

한국과 미국의 이자율 스왑시장에서의 정보 전달*

임 상 규**

요 약

본 연구에서는 한국과 미국 두 국가에 있어 이자율 스왑시장간의 정보전달 메커니즘에 대해 분석하였다. 이를 위하여 데이터로 2003년 초부터 2006년 말까지 4년간 Bloomberg에서 집계된 3년물, 5년물, 10년물 이자율 스왑금리를 사용하였으며, 메커니즘의 동태 분석은 VAR 모형을 사용하였다.

분석 결과, 그랜저 인과관계 검정, 충격반응함수 분석 및 분산분해 분석 모두 결과적으로 미국 이자율 스왑시장의 정보가 국내 이자율 스왑시장에 상당한 영향력을 가진다는 사실을 알 수 있었다. 또한 이러한 미국 시장의 국내 시장으로의 정보의 전이 현상은 3년물, 5년물, 10년물 이자율 스왑에 같이 나타나는 현상으로 스왑 계약 기간에 상관없음이 관측되었다.

한편, 충격반응함수 분석 결과, 미국의 이자율 스왑시장의 충격은 국내 이자율 스왑시장에 다음 날 바로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났으며 그 충격은 2일간 지속되었다. 반면 국내 이자율 스왑시장의 정보는 미국 시장에 별 영향력을 발휘하지 못했다.

I. 서 론

이자율 스왑(interest rate swap, IRS)은 계약기간 동안 명목원금에 대한 이자를 서로 교환하는 계약으로 기업이나 은행에 있어 효과적인 이자율위험 헤지수

* 이 논문은 필자 개인의 의견이며 금융감독원의 공식 의견이 아님을 밝혀둔다.

** 금융감독원 파생상품감독팀 팀장

단을 제공하고 있다. 이자율 스왑은 명목원금에 대한 고정금리와 변동금리의 교환이나 변동금리와 변동금리의 교환으로 이루어지는데, 이자율 스왑금리는 통상적으로 고정금리와 변동금리의 교환 시에 결정되는 고정금리의 수준을 일컫는다. 이자율 스왑거래에서 고정금리 지급자(fixed rate payer)는 계약시점에 미리 약정된 고정금리로 약정된 주기마다 거래상대방에게 이자를 지급하고, 거래상대방인 변동금리 지급자(floating rate payer)는 기준금리(reference rate)에 따라 매 기간 재조정되는 변동금리에 대한 이자를 지급한다. 대부분의 스왑거래는 거래초기에 등가격이 되도록, 즉 고정금리 현금흐름의 현가와 변동금리 현금흐름의 현가가 같아지도록 설정된다. 하지만 시간의 흐름에 따라 시장이자율은 변하게 되고 그에 따라 스왑가치도 변한다.

이자율 스왑거래는 해마다 꾸준히 증가하여 전 세계 장외(OTC)시장에서 거래되고 있는 명목금액 잔액이 2006년 6월 말 기준 약 207조 미달러¹⁾에 이른다. 이는 전체 장외파생상품 거래의 56% 정도 되는 수준으로 한 종류의 파생상품 거래로는 가장 높은 비중을 차지하고 있다. 국내 이자율 스왑시장도 비슷한 경향을 보여 스왑시장의 명목금액의 잔액이 2005년 말 기준 470조 원에 달하였고, 이는 2003년 말 240조 원의 두 배에 해당되는 금액이다.²⁾ 국내 장외파생상품 거래는 초기에는 주로 통화관련 장외파생상품 위주의 거래였으나, 최근에는 이자율 스왑거래 비중이 전체 장외파생상품의 43%를 차지하는 등 가장 높은 비중을 보이고 있어 이자율 스왑시장은 급성장한 대표적인 장외파생상품시장으로 각광 받고 있다. 그러나 이러한 국내 이자율 스왑시장의 급신장세에도 불구하고 이에 대한 이론적, 실증적 연구는 극히 미미한 실정이다.

국내외 연구를 통틀어 스왑시장에 관한 연구는 스왑금리 결정모형이나 스왑 스프레드(swap spread, 스왑금리와 국채수익률의 차이) 결정요소에 관한 것이 주를 이루었다. 스왑금리 결정모형은 Smith et al.(1988)의 논문이 유명한데, 그들은 이자율 스왑계약을 만기와 명목금리가 스왑의 그것과 동일한 고정금리와

1) BIS(Bank for International Settlements)에서 출간된 2006년 11월 보고서 “OTC derivatives market activity in the first half of 2006” 참조.

2) 금융감독원 “2005년 국내금융회사의 파생상품 거래현황” 참조.

변동금리의 채권으로 구성된 포트폴리오로 해석하였다. 이 때 이자율 스왑금리는 동일만기의 국채의 약정이자율(par rate)과 같다고 주장하였다. 이들 외에도 스왑금리 결정과 관련하여 많은 연구가 이루어졌는데, 대표적으로 Duffie and Singleton(1997)은 이자율 스왑금리의 기간구조에 대해 계량경제학적 모형을 제시하였다. 또한 그들은 이 모형을 이용하여 스왑 스프레드 결정요소에 대한 연구도 병행하였다. 이들의 연구 이후에도 Huang and Neftci(2002), Castagnetti (2004), Kobor et al.(2005) 등 많은 연구자들이 스왑 스프레드 결정요소에 대한 연구를 계속 해오고 있으나, 아직 대표적인 결과라 할 만한 것은 없고 심지어 미국시장에 대해서도 의견이 분분한 상태이다.

본 연구는 한국과 미국 두 나라의 이자율 스왑시장에 대한 정보흐름에 대하여 연구하고자 한다. 오늘날 세계 장외파생상품 시장은 정보통신의 발달, 자본시장의 개방 및 금융시장 자유화에 따라 통합화 정도가 증대되고 있으며, 따라서 한 시장에서 발생한 의미 있는 정보가 다른 시장으로 어떻게 전달되는지를 체계적으로 분석하는 것은 상당한 의미를 지니고 있다.

그러나 시장 간의 정보전달에 관한 연구는 대부분 주식시장 간의 정보전달 메커니즘을 밝히는데 초점을 맞추고 있다. 대표적인 예로 Eun and Shim(1989)와 Hamao et al.(1990), 김인무·김찬웅(2001) 등의 연구를 들 수 있다. 따라서 주식시장이 아닌 이자율 스왑시장에 대한 여러 국가 간의 정보전달 메커니즘을 규명하는 것은 어느 모로 보나 충분한 연구가치가 있으며 시장 참가자와 금융당국의 입장에서 매우 흥미로운 일이라 할 수 있다.

본 연구는 한국과 미국 두 나라의 이자율 스왑시장에 대한 정보전달 메커니즘을 분석하는데 초점을 맞추고 있다. 이를 위하여 데이터로 2003년 초부터 2006년 말까지 4년간 Bloomberg에서 집계된 이자율 스왑금리를 사용하였으며, 메커니즘의 동태 분석은 VAR(vector autoregression) 모형을 사용하였다. 한 국가의 이자율 스왑금리가 다른 국가의 이자율 스왑금리에 어느 정도의 예측력을 가지는지 분석하기 위해 그랜저 인과관계(Granger causality) 검정을, 예측력을 가진다면 어느 정도 시차를 두고 얼마만큼의 영향을 미치는지 분석하기 위해 충격반응함수(impulse-response function) 분석 및 분산분해(variance decomposition)

분석을 하였다.

분석 결과, 그랜저 인과관계 검정, 충격반응함수 분석 및 분산분해 분석 모두 미국 이자율 스왑시장의 정보, 구체적으로 말하자면 미국 이자율 스왑금리의 변화량이 국내 이자율 스왑시장에 상당한 영향력을 가진다는 사실을 알 수 있었다. 또한 이러한 미국 시장의 국내 시장으로의 정보의 전이 현상은 3년물, 5년물, 10년물 이자율 스왑에 똑같이 나타나는 현상으로 스왑계약 기간에 상관없이 관측되었다.

한편, 충격반응함수 분석 결과, 미국의 이자율 스왑시장의 충격은 국내 이자율 스왑시장에 다음 날 바로 영향을 주는 것으로 나타났으며 2일 정도 지속되다가 3일이 지나면 영향력이 거의 사라지는 것으로 나타났다. 반면 국내 이자율 스왑시장의 정보는 미국 시장에 별 영향력을 발휘하지 못했다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. II장에서는 이자율 스왑금리의 결정방법에 대한 설명을, III장에서는 결과분석에 사용할 데이터의 기초통계량 및 안정성을 분석하고, IV장에서는 분석방법인 VAR 모형에 대한 설명을 하였다. 또한 V장에서 VAR 모형에 대한 실증분석 결과를 제시하고 VI장에서는 결론을 내렸다.

II. 이자율 스왑금리의 결정 방법

실증분석에 들어가기 전에 우선 이자율 스왑금리가 어떤 식으로 결정될 수 있는지 살펴본다. 앞서서도 말했듯이 이자율 스왑금리는 동일한 명목원금에 대한 고정금리와 변동금리의 현금흐름을 교환하는 이자율 스왑거래에서의 고정금리 수준을 일컫는다. 이자율 스왑의 가치 결정 방법은 Jarrow and Turnbull(1999)이나 Hull(2000) 등에서 제시된 방법을 포함하여 여러 가지가 있을 수 있겠으나, 일반적으로 고정금리 채권에 대한 선도계약(forward contract)과 변동금리 채권에 대한 선도계약을 약정일에 서로 교환하는 것으로 생각할 수 있다. 따라서 이자율 스왑금리는 이 계약의 시작일(현재시점)에 이자율 스왑의 가치가 0이 되게 하는(즉 공정한(fair) 계약이 되게 하는) 고정금리 수준이라 말할 수 있다.

위에서 논의한 내용을 다음과 같은 기호를 사용하여 수식으로 표현해 보자.

- $t_0 = 0$: 현재 시점
 $t_i (i = 1, 2, \dots, n)$: 현금흐름이 일어나는 시점(t_n 은 만기)
 SV : 이자율 스왑의 가치
 FL : 변동금리 부분의 현금흐름의 현재가치
 FI : 고정금리 부분의 현금흐름의 현재가치
 r_i : t_i 시점에서의 이자율 스왑의 할인 금리
 (보통 만기를 t_i 로 하는 순수할인채의 수익률)
 P : 명목원금(혹은 명목금액, 액면금액, nominal amount)
 R : 고정금리, 즉 이자율 스왑금리
 $f_{a,b}$: a 시점에서 b 시점까지의 선도금리(forward rate)

이 기호들을 이용하여 우선 고정금리 부분의 현재가치를 표현해 보면,

$$FI_{t_0} = \sum_{i=1}^n \frac{P \cdot R(t_i - t_{i-1})}{(1 + r_i)^{t_i}} + \frac{P}{(1 + r_n)^{t_n}}$$

와 같이 되고, 변동금리 부분은

$$FL_{t_0} = \sum_{i=1}^n \frac{P \cdot f_{t_{i-1}, t_i}(t_i - t_{i-1})}{(1 + r_i)^{t_i}} + \frac{P}{(1 + r_n)^{t_n}}$$

과 같이 된다. 그러므로 처음 시점에서의 이자율 스왑의 가치는

$$SV_{t_0} = FL_{t_0} - FI_{t_0}$$

라고 할 수 있으며, 이 가치가 0일 때 현재시점에서 공정한 거래가 성립되므로

$$SV_{t_0} = 0$$

인 고정금리 R 의 값을 구할 수 있다. 결국 이자율 스왑금리 R 은 식

$$\sum_{i=1}^n \frac{R(t_i - t_{i-1})}{(1 + r_i)^{t_i}} = \sum_{i=1}^n \frac{f_{t_{i-1}, t_i}(t_i - t_{i-1})}{(1 + r_i)^{t_i}}$$

에 의해 결정된다. 만일 이자 교환 주기가 일정(즉, $t_i - t_{i-1} = \text{상수}$)하다면 이 식은

$$\sum_{i=1}^n \frac{R}{(1+r_i)^{t_i}} = \sum_{i=1}^n \frac{f_{t_{i-1}, t_i}}{(1+r_i)^{t_i}}$$

와 같이 표현된다.

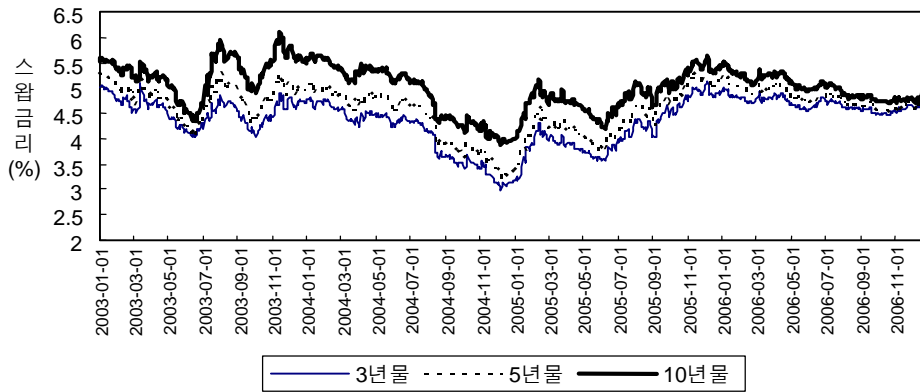
Ⅲ. 기초통계량 분석

1. 데이터의 기초통계량 분석

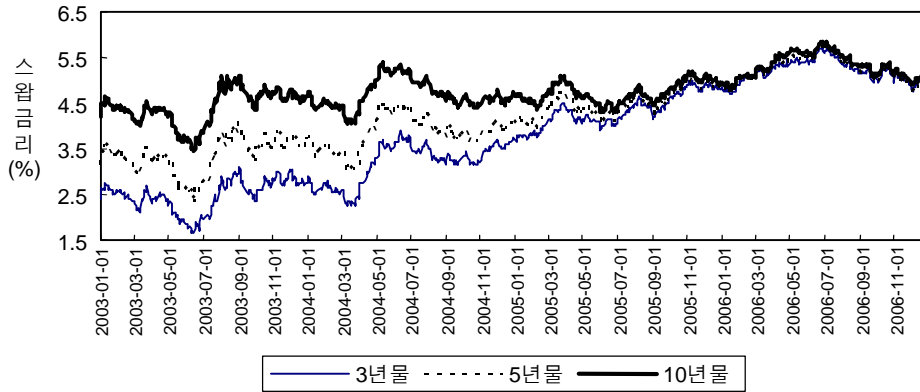
한국과 미국 이자율 스왑시장 간의 정보전달 효과를 연구하기 위하여, 한국과 미국의 3년, 5년, 10년물 이자율 스왑 금리의 2003년 1월 1일부터 2006년 12월 31일까지 4년간의 일별 데이터를 사용하였다. 이들 자료는 Bloomberg로부터 나온 것으로 해당일의 종가를 기록한 것이다.

국내의 이자율 스왑시장이 본격적으로 활성화 된 것은 일반적으로 거래량이 폭증한 2002년 정도로 알려져 있으며, 본 논문은 결과의 정확성을 위하여 그 이듬해인 2003년 이후의 데이터를 사용하였다. 또한 국내 주식시장을 보더라도 국외 다른 시장의 정보가 거의 당일에 주가에 반영되기 때문에 주별 이상의 데이터로는 국내 이자율 스왑시장의 분석이 불가능하다고 보아 일별 데이터를 사용하였다. 또한 두 시장의 영업일이 다르거나 Bloomberg에서 입수하지 못하여 값이 하나라도 빠진 날의 데이터는 삭제하였다.

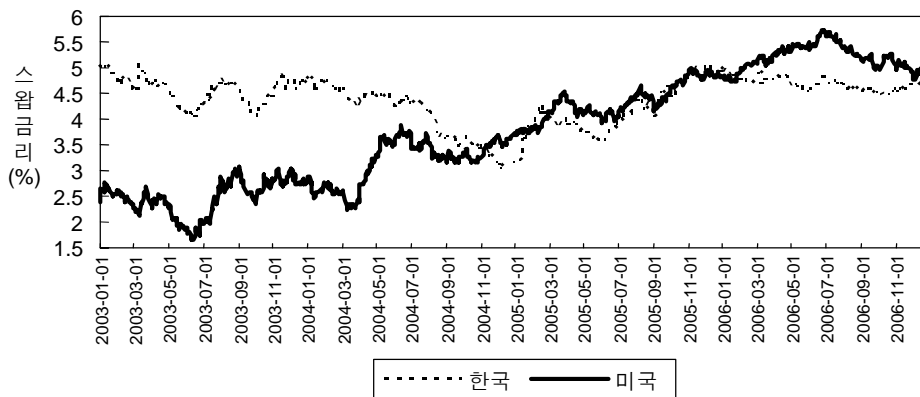
[그림 1]과 [그림 2]는 데이터 분석 기간 동안의 국내 및 미국 이자율 스왑금리의 추세를 그래프로 나타낸 것이다. 이들 그림에서 알 수 있듯이 국내 이자율 스왑금리는 미국의 전반적인 상승기조에 반해 상승 혹은 하락의 경향성을 발견하기 어렵다. 이러한 경향성은 [그림 3]에서 더 뚜렷이 관찰할 수 있다. 한편, 두 시장 모두에서 장·단기 금리차가 현저히 줄어드는 경향이 발견되고 있어 이자율 스왑금리 곡선이 평평(flat)해지고 있음을 알 수 있다.



[그림 1] 국내시장에서의 이자율 스왑금리 추이



[그림 2] 미국시장에서의 이자율 스왑금리 추이



[그림 3] 3년물 이자율 스왑금리 추이 비교

<표 1>은 각 데이터별 기초통계량의 분석 결과를 보여주고 있다. 국내와 미국의 이자율 스왑금리의 수준변수를 보면 장기로 갈수록 평균값이 커져 금리곡선이 우상향이 될 가능성이 높음을 나타내고 있다. 반면 장기로 갈수록 두 시장 모두에서 표준편차는 작아져 스왑금리의 변동성이 줄어드는 것으로 나타났다.

<표 1> 데이터별 기초통계량 분석 결과(데이터 분석기간 : 2003년 초~2006년 말)
가. 국내 데이터

구 분	3년물 이자율 스왑금리		5년물 이자율 스왑금리		10년물 이자율 스왑금리	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
평 균	4.364	-0.0002	4.589	-0.0004	5.012	-0.0006
중간값	4.510	0.	4.695	0.	5.060	0.
최대값	5.120	0.4800	5.360	0.5000	6.110	0.4250
최소값	2.990	-0.1900	3.220	-0.2500	3.870	-0.3750
표준편차	0.4676	0.0536	0.4602	0.0576	0.4396	0.0611
왜 도	-0.9731	1.0996	-0.9459	1.0785	-0.4000	0.7912
첨 도	3.1485	11.0040	3.2474	10.5894	2.6722	9.7488
J-B	159.2138***	2876.569***	152.1407***	2598.991***	31.2351***	2006.106***

나. 미국 데이터

구 분	3년물 이자율 스왑금리		5년물 이자율 스왑금리		10년물 이자율 스왑금리	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
평 균	3.799	0.0027	4.219	0.0019	4.786	0.0009
중간값	3.741	0.0038	4.166	0.0005	4.734	0.
최대값	5.745	0.2900	5.773	0.3000	5.837	0.2840
최소값	1.641	-0.2480	2.371	-0.2365	3.460	-0.2410
표준편차	1.1017	0.0606	0.7822	0.0647	0.4470	0.0607
왜 도	-0.0171	0.2070	-0.0355	0.2587	-0.0440	0.2913
첨 도	1.7153	4.9213	2.1600	5.1743	3.0648	4.8947
J-B	69.0222***	161.2646***	29.6965***	208.5616***	0.4994	164.0529***

주) 1. ***는 1% 유의수준을 나타냄.
2. J-B는 Jarque-Bera 검정을 의미하며, 분석 자료의 정규성(normality)을 검정하는 것임. J-B의 통계량은

$$T\left(\frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis - 3)^2}{24}\right)$$

이고 정규성 귀무가설 하에서 χ^2 -분포를 따른다고 알려짐.

왜도(skewness)의 경우 국내와 미국 스왑금리의 수준변수가 동일한 경향을 보이고 있는데, 모든 경우에 대해 스왑금리는 음(-)의 값을 가져 꼬리부분이 왼쪽으로 길어진 형태를 보이고 있다. 이자율 스왑금리의 1차 차분변수에 대해서는 이와는 반대로 왜도가 모든 변수에 대해서 양(+)의 값을 가짐을 관찰할 수 있다. 첨도(kurtosis)의 경우 대부분의 변수가 3이상의 값이 가져 정규분포(normal distribution)보다 더 뾰족한 형태인데, 국내 10년물, 미국 3년물 및 미국 5년물 수준변수는 3이하로 약간 평평한 형태를 보이고 있다.

또한 이자율 스왑금리의 수준변수 및 1차 차분변수의 정규성(normality)을 검정하기 위한 Jarque-Bera 검정 결과를 살펴보면, 미국 10년물 이자율 스왑금리의 수준변수를 제외한 모든 변수에 대해 1% 유의수준으로 귀무가설을 기각하게 되어 이들 변수가 정규분포가 아님을 추정할 수 있게 해준다. 하지만 미국 10년물 이자율 스왑금리의 수준변수는 10% 유의수준으로도 가설을 기각하지 못하여 강한 정규성을 가지고 있음이 판명되었다.

2. 단위근 검정 및 요한슨 공적분 검정

VAR 모형을 이용한 회귀분석을 하기 전에 각 변수의 안정성을 점검할 필요가 있다. 실제로 Granger and Newbold(1974)는 안정성 점검의 필요성을 강조했는데, 통상적으로 안정성 점검을 위하여 단위근 검정(unit root test)을 하게 된다.

단위근 검정의 방법으로 보편적으로 사용되고 있는 ADF(Augmented Dickey and Fuller, 1979) Test 및 PP(Phillips and Perron, 1988) 검정법을 사용하여 국내와 미국 이자율 스왑금리의 수준변수와 1차 차분변수에 대한 결과를 <표 2>에서 기술하였다. 검정 결과, 6개의 수준변수에 대해서는 모두 5% 유의수준으로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 단위근이 존재한다는 추론을 강하게 지지함을 알 수 있다. 하지만 1차 차분변수에 대해서는 1% 유의수준으로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다.

<표 3>에서는 국내 및 미국의 이자율 스왑금리의 수준변수에 대한 요한슨 공적분 검정(Johansen co-integration test) 결과를 기술하였다. 이 검정법은 Johansen (1991)에 의해 처음으로 제시되었는데, 검정 결과 두 변수 사이에 공적분 관계

〈표 2〉 수준변수 및 1차 차분변수에 대한 단위근 검정

구 분			ADF 검정		PP 검정	
			(1)	(2)	(1)	(2)
한국	3년물	수준변수	-1.9617	-2.0649	-1.9923	-2.0731
		1차 차분변수	-30.5554***	-30.5770***	-30.5404***	-30.5638***
	5년물	수준변수	-2.2420	-2.2180	-2.2646	-2.2395
		1차 차분변수	-30.7781***	-30.7852***	-30.7788***	-30.7795***
	10년물	수준변수	-2.3997	-2.3592	-2.4329	-2.3972
		1차 차분변수	-31.5967***	-31.5863***	-31.5975***	-31.5872***
미국	3년물	수준변수	-0.9365	-2.9701	-0.9085	-2.9082
		1차 차분변수	-33.2599***	-33.2429***	-33.2771***	-33.2601***
	5년물	수준변수	-1.4270	-3.2184*	-1.4151	-3.3451*
		1차 차분변수	-33.4317***	-33.4143***	-33.4067***	-33.3895***
	10년물	수준변수	-2.2501	-3.0608	-2.2677	-3.1687*
		1차 차분변수	-33.4872***	-33.4698***	-33.4432***	-33.4262***

주) 1. (1)은 상수항만, (2)는 상수항과 추세선을 동시에 포함한 검정 결과임.
 2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타내며, 각 수준변수 및 1차 차분변 수의 Mackinnon 임계치(critical value)는 유의수준이 1%일 때 -3.9726, 5%일 때 -3.4169, 10%일 때 -3.1304임.

〈표 3〉 수준변수에 대한 요한슨 공적분 검정

구 분		가정된 공적분 방정식 수	고유값	우도비	5 % 임계치	1 % 임계치
3년물	시차(lag)가 5인 경우	None	0.0042	5.4884	15.41	20.04
		At most 1	0.0013	1.3023	3.76	6.65
	시차(lag)가 10인 경우	None	0.0039	5.4022	15.41	20.04
		At most 1	0.0015	1.5274	3.76	6.65
5년물	시차(lag)가 5인 경우	None	0.0053	6.9185	15.41	20.04
		At most 1	0.0016	1.6027	3.76	6.65
	시차(lag)가 10인 경우	None	0.0056	7.3280	15.41	20.04
		At most 1	0.0018	1.7440	3.76	6.65
10년물	시차(lag)가 5인 경우	None	0.0089	12.7091	15.41	20.04
		At most 1	0.0038	3.7311	3.76	6.65
	시차(lag)가 10인 경우	None	0.0099	13.5946	15.41	20.04
		At most 1	0.0038	3.7279	3.76	6.65

주) 귀무가설 : 국내 이자율 스왑금리의 수준변수와 미국 이자율 스왑금리의 수준변수 사이에 공적분관계가 존재하지 않는다('None'의 경우) 혹은 기껏해야 1개 존재한다('At most 1'의 경우).

가 존재하면 두 변수 간에 장기적인 균형관계가 존재한다고 해석할 수 있다. 검정 결과, 국내와 미국의 이자율 스왑금리 사이에 공적분 관계가 존재하지 않음 즉 장기적인 균형관계를 찾을 수 없다는 사실을 발견하였다.

Engle and Granger(1987)에 의하면 두 시계열 사이에 공적분 관계가 존재하면 이를 반영하기 위해 분석모형에 오차수정항(error correction term, ECT)을 포함하여 결과를 도출 할 것을 제시하였다. 그러나 본 연구에서는 국내와 미국의 수준변수들 사이에 공적분 관계가 없으므로 오차수정항을 포함한 모형을 가정할 필요가 없다. 따라서 국내와 미국의 이자율 스왑금리의 정보전달 메커니즘을 규명하기 위해 오차수정항이 없는 VAR 모형을 사용하는 것이 타당하다고 이야기 할 수 있다.

IV. 분석 방법

요한슨 공적분 검정 결과 국내 이자율 스왑금리의 수준변수와 미국 이자율 스왑금리의 수준변수 사이에는 공적분 관계가 없으므로 두 시장의 정보전달 분석 방법으로 VAR 모형을 사용하였다.

본 연구에서 사용된 VAR(p) 모형은 일반적으로 다음과 같은 식에 의해 표현될 수 있다.

$$\begin{bmatrix} \Delta US_t \\ \Delta K_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,1} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta US_{t-1} \\ \Delta K_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11,p} & \delta_{12,p} \\ \delta_{21,p} & \delta_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta US_{t-p} \\ \Delta K_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

여기서 ΔUS_t 와 ΔK_t 는 각각 t 시간에서의 미국과 국내의 이자율 스왑금리의 1차 차분변수 값을 의미한다.

VAR 모형에서 상수항의 포함여부와 포함되는 시차항(lag)의 최적차수 p 를 합리적으로 추론하기 위해, 1차 차분변수들에 대해 아카이케 정보기준(Akaike Information Criteria, AIC)과 베이저안 정보기준(Bayesian Information Criteria, BIC)의 값을 구하였다. <표 4>의 분석 결과, 3년물, 5년물, 10년물 세 경우 모두

에 대해서 상수항을 포함하지 않고 시차가 1인 경우 AIC와 BIC가 최소값을 가지는 것을 나타냈다. 따라서 한국과 미국의 이자율 스왑금리의 분석을 위한 VAR 모형 사용 시 다음과 같이 상수항이 포함되지 않는 VAR(1) 모형이 가장 적합함을 추론할 수 있다.

$$\begin{vmatrix} \Delta US_t \\ \Delta K_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,1} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \Delta US_{t-1} \\ \Delta K_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{vmatrix} \quad (2)$$

〈표 4〉 VAR 모형의 시차항 결정을 위한 AIC 및 BIC(Schwarz Criteria) 추정치

대상	상수항 포함여부	차수 p							
		1		2		3		4	
		AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
3년물	포 함	-5.869	-5.840	-5.861	-5.811	-5.859	-5.790	-5.850	-5.762
	불포함	-5.873	-5.854	-5.864	-5.825	-5.863	-5.804	-5.854	-5.775
5년물	포 함	-5.606	-5.577	-5.594	-5.545	-5.594	-5.525	-5.586	-5.498
	불포함	-5.611	-5.591	-5.599	-5.560	-5.598	-5.539	-5.591	-5.591
10년물	포 함	-5.610	-5.580	-5.600	-5.551	-5.590	-5.521	-5.589	-5.500
	불포함	-5.615	-5.596	-5.606	-5.567	-5.595	-5.536	-5.594	-5.516

주) AIC 및 BIC 산정을 위하여 다음과 같은 VAR(p) 모형을 추정하였음.

$$\begin{vmatrix} \Delta US_t \\ \Delta K_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} c_1 \\ c_2 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,1} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \Delta US_{t-1} \\ \Delta K_{t-1} \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} \delta_{11,p} & \delta_{12,p} \\ \delta_{21,p} & \delta_{22,p} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \Delta US_{t-p} \\ \Delta K_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{vmatrix}$$

V. 실증분석 결과

1. 그랜저 인과관계 분석

이론적으로 두 개의 변수 사이의 선행성을 추정하기 위하여 하나의 변수를 종속변수로 두고 다른 변수의 과거자료를 이용하여 회귀분석을 할 수 있다(Stoll and Whaley, 1990 등 참조) 그러나 이상우(1999)와 변종국(2000) 등의 연구에서도 알 수 있듯이, 실제로 독립변수와 종속변수 간에 교차상관관계가 높고 종속변수의 자기상관이 클 경우 이러한 방법론에 의하여 추정을 하면, 종속변수의

과거치가 현재 값을 설명함에도 불구하고 회귀분석의 결과는 독립변수의 과거치가 종속변수의 현재 값을 설명하는 것처럼 잘못 추정될 가능성이 있다.

따라서 이러한 문제를 고려하여 독립변수에 다른 변수의 과거자료 뿐 아니라 자신의 과거자료도 포함하는 VAR 모형을 이용한 인과관계 검정 모형이 Granger (1969)에 의하여 개발되었다. 일반적으로 어떠한 변수 X가 다른 변수 Y를 Granger-cause한다고 하는 것은 X의 과거 및 현재 값에 포함되어 있는 정보가 Y를 예측하는데 도움이 된다는 것이다.

본 연구에서는 국내와 미국의 이자율 스왑금리 간의 선도 관계에 대한 가설을 검정하기 위하여 이자율 스왑의 1차 차분변수를 이용한 인과모형을 식 (1)에서와 같이 VAR(p) 모형으로 설정하였다. ΔK_t 가 ΔUS_t 를 Granger-cause하지 않는다면 이 식에서

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

인 관계가 성립하며, 반대의 경우에는

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

인 관계가 성립해야 한다.

이와 같이 그랜저 인과관계를 검증하는 것은 VAR(p)모형에서 위에서 제시된 ‘특정 설명변수의 계수가 모두 0임’을 검증하는 것과 동일하다. 한 변수가 다른 변수를 Granger-cause하지 않는다는 귀무가설은 다음과 같은 F 통계량을 살펴봄으로써 검증될 수 있다.

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

여기서 $SSEr$ 은 특정 설명변수의 계수가 모두 0이라는 가정 하에서의 편차의 제곱합, $SSEu$ 는 제약조건이 없을 경우의 편차 제곱합의 합, T 는 총 관측값의 개수를 각각 의미한다.

만약 두 귀무가설이 모두 기각되지 않으면 두 변수 사이에는 어떠한 인과관계도 없이 상호 독립적이라 이야기 할 수 있다. 만일 둘 중 하나만 기각되면 한

변수(시장)가 다른 변수(시장)를 선도한다고 할 수 있으며, 둘 다 기각되면 인과관계는 완전 피드백(full-feedback)의 관계가 있다. 이에 대한 자세한 내용은 은철수·장호윤(1998)의 논문을 참조하기 바란다.

<표 5>의 결과는 미국 이자율 스왑금리의 1차 차분변수가 국내 이자율 스왑금리의 1차 차분변수를 Granger-cause한다는 사실을 강하게 지지하고 있다. 즉 미국 이자율 스왑금리의 변화량에 대한 정보가 국내 이자율 스왑금리의 변화량에 대한 예측에 도움이 된다고 말할 수 있다. 하지만 반대의 경우는 좀 복잡한 양상을 띠고 있다. 3년물이나 10년물의 경우에는 <표 5>의 결과가 국내 이자율 스왑금리의 변화량이 미국 이자율 스왑금리의 변화량 예측에 도움을 된다는 사실을 별로 지지하고 있지 않으나, 5년물의 경우에는 어느 정도 예측력이 있음을 지지하고 있다. 결과적으로 3년물이나 10년물의 경우에는 미국 이자율 스왑시장이 국내 이자율 스왑시장을 선도하고 있으며, 5년물의 경우에는 미국 시장이 국내 시장을 선도하고 있음은 확실하나 미국과 국내 시장이 어느 정도 피드백 관계가 있음을 부인하기는 힘들다.

<표 5> 이자율 스왑금리의 그랜저 인과관계 검정 결과

종류	3년물		5년물		10년물	
	$\Delta K \nrightarrow \Delta US$	$\Delta US \nrightarrow \Delta K$	$\Delta K \nrightarrow \Delta US$	$\Delta US \nrightarrow \Delta K$	$\Delta K \nrightarrow \Delta US$	$\Delta US \nrightarrow \Delta K$
시차	F 통계량					
1	0.3570	81.3343***	0.0799	89.1413***	0.0134	86.7371***
2	0.3064	40.6798***	0.1640*	44.5605***	1.9385	42.9840***
3	3.3314	27.3673***	3.9702***	29.9601***	2.0471	28.2941***
4	2.2712*	21.3079***	2.2704*	23.5301***	1.2759	22.1366***
5	1.9375*	17.7783***	1.9537*	19.8845***	1,3488	19.8349***

- 주) 1. 'A↛B'는 'A는 B를 Granger-cause하지 않는다.'를 의미함.
 2. ΔK 는 국내 이자율 스왑금리의 1차 차분변수를, ΔUS 는 미국 이자율 스왑금리의 1차 차분변수를 나타냄.
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타냄.
 4. 그랜저 인과관계 검정은 다음과 같은 VAR(p) 모형에서 실시하였음 :

$$\begin{bmatrix} \Delta US_t \\ \Delta K_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,1} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta US_{t-1} \\ \Delta K_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11,p} & \delta_{12,p} \\ \delta_{21,p} & \delta_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta US_{t-p} \\ \Delta K_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

2. 충격반응함수 및 분산분해 분석

Lütkepohl(1991)의 논의에서도 알 수 있듯이 VAR 모형의 안전성을 검정하기 위해 특성 AR 다항식(characteristic AR polynomial)이 단위근을 가지지 않음을 살펴보아야 한다. 만일 이 다항식이 단위근을 가지게 되면 앞으로 사용하게 될 방법들의 결과값(예 : impulse response standard errors)이 타당하지 않을 수 있다. 본 연구에서 사용하는 데이터에 대한 VAR 모형을 검정해 본 결과 <표 6>에서 보듯이 단위근이 존재하지 않음을 확인할 수 있었다.

<표 6> VAR 모형의 특성 AR 다항식 단위근 검정

구분	특성 AR 다항식의 근	Modulus (절대값)
3년물	$-0.013 \pm 0.067i$	0.069
5년물	-0.075, 0.040	0.075, 0.040
10년물	$-0.030 \pm 0.027i$	0.041

주) 1. 다항식의 근은 특성 AR 다항식의 근으로 다음과 같은 VAR 모형에서 구한 것임 :

$$\begin{vmatrix} \Delta US_t \\ \Delta K_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,1} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \Delta US_{t-1} \\ \Delta K_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{vmatrix}$$

2. Modulus가 1 이상인 경우 단위근이 존재.

각 만기별 식 (2)의 VAR(1) 모형의 추정 결과는 <표 7>에 나타나 있다. VAR 모형은 이론적 배경을 가진 구조 방정식이 아닌 축차형 방정식이기 때문에, 이 모형에서 추정된 계수값을 기초로 한 가설검정 등의 고전적인 방법에 의한 추론은 의미가 없다는 것은 널리 알려진 사실이다. 따라서 본 연구에서는 고전적인 추론 방법보다 충격반응함수 및 분산분해 분석을 통하여 결론을 얻으려 하였다.

충격반응함수 분석은 국내 및 미국의 이자율 스왑금리의 변화량이 한 단위 변할 경우 이 충격이 각 이자율 스왑금리의 변화량에 어느 정도의 영향을 미치는지 반응 정도를 파악하는데 유용한 도구라 할 수 있다. 통상적으로 충격반응함수는 삼각화 방법(triangulization)을 사용하여 도출되므로 변수의 배치 순서에 영향을 많이 받게 된다. 따라서 변수의 배치 순서가 중요한데 앞 절에서의 그랜저 인과관계 검정 결과를 참조하여 식 (2)에서와 같이 미국시장 관련 변수를 첫

번째로, 국내시장 관련 변수를 두 번째로 두었다.

〈표 7〉 만기별 VAR(1) 모형의 추정 결과

만기	3년물		5년물		10년물	
	ΔUS_t	ΔK_t	ΔUS_t	ΔK_t	ΔUS_t	ΔK_t
ΔUS_{t-1}	-0.0399	0.2427	-0.0482	0.2842	-0.0464	0.2547
표준오차	(0.0314)	(0.0269)	(0.0314)	(0.0305)	(0.314)	(0.0270)
t 통계량	[-1.2698]	[9.0080]	[-1.5372]	[9.3106]	[-1.4803]	[9.4345]
ΔK_{t-1}	0.0216	0.0137	-0.0037	-0.0127	0.0097	0.0116
표준오차	(0.0356)	(0.0305)	(0.0312)	(0.0304)	(0.0352)	(0.0303)
t 통계량	[-0.6068]	[0.4500]	[-0.1199]	[-0.4174]	[0.2747]	[0.3838]

주) 다음과 같은 VAR(1) 모형의 추정 결과값임 :

$$\begin{vmatrix} \Delta US_t \\ \Delta K_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,1} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \Delta US_{t-1} \\ \Delta K_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{vmatrix}$$

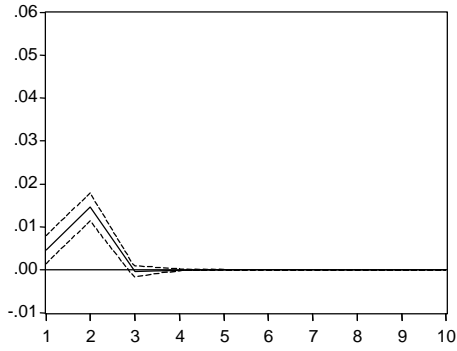
[그림 4]는 식 (2)를 이용한 충격반응함수의 그래프를 나타낸 것이다. 그래프에서 실선은 충격반응함수를 나타내며 점선은 95%의 신뢰구간을 의미한다.

분석 결과, 미국 이자율 스왑금리의 일일 변화량은 3년물, 5년물 및 10년물 모두에 대해 국내 이자율 스왑시장에 2일 후 정도 까지 영향을 주며, 반대로 국내 이자율 스왑금리의 일일 변화량은 미국 이자율 스왑시장에 전혀 영향을 주지 못한다는 사실을 추론할 수 있었다. 또한 미국 이자율 스왑금리의 변화량은 즉각적으로 국내 이자율 스왑시장에 유의한 영향을 주긴 하지만 2일 후에 가장 큰 영향력을 발휘하고 3일이 지나면 영향력이 거의 사라지게 된다는 사실을 알 수 있었다.

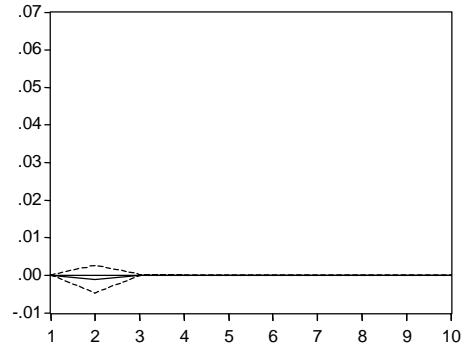
국내와 미국의 이자율 스왑시장의 영향력 관계에 대한 분석의 다른 방법으로 분산분해 분석을 실시하였다. 충격반응 분석이 특정일의 단위 변화량에 대한 영향력을 파악하기 위한 것이라면, 분산분해는 VAR 모형의 구성요소(component) 각각에 대한 내생변수(endogenous variable)들의 변동량(variation)을 분리해 준다. 따라서 분산분해 분석은 VAR 모형의 각 구성요소들에 대한 내생변수들의 변동량의 중요도에 대한 상대적인 결과값을 분석하는 방법이라 이야기 할 수 있다.

가. 3년물

<미국 금리 변동량에 대한 국내 반응>

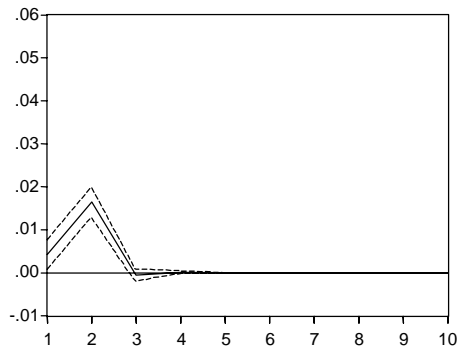


<국내 금리 변동량에 대한 미국 반응>

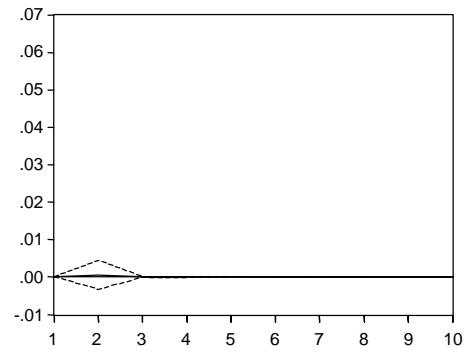


나. 5년물

<미국 금리 변동량에 대한 국내 반응>

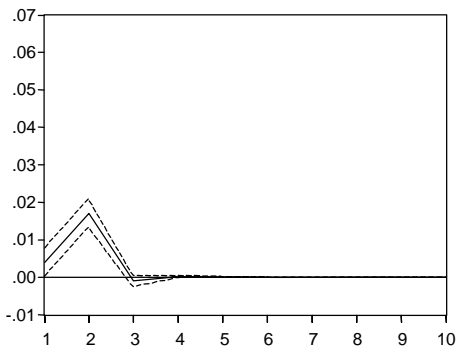


<국내 금리 변동량에 대한 미국 반응>

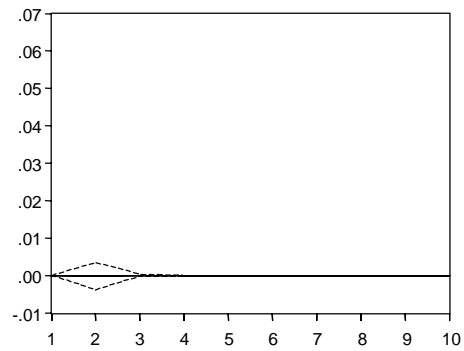


다. 10년물

<미국 금리 변동량에 대한 국내 반응>



<국내 금리 변동량에 대한 미국 반응>



[그림 4] 각 수준변수의 변화량에 대한 충격반응함수 분석 결과

<표 8>의 분산분해 분석 결과 ΔUS_t 는 99% 이상 자신의 과거 데이터에 의해 영향을 받으나, ΔK_t 는 분산 기간(variance period)을 2일 이상으로 둘 때 8% 이상 ΔUS_t 에 의해 영향을 받는다는 사실을 알 수 있다.

<표 8> 이자율 스왑금리의 분산분해 분석 결과

가. ΔUS_t 의 분산분해 결과

종류	3년물		5년물		10년물	
	ΔUS_t	ΔK_t	ΔUS_t	ΔK_t	ΔUS_t	ΔK_t
분산 기간						
1	100.	0.	100.	0.	100.	0.
2	99.966	0.034	99.993	0.007	99.999	0.001
3	99.966	0.034	99.993	0.007	99.999	0.001
10	99.966	0.034	99.993	0.007	99.999	0.001

나. ΔK_t 의 분산분해 결과

종류	3년물		5년물		10년물	
	ΔUS_t	ΔK_t	ΔUS_t	ΔK_t	ΔUS_t	ΔK_t
분산 기간						
1	0.837	99.164	0.598	99.402	0.472	99.528
2	8.260	91.740	8.639	91.361	8.240	91.760
3	8.265	91.735	8.648	91.352	8.267	91.733
10	8.266	91.734	8.648	91.352	8.267	91.733

주) 각 수치들은 다음과 같은 VAR(1) 모형에서 구한 것임 :

$$\begin{vmatrix} \Delta US_t \\ \Delta K_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,1} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \Delta US_{t-1} \\ \Delta K_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{vmatrix}$$

이러한 사실은 지금까지 다른 분석 방법에서도 제시된 ‘국내 이자율 스왑금리의 변화량은 미국의 이자율 스왑금리의 변화량의 정보에 의해 일정 부분 영향을 받고 있다’는 결과와 잘 부합한다.

VI. 결 론

본 논문에서는 한국과 미국 두 국가 사이의 이자율 스왑금리 시장에서의 정보

전달 메커니즘에 대해 논하였다. 이를 위하여 데이터로 2003년 초부터 2006년 말까지 4년간 Bloomberg에서 집계된 3년물, 5년물, 10년물 이자율 스왑금리를 사용하였으며, 메커니즘의 동태 분석을 위하여 VAR 모형을 사용하였다.

분석 결과, 그랜저 인과관계 검정, 충격반응함수 분석 및 분산분해 분석 모두 결과적으로 미국 이자율 스왑시장의 정보가 국내 이자율 스왑시장에 상당한 영향력을 가진다는 사실을 알 수 있었다. 또한 이러한 미국 시장에서 국내 시장으로의 정보의 전이 현상은 3년물, 5년물, 10년물 이자율 스왑 모두에 똑같이 나타나는 현상으로 스왑계약 기간에 상관없음이 관측되었다.

한편, 충격반응함수 분석 결과, 미국의 이자율 스왑시장의 충격은 국내 이자율 스왑시장에 다음 날 바로 영향을 주는 것으로 나타났으며 그 지속 기간은 기껏해야 2일 정도로 매우 짧았다. 반면 국내 이자율 스왑시장의 정보는 미국 시장에 별 영향력을 발휘하지 못했다. 이러한 분석결과는 국내스왑달러입장에서는 원화스왑가치결정에 중요한 참고자료로서 가치가 있다 할 수 있다.

참 고 문 헌

- 김인무 · 김찬용, “한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달 : KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로”, 증권학회지, 제28권, 2001, 481-513.
- 변종국, “현 · 선물간 선 · 후행성에 관한 연구 : 오차수정모형”, 재무관리연구, 제 17권 제1호, 2000, 227-251.
- 은철수 · 장호윤, “한국 주식시장에서의 주가지수 선물과 현물시장간의 상호작용에 관한 연구”, 한국재무학회, 1998년도 춘계학술연구회 발표논문집.
- 이상우, “기업의 규모와 주가의 선행성에 관한 연구”, 한국재무관리학회, 1999년도 추계학술 발표회논문집.
- Castagnetti, C., “Estimating the risk premium of swap spreads. Two econometric GARCH-based techniques,” *Applied Financial Economics*, 14(2), (2004), 93-104.

- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the estimators for time series regressions with a unit root," *Journal of the American Statistical Association*, 47, 1979, 427-431.
- Duffie, D. and K. J. Singleton, "An econometric model of the term structure of interest rate swap yield," *Journal of Finance*, 52, 1997, 1287-1321.
- Engle, R. F. and C. Granger, "Cointegration and error correction representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55, 1987, 251-276.
- Eun, C. S. and S. Shim, "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 1989, 241-256.
- Granger, C., "Investigating causal relations by economics models and cross spectral method," *Econometrica*, 37, 1969, 424-438.
- Granger, C. and P. Newbold, "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, 111-20.
- Hamao Y., R. W. Masulis, and V. Ng, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3, 1990, 281-307.
- Huang, Y. and S. Neftci, "What Derives Swap Spreads, Credit or Liquidity?" *ISMA Centre Discussion Papers in France*, Univ. of Reading, 2002.
- Hull, J.C., *Options, Futures, and Other Derivatives*, 4th ed., Prentice-Hall International. Inc., 2000.
- Jarrow, R. and S. Turnbull, *Derivatives Securities*, 2nd ed., South-Western College Publishing, 1999.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Methods," *Econometrica*, 59, 1991, 1551-1580.
- Kobor A., L. Shi, and I. Zelenko, "What Determines U.S. Swap Spread?" *World Bank working paper No.62*, 2005.

- Lütkepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, 1991.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, 75, 1988, 335-346.
- Smith, C. W., C. W. Smithson, and L. M. Wakeman, "The market for interest rate swaps," *Financial Management*, 17, 1988, 34-44.
- Stoll, H. and R. Whaley, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 1990, 441-68.