t$	0.0628 (0.2007)		0.0190 (0.0743)			
	$FCspread_t$	-0.0827 (0.1075)		-0.0184 (0.0773)			

주: 1) 식 : $\Delta SS_t = \alpha + \beta_1 \Delta CS_t + \beta_2 \Delta TED_t + \beta_3 \Delta CRS_t + \beta_4 + \beta_5 FCspread_t$

2) 분계점(Threshold)은 (t-1)기의 스왑 스프레드임. 체제 $\Delta Banksread_t$ 1은 스왑 스프레드가 분계점보다 작은 경우이며, 체제 2는 스왑 스프레드가 분계점보다 큰 경우임.

3) 단, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의미함을 의미함.

〈표 4〉 스왑 스프레드의 결정 요인 (TAR 모형 II)

종속변수 : ΔSS_t

		체제 1		체제 2		분계점	LM 통계량
		추정치	R ² (관측수)	추정치	R ² (관측수)		
1 년	α	0.0025*** (0.0008)	0.20 (914)	-0.0036*** (0.0011)	0.08 (491)	0.06	42.08***
	ΔCS_t	0.6124*** (0.1330)		0.4236*** (0.1059)			
	ΔTED_t	0.4273** (0.2081)		-0.2145** (0.0988)			
	ΔCRS_t	0.1432*** (0.0258)		0.0203 (0.0194)			
	$\Delta Banksread_t$	0.0393 (0.1324)		0.0210 (0.0946)			
	$FCspread_t$	-0.2696* (0.1615)		0.0080 (0.0812)			
3 년	α	0.0017 (0.0014)	0.11 (622)	-0.0016** (0.0007)	0.06 (783)	0.12	21.18***
	ΔCS_t	0.6169*** (0.1970)		0.1249 (0.1264)			
	ΔTED_t	0.4004* (0.2379)		0.1327 (0.1130)			
	ΔCRS_t	0.0599* (0.0317)		0.0717*** (0.0157)			
	$\Delta Banksread_t$	0.0508 (0.1409)		0.1093 (0.0936)			
	$FCspread_t$	-0.0672 (0.1042)		-0.0735 (0.0703)			
5 년	α	0.0003 (0.0009)	0.11 (1185)	-0.0015 (0.0018)	0.32 (220)	-0.07	23.57***
	ΔCS_t	0.6325*** (0.1324)		0.4826*** (0.1850)			
	ΔTED_t	0.3142*** (0.1199)		-0.3876* (0.2069)			
	ΔCRS_t	0.0707*** (0.0211)		0.2080*** (0.0422)			
	$\Delta Banksread_t$	0.0299 (0.1164)		-0.0914 (0.1733)			
	$FCspread_t$	-0.0658 (0.0626)		0.0863 (0.1310)			

주: 1) 추정식은 〈표 3〉과 동일.

2) 분계점(Threshold)은 (t-1)기의 차익거래 이익 ($Arbitrage_t$) 임.

이때, $Arbitrage_t = (CD_t - FC_t) - SS_t$ 임.

3) 단, CD_t : CD금리, FC_t : 3개월 차입금리 (AAA급 회사채 3개월 금리). 체제 1은 차익거래 이익이 분계점보다 큰 경우이며, 체제 2는 차익거래 이익이 분계점보다 작은 경우임.

4) 단, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의미함을 의미함.

3. 기간별 분석

TAR 모형에 의한 추정 결과는 차익거래의 존재가 스왑 스프레드의 역전 현상을 상쇄할 가능성을 제시하기는 하였지만, 실제 상황에서는 차익거래가 역전 현상을 상쇄할 정도로 실행되지 않았음을 제시하였다. 그런 의미에서 스왑 스프레드 역전 현상의 지속은 시장의 효율성 기능의 부재라기보다는 차익거래를 위한 거래비용이나 제약요인이 컸기 때문이라고 해석할 수 있다. 그런데 제 3장에서 보았듯이 스왑 스프레드의 추이를 보면, 크게 두 기간으로 구분되고, 이 중에서 후기의 기간에 3년과 5년 만기의 스왑 스프레드는 더욱 역전 현상이 심화되는 양상을 보인다. 이처럼 3년 및 5년 만기의 스왑 스프레드의 역전 현상 심화는 곧 차익거래 기회가 확대되었음을 의미한다. 그러므로 이 시기에 차익거래가 활발하게 전개되어 스왑 스프레드의 상승에도 기여했을 가능성이 전기 보다 훨씬 높다고 할 것이다. 이러한 관점에서 우리는 분석 대상 시기를 2007년 11월을 기준으로 전기와 후기로 구분한 이후, 각각의 결정 요인을 별도로 추정하였다.

기간별로 구분하여 추정한 결과를 <표 5>로 정리하였다. 첫째, 두 기간의 분계점을 비교하면, 1년의 경우를 제외하고 3년 및 5년 만기의 경우 후기의 분계점이 전기의 그것보다 훨씬 낮은 수준인 것으로 나타나서 스왑 스프레드의 역전 현상이 심화되었음을 확인할 수 있다. 한편, 전기의 경우에는 분계점이 모두 유의미하였으나, 후기의 경우에는 만기 1년과 5년의 경우 분계점이 유의미한 것으로 추정되지 않았다. 다만 3년의 경우에만 체제가 구분됨을 확인할 수 있었다.

둘째, 두 기간간의 결정 요인의 영향력에 차이가 존재하는지를 비교 분석하였다. 신용 스프레드나 통화스왑 금리가 스왑 스프레드에 미치는 영향은 전기와 후기간의 특별한 차이를 발견할 수 없었다. 두 변수 모두 전체 기간을 대상으로 한 경우와 마찬가지로 스왑 스프레드에 유의미한 영향을 주었던 것으로 추정되었다⁷⁾. 반면 은행 스프레드의 수익률 곡선은 기간 구분 시 다음의 현상이 확인되었다. 일단 체제 2에서 그 영향력이 존재하지 않는 것으로 나타난 것은 기간을 구분한 경우에도 동일하

7) 다만, 3년 만기 통화스왑 금리의 영향력이 유의성이 떨어질 것으로 나타났을 뿐이다.

게 나타났다. 반면 체제 1을 보면, 만기 3년과 5년의 경우에 전기와 후기의 영향이 달랐던 것으로 나타났다. 전기의 경우 만기 3년과 5년에서 은행 스프레드의 수익률 곡선이 스왑 스프레드에 비례적인 영향을 주었던 것으로 추정되었던 반면, 후기에는 그 영향력을 확인할 수 없었다. 이러한 추정 결과는 전기에 은행채 발행 수요가 상대적으로 컸던 상황을 반영하는 것으로서, 이 시기 스왑 스프레드의 역전 현상이 발생한 원인의 하나가 은행의 은행채 차입과 변동 금리 전환을 위한 고정금리 수취 금리스왑 수요였음을 제시하고 있다.

〈표 5〉 차익거래와 스왑 스프레드 : 기간별 분석

패널 A. 전기 (2003.1 ~ 2007.10)

종속변수 : ΔSS_t							
		체제 1		체제 2		분계점	LM 통계량
		추정치	R ² (관측수)	추정치	R ² (관측수)		
1 년	α	0.0053*** (0.0014)	0.21 (336)	-0.0018*** (0.0007)	0.17 (856)	-0.15	25.85***
	ΔCS_t	0.7914*** (0.2294)		0.4786*** (0.1020)			
	ΔTED_t	-0.1517 (0.2369)		0.2726 (0.2106)			
	ΔCRS_t	0.1570*** (0.0459)		0.1383*** (0.0223)			
	$\Delta Banksread_t$	-0.0658 (0.2408)		-0.0659 (0.0838)			
	$FCspread_t$	0.2014 (0.1318)		-0.3145* (0.1621)			
3 년	α	0.0004 (0.0006)	0.07 (734)	-0.0008 (0.0009)	0.14 (464)	-0.08	25.97***
	ΔCS_t	0.3378*** (0.1147)		0.1542 (0.1411)			
	ΔTED_t	0.2515** (0.1117)		-0.1095 (0.1150)			
	ΔCRS_t	0.0491*** (0.0159)		0.1167*** (0.0237)			
	$\Delta Banksread_t$	0.1620*** (0.0584)		0.0697 (0.0983)			
	$FCspread_t$	-0.0937 (0.0748)		0.1209** (0.0643)			
5 년	α	-0.0001 (0.0006)	0.15 (745)	-0.0007 (0.0011)	0.12 (453)	-0.06	23.70***
	ΔCS_t	0.4313*** (0.0895)		0.3468** (0.1481)			
	ΔTED_t	0.4829*** (0.1358)		-0.2923* (0.1573)			
	ΔCRS_t	0.0798*** (0.0207)		0.0955*** (0.0351)			
	$\Delta Banksread_t$	0.4547*** (0.0946)		-0.1017 (0.1284)			
	$FCspread_t$	-0.1835* (0.0937)		0.0824 (0.0828)			

주: 1) 추정식은 〈표 3〉과 동일.

2) 분계점은 (t-1)기의 스왑 스프레드임. 체제 1과 체제 2는 각각 분계점보다 작은 경우와 큰 경우임.

3) 단, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의미함을 의미함.

패널 B. 후기 (2007.11 ~ 2008.8)

종속변수 : ΔSS_t

		체제 1		체제 2		분계점	LM 통계량
		추정치	R ² (관측수)	추정치	R ² (관측수)		
1 년	α	0.0168** (0.0077)	0.52 (30)	-0.0028 (0.0025)	0.05 (170)	0.00	12.97
	ΔCS_t	0.3781* (0.2163)		0.2865* (0.1492)			
	ΔTED_t	0.6740 (0.5203)		0.0768 (0.2003)			
	ΔCRS_t	0.1303** (0.0587)		-0.0068 (0.0209)			
	$\Delta Banksread_t$	1.3476*** (0.4362)		0.1651 (0.1484)			
	$FCspread_t$	0.2016 (0.2017)		0.0945 (0.1485)			
3 년	α	-0.0560* (0.0332)	0.53 (23)	-0.0061* (0.0035)	0.11 (177)	-0.29	14.96**
	ΔCS_t	0.6902 (0.7565)		0.5014** (0.2310)			
	ΔTED_t	6.9214*** (2.2038)		0.3321* (0.1963)			
	ΔCRS_t	0.1023 (0.0662)		-0.0048 (0.0288)			
	$\Delta Banksread_t$	3.3920*** (1.2725)		-0.1590 (0.1460)			
	$FCspread_t$	-3.4380 (2.0902)		-0.1135 (0.1086)			
5 년	α	-0.1760*** (0.0646)	0.66 (13)	-0.0070* (0.0039)	0.12 (187)	-0.54	10.10
	ΔCS_t	3.4460** (1.5467)		0.6011*** (0.2354)			
	ΔTED_t	6.7534*** (1.7309)		0.3267 (0.1998)			
	ΔCRS_t	0.6549*** (0.2956)		0.0390* (0.0218)			
	$\Delta Banksread_t$	4.1365*** (1.1751)		-0.2922* (0.1510)			
	$FCspread_t$	4.6822 (4.5003)		0.0358 (0.1467)			

주: 1) 추정식은 <표 3>과 동일. 분계점은 (t-1)기의 스왑 스프레드임. 체제 1과 체제 2는 각각 분계점보다 작은 경우와 큰 경우임.

2) 단, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의미함을 의미함.

끝으로 차익거래의 영향이 두 기간 사이에 차이가 있었는지를 분석하였다. 차입 스프레드가 스왑 스프레드에 미치는 영향은 두 기간 간에 주목할만한 차이를 발견할 수 없었다. 전체 기간을 대상으로 한 결과와 유사하게 체제 1에서 차입 스프레드가 스왑 스프레드에 반비례적인 영향을 줄 가능성이 나타났으나, 3년 및 5년 만기

의 스왑 스프레드 역전 현상이 심화된 후기에서 그 영향력이 더욱 컸다는 증거는 발견할 수 없었다.

V. 결론

본 논문은 한국의 금리스왑 시장에서 스왑 스프레드가 음(-)이 되는 역전 현상이 장기간 지속된 원인에 대하여 분석하였다. 지금까지의 연구 결과는 국내외 금리차에 의한 차익거래라는 대외적인 요인과 국내 은행들의 변동금리 조달을 위한 금리스왑 수요를 스왑 스프레드의 역전 현상을 유발한 가장 큰 요인으로 지적하였으나, 본 연구는 이러한 스왑 스프레드의 역전 현상을 상쇄할만한 현물매수 차익거래가 스왑스프레드에 미치는 영향을 분석함으로써 이러한 연구를 보다 진전시켰다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 차익거래가 활성화되지 못한 것이 스왑 스프레드 역전 현상의 지속에 기여하였다. 둘째, 스프레드의 역전 현상을 이용한 현물 매수 차익거래가 존재하였으며, 따라서 채권시장의 효율성이 존재하지 않았다는 주장은 타당하지 않았다. 요컨대 한국의 채권시장에서 스왑 스프레드 역전 현상을 이용한 차익거래가 존재하였지만, 그것만으로 스왑 스프레드의 역전 현상을 제거할 수는 없었다. 그러나 본 논문은 차익거래에 의하여 역전 현상이 제거되지 않은 원인을 구체적으로 분석하지는 못했으며, 이 점은 추후 보완해야 할 연구 과제이다.

그럼에도 불구하고 본 논문은 다음과 같은 정책적 시사점을 제시하였다는 의의를 갖고 있다. 현재와 같이 외국인 투자자가 국내 채권 및 채권 파생상품 시장에 대한 영향력을 확대하고 있는 상황에서, 대외적인 요인이 국내 채권시장의 효율성을 저해할 가능성이 높아지고 있다. 스왑 스프레드의 역전 현상도 결국 이러한 대외적인 요인으로 인하여 국내 시장이 왜곡된 사례라고 할 수 있다. 따라서 정책 당국이 이러한 시장의 왜곡으로 인하여 발생하는 문제를 해결하기 위해서는 상대적으로 효율성을 저해하는 요인들을 제거하여 시장 자체의 기능에 의하여 이들 비정상적인 시장 현상이 해소될 수 있도록 하는 것이 중요하다.

참 고 문 헌

- 구본일·엄영호·최한복, 「원화 이자율 스왑 시장에 대한 실증 연구」, 2008년 추계학술대회발표문, 한국재무학회, 2008.
- 김진호·김세완, 「역전된 스왑금리와 차익거래 지속의 이례현상 분석」, 한국 금융학회 정기학술대회 발표문, 한국금융학회, 2008.
- 원승연, 「차익거래와 스왑 스프레드의 역전 현상」, 한국과생상품학회 정기학술대회 발표문, 한국과생금융학회, 2008.
- 임상규·장봉규, 「한국시장에서의 이자율 스왑 스프레드 결정 요인 연구」, 『산업경제연구』, 제20권 3호, 2007, pp. 1105~1129.
- 최영수·양정필, 「오차수정 요인모형을 이용한 스왑금리 예측요인 분석」, 2008년 경영관련학회 통합학술대회, 한국증권학회, 2008.
- Brennan, Michael J., Eduardo S. Schwartz, "Arbitrage in Stock Index Futures", *Journal of Business*, 63, 1990, pp. s7~s31.
- Collin-Dupresne, Pierre, Bruno Solnik, "On the term structures of default premia in the swap and LIBOR markets", *Journal of Finance*, Vol.56, No.3, 2001, pp. 1095~1165.
- Duffie, Darrell, Ming Huang, "Swap rates credit qualities", *Journal of Finance*, Vol.51, No.3, 1996, pp. 921~949.
- Dwyer, Jr., Gerald P., Peter Locke, Wei Yu, "Index Arbitrage and Nonlinear Dynamics between the S&P 500 Futures and Cash", *The Review of Financial Studies*, 9, 1996, pp. 301~332.
- Hansen, Bruce E., "Inference when a Nuisance Parameter is not identified under the Null Hypothesis", *Econometrica*, 64, 1996, pp. 413~430.
- _____, "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, 68, 2000, pp. 575~603.
- Hunag, Ying, S.Neftci, "Modeling swap spreads: the role of credit, liquidity and market volatility", *Review of Futures Markets*, 14, 2006, pp. 431~450.
- In Francis, "Volatility spillovers across international swap markets: The US, Japan, and the UK", *Journal of International Money and Finance*, 26, 2007, pp. 329~341.

- Lekkos, Ilias, Costas Milas, "Common risk factors in the U.S.andUK interest rate swap markets : Evidence from a nonlinear vector autoregression approach", *The Journal of Futures Markets*, Vol.24, No.3, 2004, pp. 221~250.
- Liu, Jun, F.A.Longstaff, R.E.Mandell, "The market price of risk in interest rate swaps: The roles of default and liquidity risks", *Journal of Business*, Vol.79, No.5, 2006, pp. 2337~2359.
- Liu, Jun, Francia A. Longstaff, "Losing Money on Arbitrage: Optimal Dynamic Portfolio Choice in Markets with Arbitrage Opportunities", *The Review of Financial Studies*, 17, 2004, pp. 611~641.
- Martens, Martin, Paul Kofman, Ton C.F.Vorst, "A Threshold Error-Correction Model for Intraday Futures and Index Returns", *Journal of Applied Econometrics*, 13, 1998, pp. 245~263.
- Minton, B.A., "An empirical examination of basic valuation models for plain vanilla U.S. Interest rate swaps", *Journal of financial Economics*, 4, 1997, pp. 251~277.
- Sun, Tong-sheng, S.Sundaresan, C.Wang, "Interest rate swaps : An empirical investigation", *Journal of financial Economics*, 34, 1993, pp. 77~99.
- Yadav, Pradeep K., Peter F. Pope, Krishna Paudyal, "Threshold Autoregressive Modeling in Finance: The Price Differences of Equivalents", *Mathematical Finance*, Vol.4, No.2, 1994, pp. 205~221.

Abstract

This paper shows that the persistence of negative swap spread in Korea is partly attributed to the lack of arbitrage trading which may counteract the negative swap spread, using Threshold Autoregressive model. However, according to the empirical test, the negative swap spread is not the proof that there is no market efficiency in Korean bond and interest rate swap market. Rather, it may be inferred that the transaction cost or some constraints against arbitrage trading set the limit to the arbitrage trading so that it could not be executed fully enough to decrease the negative swap spread. This paper suggests that the government should advance the market system as well as deregulate the bond market for enhancing the market capabilities to correct the bias from outside shocks.

* Key Words: arbitrage trading, bond market, interest rate swap, swap spread, threshold