

아시아 이자율스왑 시장에서 한국과 일본간의 변동성 전이효과에 관한 연구

윤병조*
장국현**

본 연구에서는 한국과 일본 이자율스왑 시장 간의 변동성 전이를 실증 분석하였다. 특히 이자율스왑의 구조변화를 확률적으로 추정할 수 있는 Markov-Switching ARCH(SWARCH) 모형을 활용하여 국면별로 두 시장의 변동성을 생성하는 분포가 근본적으로 무엇인지를 파악하고자 하였다. 그리고 이러한 과정을 통해 추정한 각 시장의 변동성과 국면별 확률을 AR(1)-GARCH(1,1) 모형의 분산방정식에 설명변수로 포함시켜 최종적으로 두 시장 간의 변동성 전이효과를 검증하였다.

본 연구의 분석기간은 2003년 1월 1일부터 2013년 3월 31일까지이며, 분석대상은 한국과 일본의 3년, 5년, 7년, 10년물 이자율스왑의 일별자료이다. 분석결과, 첫째 표본기간동안 한국과 일본 이자율스왑 시장의 변동성에 있어서 구조적 변화를 관측할 수 있었으며, 한국시장이 일본시장보다 고분산 국면의 강도가 높은 것으로 나타났다. 둘째 변동성 측면에서 한국시장의 경우 대부분의 만기에서 일본시장의 국면상태에 영향을 받았으나, 일본시장의 경우 10년 만기에서만 한국시장의 국면상태에 영향을 받는 것으로 확인되었다. 셋째 변동성 전이효과에서 모든 국면의 변동성이 상대방 시장에 영향을 미친 경우는 한국시장은 5년물과 10년물 그리고 일본시장은 10년물인 것으로 파악되었다. 이러한 결과들을 종합해 볼 때 구조적 변화를 고려한 두 시장 간의 변동성 전이에 있어서 대체로 일본시장이 주도적인 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

주제어: 이자율 스왑, Markov-Switching ARCH, 국면전환, 변동성 전이, 이분산성

* 건국대학교 경영대학

** 건국대학교 경영대학 교수(khchang@konkuk.ac.kr), 교신저자

I. 서론

글로벌 금융위기 이후 국제사회는 장외파생상품의 거래위험을 파악하고 투명성을 확보하기 위한 다양한 규제정책을 발표하였으며, 이러한 정책의 일환으로 장외파생상품 중앙청산소(Central Counter Party; CCP)의 도입을 합의하였다. 우리나라도 2012년 3월 자본시장과 금융투자업에 관한 법률(자본시장법)의 개정을 통해 CCP의 도입근거를 마련하였으며, 금융위원회는 2013년 9월 장내파생상품의 청산을 담당하고 있는 한국거래소에 장외파생상품거래 청산업을 인가하기로 결의하였다. 이에 따라 한국거래소는 장외시장의 파생상품을 장내시장으로 유인하기 위한 다양한 제도적 장치를 준비하고 있으며, 최초 의무청산 대상으로 거래잔액이 크고 표준화 정도가 높은 원화 이자율스왑(Interest Rate Swap; IRS)을 선정하였다. 또한 한국거래소는 향후 달러·엔 이자율스왑 등의 파생상품을 제공하기 위해 해외 CCP와의 연계 청산도 계획하고 있다.

BIS(Bank for International Settlements)의 최근 발표¹⁾에 따르면, 이자율 스왑의 글로벌 시장규모는 2006년부터 꾸준히 증가하고 있으며, 2012년말 기준으로 약 490조 달러의 거래잔액을 기록하여 유럽 재정위기에 따른 침체된 투자여건에서도 세계 장외파생상품시장에서 가장 큰 비중을 유지하고 있는 것으로 나타났다. 통화별로는 달러와 유로 이자율스왑이 각축을 벌이고 있으며, 엔 이자율스왑이 그 뒤를 따르는 것으로 확인되었다. 한편 국내 장외파생상품시장은 통화와 금리상품이 큰 비중을 차지하고 있으며, 전통적으로 수출형 경제구조에 따른 통화관련 파생상품의 거래가 지속되는 가운데, 금리에측의 불확실성을 헤지하기 위한 수단으로 이자율 스왑의 거래가 지속적으로 증가하고 있다.

이처럼 국내·외 파생상품시장에서 관심의 대상이 되고 있는 이자율 스왑에 대하여, 본 연구에서는 아시아 이자율스왑 시장에서 가장 큰 시장규모를 점유하고 있는 일본과의 변동성전이 효과를 분석하였다. 장외파생상품은 글로벌 금융위기 과정에서 그 위험성이 여실히 드러났듯이 기본적으로 증거금의 일일정산이 이루어지지 않고, 청산에 대한 보증을 받을 수 없는 구조적 위험과 함께 거래상대방의 채무불이행과 같은 신용위험도 상존하고 있다. 특히 이러한 위험들은 이자율스왑과 같은 장기상품의 투자과정에서 반드시 고려해야 할 요인이며, 국가간 금융시장의 경계가 약해지는 글로벌 환경에서 금융당국의 정책결정자와 시장 참가자에게 미치는 영향력은 더욱 증가하고 있다. 따라서 주식이나 환율과 마찬가지로 이자율스왑의 경우에도 한 시장의 위험 충격이 다른 시장에 빠르게 전이될 수 있는 가능성이 존재하

1) Statistical release: OTC derivatives statistics at end-December 2012

고, 이러한 과정을 계량적인 모형을 통해 검증한다면 변동성을 이자율스왑 시장의 글로벌 요인으로 간주할 수 있다는 측면에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

본 연구에서는 이자율 스왑의 변동성을 추정하기 위한 방법론으로 확률적인 국면 전환을 고려한 Markov-Switching ARCH(SWARCH) 모형을 도입하였다. 장외파생상품 시장에서 높은 거래비중을 차지하고 있는 이자율 스왑은 금리위험을 헤지하기 위한 목적이나 단기적 이익을 얻기 위한 투기적 수단으로 다양하게 활용되고 있으며, 세계 금융시장의 경기변화와 긴밀한 연관성을 갖고 있기 때문에 거래의 구조와 잠재적 위험을 정교하게 측정할 수 있는 계량모형에 근거한 포괄적인 분석이 요구된다.

특히 일본이 장기 경제침체를 겪으면서 경제적 위상이 약해짐과 동시에 각국의 정치·경제적 위험, 글로벌 금융위기, 유럽 재정위기의 여파로 한국과 일본 이자율스왑 시장은 횡보와 급등락을 겪으며 변동성에 있어 구조적 변화가 발생했을 개연성이 크다. 이러한 시장의 특징을 고려할 때 SWARCH 모형의 선택은 이자율스왑 시장의 변동성을 추정하기 위한 방법론으로서 적합성의 여부를 판단할 수 있는 경제적 의의를 갖는다.

이자율스왑 시장 간의 관계를 분석한 연구는 세계 장외파생상품시장에서 차지하고 있는 위상을 고려할 때 매우 미미한 상황이다. 먼저 국외의 연구로는 Lekkos and Milas(2001)가 미국과 영국 시장의 스왑 스프레드를 대상으로 기간구조의 확률적 진화를 설명할 수 있는 요인이 무엇인지를 분석하였다. 분석결과, 미국 시장에서는 유동성과 회사채 스프레드 영국 시장에서는 유동성이 유의한 영향력을 갖는 것으로 나타났다. 그리고 미국 시장에서는 스왑 스프레드의 만기가 짧을수록 경기순행적(procyclical)이고 만기가 길수록 경기역행적(countercyclical)인 특성이 관측되었지만, 영국 시장에서는 만기에 관계없이 경기역행성이 확인되었다. 또한 미국과 영국 시장간의 정보흐름에서 미국 시장이 상대적으로 영향력이 큰 것으로 파악되었다. 다음으로 Eom, Subrahmanyam, and Uno(2002)는 미국과 일본의 스왑 스프레드를 대상으로 변동성과 정보의 전염(transmission)에 대해 연구하였다. 특히 신용위험의 대용치(proxy)로 스왑 스프레드를 사용하여, 신용위험이 글로벌 요인이 아닌 국가고유의 요인(country-specific)이라는 점을 확인하였다. 그리고 두 시장 간의 상관관계가 낮은 가운데 여러 만기 중에서 10년물에서만 미국시장의 등락이 일본시장의 등락을 유인(Granger-cause)하는 것으로 나타나 정보적 측면에서 일본시장이 효율적이지 못함을 주장하였다. 그리고 In, Brown and Fang(2003)은 이자율스왑 스프레드에 있어서 미국, 영국, 일본 시장간의 연관성을 분산분해와 충격반응분석을 활용하여 분석하였다. 분석결과, 미국과 영국은 일본시장에 영향을 미치는 것으로 나타났지만 반대로 일본이 미국과 영국 시장에 미치는 영향력은 무시할 정도로 작은 것으로 파

약되었다. In(2007)은 미국, 영국, 일본 시장을 대상으로 다변량 VAR-EGARCH 모형을 사용하여 스왑 스프레드의 시간가변적인 변동성을 추정하였고, 모든 시장에서 스왑 스프레드의 변화율이 기간구조의 기울기에 영향을 받는다는 분석결과를 발표하였다. 그리고 정보흐름에 있어서 미국 시장만이 영국과 일본에 영향을 미치고 있으며, 영국과 일본시장간의 변동성전이 현상이 관측되었다. 가장 최근의 연구로 A.S.M. et al.(2012)은 미국, 영국, 일본 시장을 대상으로 시장간의 연관성과 변동성 전염에 대한 포괄적인 분석을 시도하였다. 특히 Spline-GARCH 모형을 기반으로 스왑금리와 스왑 스프레드의 변동성을 단기적 요소와 장기적 요소로 구분하여 시장간 변동성의 영향강도와 방향을 파악하였다. 분석결과, 시장간 장기적 요소의 상관관계는 매우 낮은 반면, 단기적 요소의 상관관계는 높은 것으로 나타났다. 그리고 스왑금리와는 달리 스왑 스프레드의 장·단기요소에서만 변동성 전염현상이 발생하였고, 변동성 전이현상은 모든 시장에서 관측되었다.

한편, 이러한 국외의 연구진행과 달리 국내에서 이자율 스왑을 대상으로 우리나라 시장과 해외시장간의 관계를 변동성에 초점을 두어 분석한 연구는 거의 전무하다.

다만 임상규(2007)가 우리나라와 미국의 3년, 5년, 10년물 스왑금리를 사용하여 그랜저 인과관계 검정, 충격반응함수 분석, 분산분해 분석을 시도하였고, 분석결과에 따르면 미국시장의 정보가 우리나라 시장에 미치는 영향력이 매우 크며 충격면에서 2일 동안 지속되는 것으로 나타났다. 한편 우리나라에서 이루어지는 국내·외 시장간의 정보전이에 관한 연구는 대부분 주식시장에 집중되어 있는 실정이며, 이자율 스왑을 다룬 연구는 스왑 스프레드의 결정요인, 경기예측에 대한 정보적 유용성, 다른 파생상품과의 연관성을 다루고 있을 뿐이다. 따라서 주요 세계시장에서 CCP의 도입과 본격적인 시행을 앞두고 있는 시점에서 동일한 아시아 지역에 포함되어 있는 우리나라와 일본을 대상으로 변동성 전이효과를 파악하려는 연구는 이자율 스왑의 거래행태에 근본적인 변화가 예상되는 상황에서 다양한 시장의 이해관계자에게 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구에서는 우리나라와 일본 시장 간의 변동성 전이효과를 파악하기 위해 2단계 접근법을 시도하는데 첫째 두 시장의 이자율 스왑금리에 대해 변동성을 추정하기 위해 시장의 구조적 변화를 고려한 Markov-Switching ARCH(SWARCH) 모형을 도입하였다. 그 동안 주식이나 채권시장을 대상으로 변동성을 추정하기 위해 SWARCH 모형을 사용한 연구는 있었지만, 장외파생상품인 이자율 스왑에 적용한 사례는 없기 때문에 연구영역을 확장한다는 측면에서 중요한 의미를 갖는다. SWARCH 모형은 조건부 변동성의 확률적 국면전환을 고려하고 있기 때문에, 추정하려는 시계열의 변동성 과정에 갑작스러운 변화가 발생했을 경우 일반적인 ARCH

또는 GARCH 모형에서 나타날 수 있는 모형설정오류(misspecification problem)를 방지할 수 있다. 또한 추정을 통해서 표본 전체의 정보에 근거한 변동성 상태를 확인할 수 있는 평활화 확률(full sample smoother)의 계산이 가능하다. 이러한 장점을 가진 SWARCH 모형을 이용하여 한국과 일본시장의 스왑금리를 대상으로 변동성과 국면에 대한 확률을 추정하는데, 본 연구에서는 저분산, 중분산, 고분산으로 구분하는 SWARCH 3국면 모형을 도입한다. 둘째 두 시장 간의 변동성 전이효과를 파악하기 위해 각 시장의 AR(1)-GARCH(1,1) 모형의 분산방정식에 SWARCH 모형에서 추정된 국면별 변동성을 설명변수로 포함시킨다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 검증방법론인 SWARCH 모형과 추정방법을 제시하고 제3장에서는 실증분석결과를 설명하며 요약 및 결론은 제4장에서 논의한다.

II. 검증방법론

1. SWARCH(k,q) 모형

Hamilton and Susmel(1994)의 ARCH 분산과정에 대한 Markov-Switching 모형, 즉 SWARCH(k,q) 모형은 일반적으로 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$R_t = r + \sum_{i=1}^p a_i R_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\epsilon_t = \sqrt{g_{s_t}} u_t, \quad u_t = \sqrt{h_t} \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0,1), \quad s_t = 1, 2, \dots, k \quad (2)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 u_{t-2}^2 + \dots + \beta_q u_{t-q}^2 \quad (3)$$

여기서 R_t 는 본 연구의 대상이 되는 한국과 일본의 이자율 스왑금리 변화율이고, 변동성 국면 또는 상태를 나타내는 s_t 는 관측되지 않는 확률변수로서 1차 Markov-Chain을 따른다. 이때 상태 s_t 가 t-1시점에서 i상태라는 조건하에 t시점에서 j상태로 전이할 확률 P_{ij} 는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & P(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, R_{t-1}, R_{t-2}, \dots) \\ &= P(s_t = j | s_{t-1} = i) \end{aligned} \quad (4)$$

$$= P_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots, k$$

이때 $(k \times k)$ 전이행렬 P 는 아래와 같이 나타낼 수 있으며 각 열의 합은 1이다.

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \dots & P_{k1} \\ P_{12} & P_{22} & \dots & P_{k2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ P_{1k} & P_{2k} & \dots & P_{kk} \end{bmatrix} \quad (5)$$

위의 모형에서 k 가 1이면 통상의 ARCH(q) 모형이 된다. 만약 변동성이 서로 다른 3개의 국면을 갖는다면($k=3$), 분산이 가장 작은 상태($s_t=1$)일 때의 변동성의 상대적 크기를 나타내는 변수 $g_1=1$ 로 고정시켰을 때 중간 분산 국면($s_t=2$)과 분산이 가장 큰 국면($s_t=3$)의 변동성의 상대적 크기는 각각 g_2, g_3 ($1 < g_2 < g_3$)로 나타낼 수 있다. 한편 $\xi_t \sim N(0,1)$ 이므로 식(2) ~ 식(3)에 의하면 중간 분산국면과 분산이 가장 큰 국면 잔차(ϵ_t)는 조건부 분산이 각각 $g_2 h_t, g_3 h_t$ 인 정규분포에서 추출됨을 알 수 있다. 따라서 모형이 k 개의 국면을 가지면 k 개의 서로 다른 분산을 갖는 정규분포, 즉 $N(0, g_{s_t=j} h_t)$ ($j=1, 2, \dots, k$)로부터 잔차가 추출되는 것이다. 이때 잔차 ϵ_t 의 조건부 분산은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} & E(\epsilon_t^2 | s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}, \epsilon_{t-1}, \epsilon_{t-2}, \dots, \epsilon_{t-q}) \\ &= g_{s_t} \times \left(\beta_0 + \beta_1 \frac{\epsilon_{t-1}^2}{g_{s_{t-1}}} + \beta_2 \frac{\epsilon_{t-2}^2}{g_{s_{t-2}}} + \dots + \beta_q \frac{\epsilon_{t-q}^2}{g_{s_{t-q}}} \right) \\ &= g_{s_t} h_t (s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}) \end{aligned} \quad (6)$$

파라미터 벡터를 $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \dots)'$ 로 두었을 때 위와 같은 SWARCH(k, q) 모형에서 대수우도함수는 다음과 같은 일반적인 형태를 띈다.

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln f(R_t | \theta) \quad (7)$$

따라서 $\sum_{j=1}^k P_{ij} = 1$, $0 \leq P_{ij} \leq 1$, $i, j = 1, 2, \dots, k$ 라는 제약 하에서 최우법에 의해 식

(7)의 우도함수를 극대화하는 모수 θ 를 추정하게 된다. 한편 t시점까지 관측된 정보를 기초로 한 조건부 확률인 필터확률(filter probability)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q} | y_t, y_{t-1}, \dots) \quad (8)$$

이것은 t시점의 상태는 s_t , t-1시점의 상태는 s_{t-1} , ..., 그리고 t-q 시점의 상태는 s_{t-q} 인 조건부 확률을 나타낸다. 식(8)의 경우 $(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q})$ 가 k^{q+1} 가지의 형태를 가질 수 있으므로 식(8)도 k^{q+1} 가지 확률을 가질 수 있지만 그 합은 1이 될 것이다. 그러나 전체의 관측치가 사용될 경우의 조건부 확률, 즉 평활화 확률은 다음과 같이 표시된다.

$$p(s_t | y_T, y_{T-1}, \dots) \quad (9)$$

식(9)의 경우 시점 t에서 k개의 확률이 나오고 이들의 합은 1이 될 것이다. 일반적으로 SWARCH 모형은 금융시장의 구조변동으로 인해서 주식수익률이나 채권수익률의 변동성이 이질적인 분포에서 오는 경우 서로 다른 분산국면의 확률적 식별이 가능하며 이를 고려하지 않은 경우 지속성이 과대 계산되는 GARCH 모형보다 조건부 변동성에 대한 예측능력이 뛰어난 모형으로 알려져 있다.²⁾

2. 한국과 일본시장 간의 변동성 전이효과

SWARCH 모형에서 추정된 이자율 스왑의 국면별 확률과 조건부 분산을 이용하여 한국과 일본시장 간의 변동성 전이여부를 파악하고자 하며, 이를 위해 다음과 같이 AR(1)-GARCH(1,1) 모형을 도입하였다.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \epsilon_t \quad (10)$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta_{i,2} \sigma_{i,t-1}^2 + \gamma D \quad (11)$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta_{i,2} \sigma_{i,t-1}^2 + \gamma \sigma_{j,t}^2 D \quad (12)$$

식(10)와 식(11)~식(12)는 각각 AR(1)-GARCH(1,1) 모형의 평균방정식과 분산방정식

2) 김명직·장국현 『제2판 금융시계열분석(2002)』

으로 y_t 는 이자율 스왑의 변화율, D는 SWARCH 모형에서 추정된 평활화 확률에 기반한 지시변수(indicator variable)로서 i국가의 분산방정식일 경우 j국가의 평활화 확률을 의미하며, 확률이 0.5보다 클 경우 1, 0.5보다 작거나 같을 경우 0으로 설정하였다. 그리고 본 연구에서는 SWARCH(3,2)모형을 사용했기 때문에, 한국과 일본시장의 저분산, 중분산, 고분산 국면확률을 각각 만기별로 추정하여 식(11)과 같이 두 시장 간의 국면별 확률과 변동성의 관계를 사전분석하고, 최종적으로 식(12)와 같이 SWARCH 모형에 추정한 조건부 분산을 고려하여 변동성 전이효과를 분석하였다.

III. 실증분석

3.1 자료

본 연구의 분석대상은 FnGuide와 블룸버그로부터 얻은 만기 3, 5, 7, 10년의 한국과 미국의 이자율 스왑이며, 분석기간은 우리나라의 이자율 스왑이 비교적 활발하게 거래되기 시작한 2003년 1월 2일부터 2013년 3월 31일까지이다. <그림 1>과 <그림 2>는 각각 한국과 일본의 만기별 이자율 스왑금리의 일별 추이를 나타낸 것으로, 두 시장의 움직임이 전체적으로 비슷하면서도 부분적으로 다른 모습을 보여주고 있다. 즉, 시장의 큰 흐름은 세계경제의 명암에 따라 결정되지만, 각국의 고유한 경제상황이 반영되어 부분적인 차이가 나타나기 때문이다. 그림을 보면, 글로벌 금융위기가 진행되는 과정에서 한국의 경우 스왑금리의 급격한 하락이 이루어지지만, 일본의 경우 상대적으로 완만한 하락의 모습을 발견할 수 있다. 또한 글로벌 금융위기 이후에 한국시장은 등락을 거듭하는 하락추세이지만, 일본시장은 큰 등락이 없는 지속적인 하락추세를 확인할 수 있다. 한편 <표 1>과 <표 2>는 각각 분석기간 동안 한국과 일본의 이자율 스왑금리를 대수차분하고 100을 곱하여 수익률 형태로 전환하여 계산한 기초 통계량이다. 한국의 경우 시계열 변화율의 평균은 모든 만기가 비슷한 수준에서 음(-)의 값을 기록하였지만, 일본의 경우 상대적으로 만기별 수준차이가 존재하였고, 특히 3년 만기의 경우 양(+)의 값을 기록하였다. 최대값과 최소값의 범위는 일본시장이 좀 더 컸고, 이러한 결과를 반영하여 표준편차도 일본시장이 전체적으로 큰 양상을 보인 가운데 3년 만기가 3.387로 가장 높은 변동성을 갖는 것으로 보고되었다. 왜도의 경우 한국의 3년물을 제외하고는 모두 양(+)의 값이 계산되었고, 첨도는 모든 만기에서 3보다 큰 값을 기록하여, 만기별 이자율 스왑금리 변화율의 분포는 꼬리가 두터운 전형적인 첨예 분포를 갖는 것으로 나타

났으며 Jarque-Bera 통계량은 모두 분포의 정규성을 기각하였다.

<표 1> 한국의 이자율 스왑 변화율의 기초통계량 (1/2/2003 ~ 3/31/2013)

구 분	3year	5year	7year	10year
Mean	-0.0255	-0.0267	-0.0264	-0.0258
Maximum	9.3139	11.167	8.8349	15.631
Minimum	-9.7374	-10.219	-7.4701	-13.805
Std. Dev.	1.2085	1.2418	1.7402	1.2272
Skewness	-0.0415	0.1149	0.0599	0.3281
Kurtosis	9.8283	11.854	8.2672	22.935
Jarque-Bera	4945.0	8319.1	2943.5	42186
(probability)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

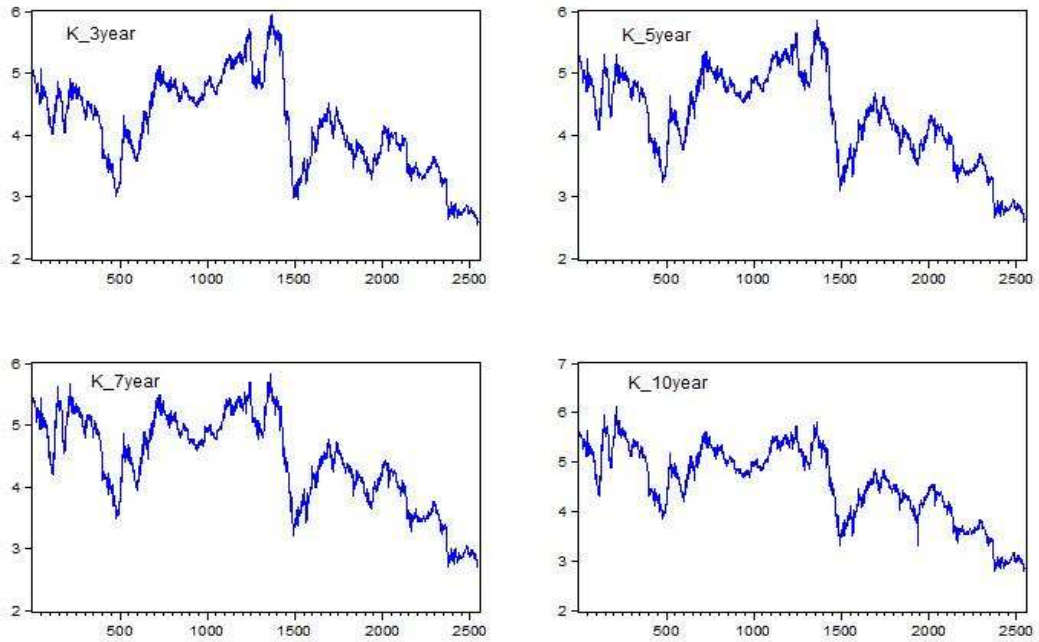
주) 2003년 1월 2일부터 2013년 1월 31일까지 한국의 만기 3, 5, 7, 10년 일별 이자율 스왑금리를 대수 차분하고 100을 곱하여 수익률 형태로 전환하여 계산한 기초통계량임.

<표 2> 일본의 이자율 스왑 변화율의 기초통계량 (1/2/2003 ~ 3/31/2013)

구 분	3year	5year	7year	10year
Mean	0.0089	-0.0033	-0.0079	-0.0101
Maximum	28.090	21.869	22.855	18.161
Minimum	-21.162	-14.518	-12.358	-13.375
Std. Dev.	3.3876	3.1783	2.8306	2.2493
Skewness	0.5472	0.6665	0.8041	0.7602
Kurtosis	10.231	8.2058	8.9721	9.3319
Jarque-Bera	5670.9	3062.2	4056.4	4496.6
(probability)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

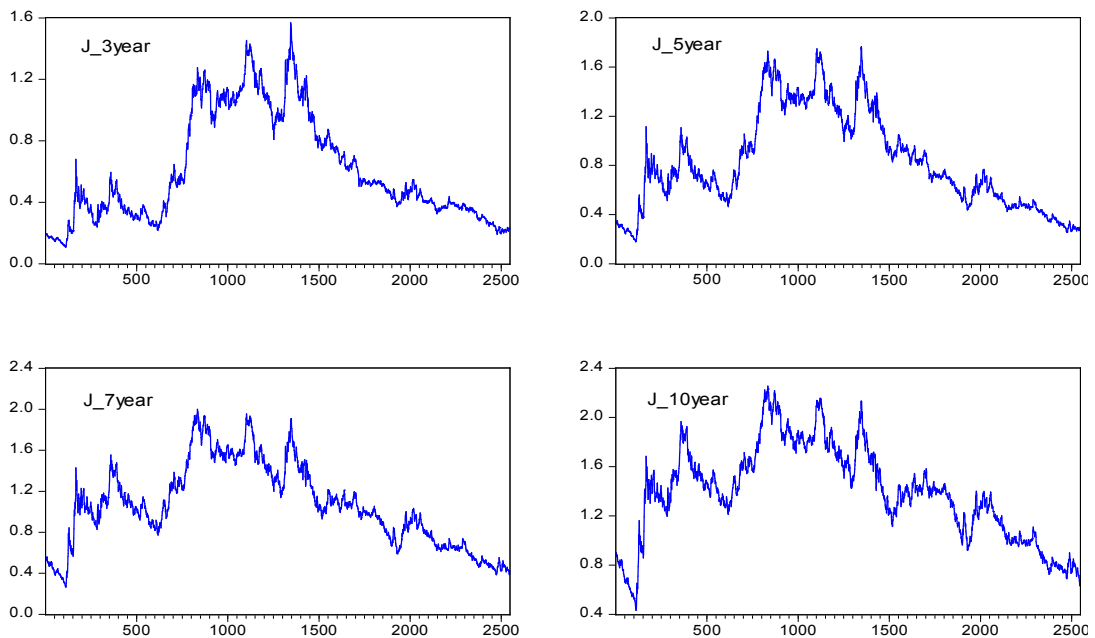
주) 2003년 1월 2일부터 2013년 1월 31일까지 일본의 만기 1, 2, 3, 5, 10년 일별 이자율 스왑금리를 대수차분하고 100을 곱하여 수익률 형태로 전환하여 계산한 기초통계량임.

<그림 1> 한국의 이자율 스왑 만기별 추이(1/2/2003 ~ 3/31/2013)



주) 위 그림은 2003년 1월 2일부터 2013년 3월 31일까지 만기 3, 5, 7, 10년의 한국 이자율 스왑금리의 일별추이를 나타낸 것이다.

<그림 2> 일본의 이자율 스왑 만기별 추이 (1/2/2003 ~ 3/31/2013)



주) 위 그림은 2003년 1월 2일부터 2013년 3월 31일까지 만기 3, 5, 7, 10년의 일본 이자율 스왑금리의 일별추이를 나타낸 것이다.

3.2 SWARCH(3,2) 모형의 분석 결과

이자율 스왑의 국면별 확률과 변동성을 추정하기 위해 시장의 구조적 변화를 고려한 SWARCH(3,2) 모형의 추정결과가 <표 3>과 <표 4>에 제시되어 있다.

<표 3> 한국시장에 대한 SWARCH 모형의 최우추정결과 (1/2/2003 ~ 3/31/2013)

모수	3year	5year	7year	10year
α_0	-0.0214 (-0.913)	-0.0336 (-1.729)	-0.0306 (-1.696)	-0.0312 (-1.783)
α_1	0.0211 (1.434)	0.0190* (2.111)	0.0342 (1.537)	0.0158 (0.000)
β_0	0.3846 (15.00)	0.4285* (16.08)	0.4311* (13.04)	0.4352* (15.86)
β_1	0.0000 (0.000)	0.0286 (1.335)	0.0557* (2.759)	0.0869* (2.885)
β_2	0.0615* (3.289)	0.0202 (0.000)	0.0790* (2.197)	0.0444* (2.992)
θ_{11}	9.0235* (4.406)	7.2603* (6.077)	8.5666* (6.506)	7.7807* (7.015)
θ_{22}	2.6062* (6.105)	2.5495* (5.480)	5.3678* (7.861)	1.9711* (9.877)
θ_{31}	-0.4233* (-2.641)	-0.7099* (-2.559)	-1.7409* (-2.575)	-0.7517 (0.000)
θ_{32}	1.7167* (7.502)	1.9325* (3.942)	2.4131* (2.636)	2.2245* (6.249)
g_2	2.7666* (9.637)	2.9132* (7.794)	2.3742* (8.497)	2.3342* (10.88)
g_3	17.206* (5.829)	18.631* (4.713)	11.881* (6.314)	14.730* (10.45)
Log likelihood	-3748.02	-3786.34	-3796.24	-3684.92

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & P_{31} \\ P_{12} & P_{22} & P_{32} \\ P_{13} & P_{23} & P_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.988 & 0.000 & 0.043 \\ 0.012 & 0.872 & 0.714 \\ 0.000 & 0.128 & 0.242 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.981 & 0.000 & 0.096 \\ 0.019 & 0.867 & 0.713 \\ 0.000 & 0.133 & 0.191 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.987 & 0.000 & 0.308 \\ 0.013 & 0.966 & 0.591 \\ 0.000 & 0.034 & 0.101 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.984 & 0.000 & 0.087 \\ 0.016 & 0.795 & 0.759 \\ 0.000 & 0.205 & 0.154 \end{bmatrix}$$

주) 한국 이자율 스왑 변화율의 SWARCH(3,2) 모형은 다음과 같으며, 괄호는 t값을 의미함.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = \sqrt{g_{s_t}} u_t, \quad u_t = \sqrt{h_t} \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0,1), \quad s_t = 1,2,3$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 u_{t-2}^2$$

<표 4> 일본시장에 대한 SWARCH 모형의 최우추정결과 (1/2/2003 ~ 3/31/2013)

모수	3year	5year	7year	10year
α_0	-0.1134* (-2.551)	-0.1148 (-1.209)	-0.1056* (-2.369)	-0.0801* (-2.186)
α_1	-0.0462* (-2.079)	-0.0438 (-1.075)	-0.0456 (-1.842)	-0.0392 (-1.872)
β_0	3.0477* (14.80)	4.4415* (17.19)	2.9077* (9.834)	2.2634* (20.31)
β_1	0.0976* (3.057)	0.0338 (0.994)	0.0677* (2.772)	0.0925* (3.373)
β_2	0.0138 (0.457)	0.0209 (1.336)	0.0322* (1.748)	0.000 (0.000)
θ_{11}	11.477* (4.762)	14.648* (3.948)	14.192* (3.233)	17.0772* (4.317)
θ_{22}	3.7842* (4.302)	5.6243* (3.920)	7.7421* (4.973)	6.1332* (4.814)
θ_{31}	-0.2205* (-3.606)	-0.2159* (-3.231)	-0.1225* (-2.670)	-0.1847* (-3.741)
θ_{32}	-0.4928* (-4.089)	-0.2855* (-2.098)	-0.2888* (-4.541)	0.3619* (4.070)
g_2	2.7946* (6.954)	2.4198* (7.872)	1.8318* (11.11)	1.9914* (10.57)
g_3	16.346* (5.506)	11.848* (4.259)	10.277* (6.295)	11.259* (4.617)
Log likelihood	-6184.98	-6178.53	-5927.45	-5329.13

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & P_{31} \\ P_{12} & P_{22} & P_{32} \\ P_{13} & P_{23} & P_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.993 & 0.000 & 0.038 \\ 0.008 & 0.935 & 0.188 \\ 0.000 & 0.065 & 0.774 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.995 & 0.000 & 0.041 \\ 0.005 & 0.969 & 0.072 \\ 0.000 & 0.031 & 0.886 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.995 & 0.000 & 0.014 \\ 0.005 & 0.984 & 0.076 \\ 0.000 & 0.016 & 0.910 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.997 & 0.000 & 0.029 \\ 0.003 & 0.974 & 0.112 \\ 0.000 & 0.026 & 0.858 \end{bmatrix}$$

주) 일본 이자율 스왑 변화율의 SWARCH(3,2) 모형은 다음과 같으며, 괄호는 t값을 의미함.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = \sqrt{g_{s_t}} u_t, \quad u_t = \sqrt{h_t} \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0,1), \quad s_t = 1,2,3$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 u_{t-2}^2$$

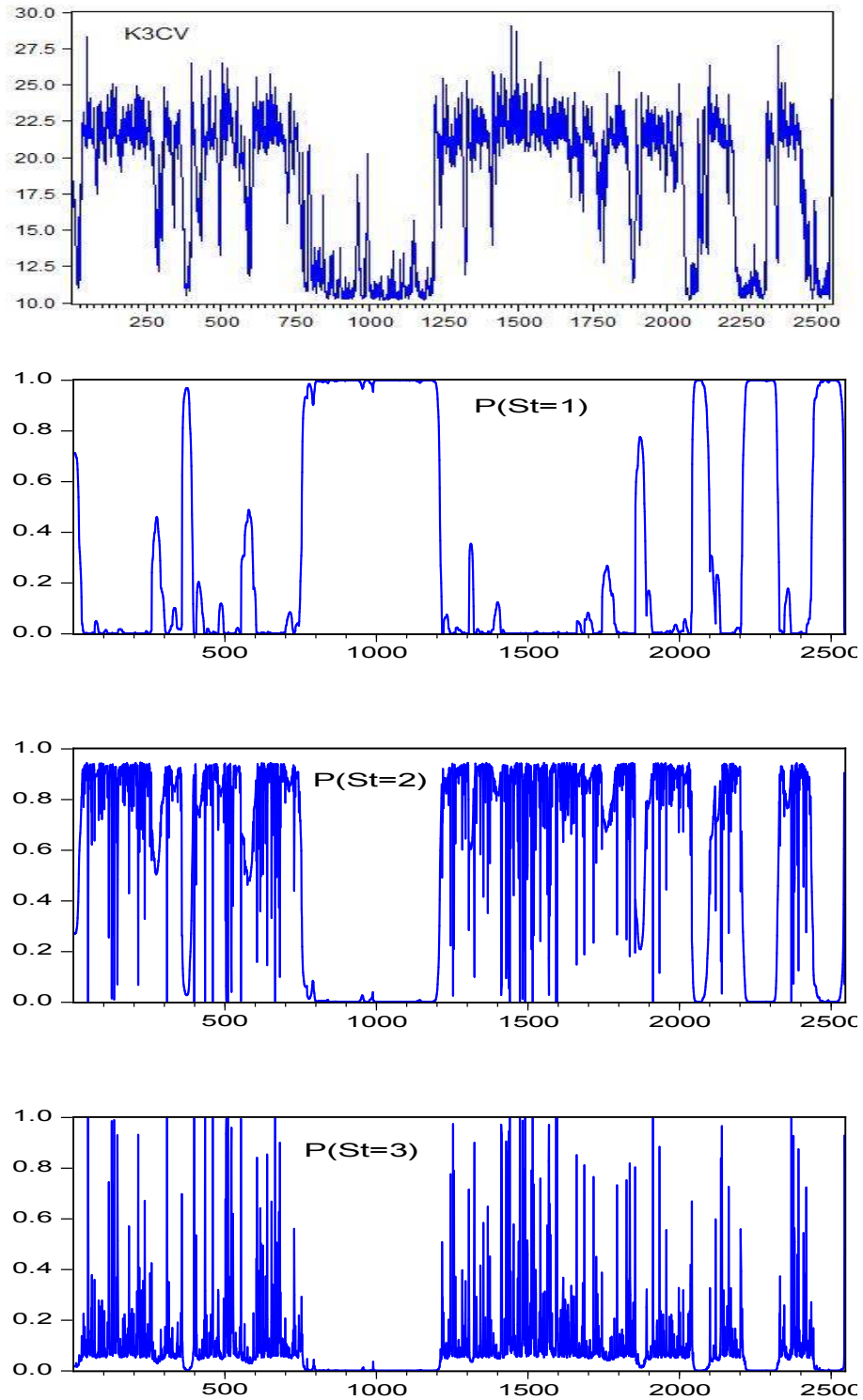
한국의 이자율스왑 시장을 대상으로 SWARCH(3,2) 모형을 추정된 결과인 <표 3>에

따르면, 우선 전이확률 P_{11} , P_{22} , P_{31} , P_{32} 를 결정하는 요소인 θ_{11} , θ_{22} , θ_{31} , θ_{32} 가 모든 만기에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 여기서 전이확률은 변동성의 동적행태(dynamic behavior)에 대한 정보로서 각 확률은 국면별 변동성의 지속 규모를 의미하기 때문에 값이 클수록 변동성이 특정국면에서 유지될 확률이 높다는 것을 의미한다. 우리나라 시장의 경우 변동성이 저분산과 중분산 국면에서 유지될 확률(P_{11}, P_{22})이 고분산 국면에서 유지될 확률(P_{33})보다 상대적으로 높은 것으로 추정되었으며, 국면 간의 전이확률(P_{12}, P_{31}, P_{23})은 대체로 낮게 나타나 변동성 군집현상(volatility clustering)의 존재를 유추할 수 있다. 다만, 고분산 국면에서 중분산 국면으로의 전이확률(P_{32})이 다른 전이확률보다 높게 추정되었다는 특징이 발견되었다. 그리고 5년 만기를 제외하고는 ARCH(1) 또는 ARCH(2)도 유의한 값이 보고되었으며, 변동성 국면의 상대적 크기를 나타내는 g_2 와 g_3 의 경우 3년 만기 2.7666, 17.206, 5년 만기 2.9132, 18.631, 7년 만기 3.3017, 121.91, 10년 만기 2.3342, 14.730의 추정값을 보여주었다. 따라서 이러한 추정값에 의하면 우리나라 이자율 스왑금리 변화율의 조건부 분산은 3년 만기의 경우 각각 $N(0, h_t)$, $N(0, 2.7666h_t)$, $N(0, 17.206h_t)$ 의 분포에서 추출되었음을 알 수 있다.

한편, 일본시장을 대상으로 SWARCH(3,2) 모형을 추정한 결과도 대체로 한국시장의 경우와 유사한 것으로 나타났다. <표 4>에 따르면, 전이확률 P_{11} , P_{22} , P_{31} , P_{32} 를 결정하는 요소인 θ_{11} , θ_{22} , θ_{31} , θ_{32} 가 모든 만기에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 하지만 세부적으로는 우리나라와 다른 양상이 포착되었는데, 변동성이 특정국면에서 유지될 확률은 모두 높게 추정되었고, 서로 다른 국면으로 전이될 확률은 모두 낮게 추정되었다는 것이다. 이러한 추정결과로 짐작해 볼 때 변동성 군집현상은 일본시장이 좀 더 강하지만, 한국시장이 일본시장에 비해 상대적으로 변동적이고 고분산 국면에서 저분산 국면으로의 전환이 쉽게 이루어진다고 해석할 수 있다.

그리고 일본시장에서도 5년 만기를 제외하고는 ARCH(1) 또는 ARCH(2)가 유의한 값이 보고되었으며, 변동성 국면의 상대적 크기를 나타내는 g_2 와 g_3 의 경우 3년 만기 2.7946, 16.346, 5년 만기 2.4198, 11.848, 7년 만기 1.8318, 10.277, 10년 만기 1.9914, 11.259의 추정값을 보여주었다. 따라서 이러한 추정값에 의하면 일본 이자율 스왑금리 변화율의 조건부 분산은 3년 만기의 경우 각각 $N(0, h_t)$, $N(0, 2.7946h_t)$, $N(0, 16.346h_t)$ 의 분포에서 추출되었음을 알 수 있다. 추정된 결과를 우리나라 시장과 비교해보면, 전체적으로 일본시장이 모든 국면에서 변동성의 강도가 낮은 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 외부충격에 따른 과급력이 우리나라 시장에 비해 낮은 것으로 해석할 수 있다.

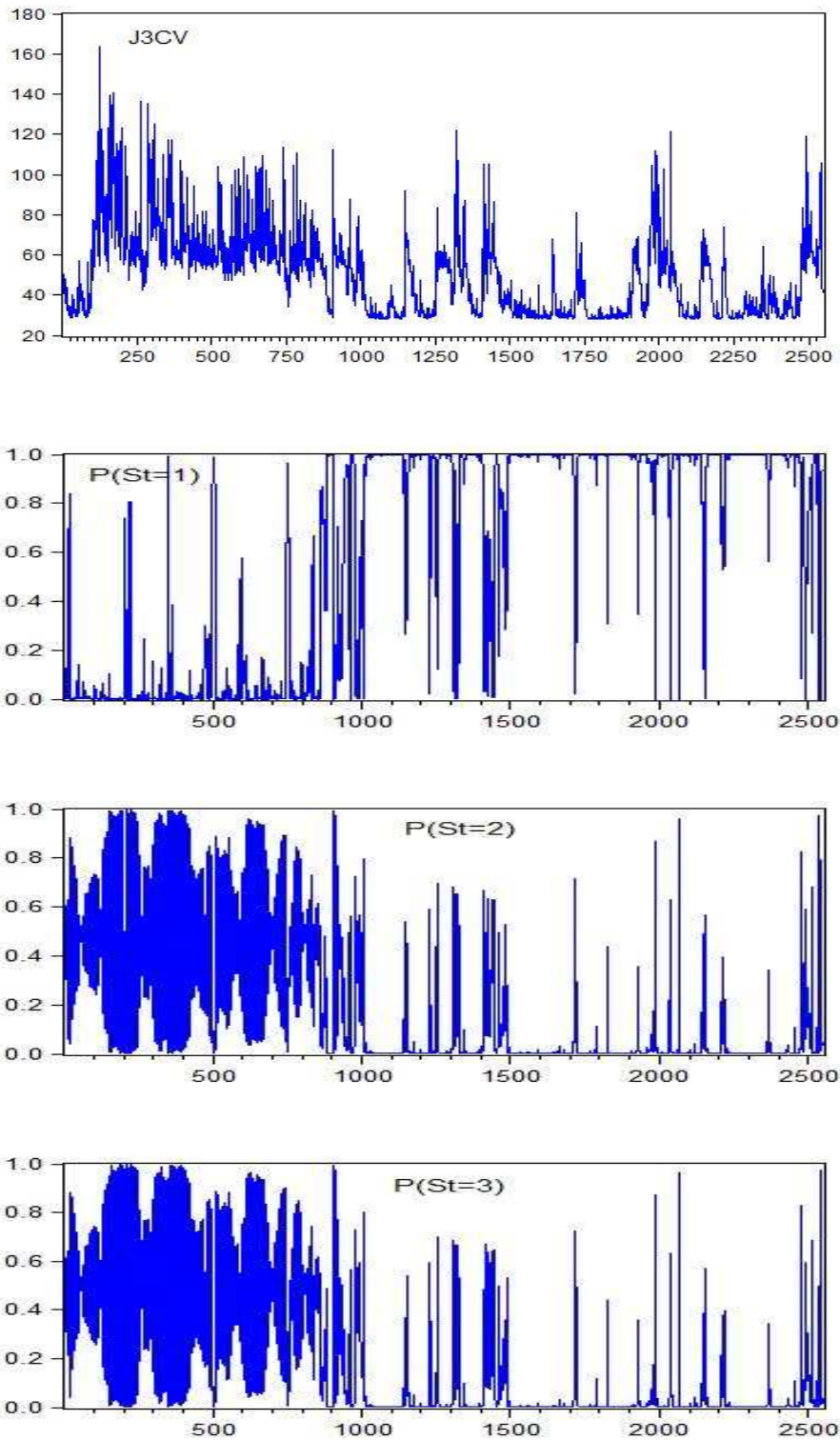
<그림 3> SWARCH(3,2) 모형으로 추정한 한국 3년물의 변동성과 각 상태의 확률



주) SWARCH(3,2) 모형으로 추정한 결과로서 2003년 1월 2일부터 2013년 3월 31일까지의 한국 이자율 스왑시장의 연율표시 변동성과 저분산 국면확률($St=1$), 중분산 국면확률($St=2$), 고분산 국면확률

률($St=3$)을 순서대로 나타낸 것이다.

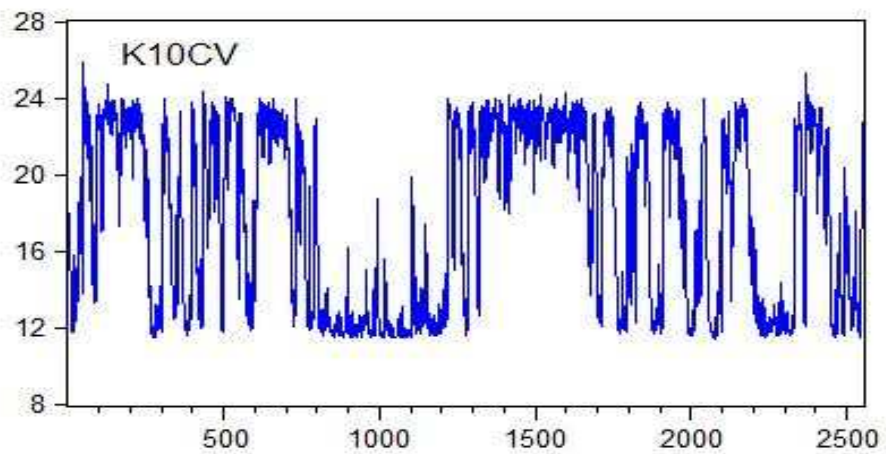
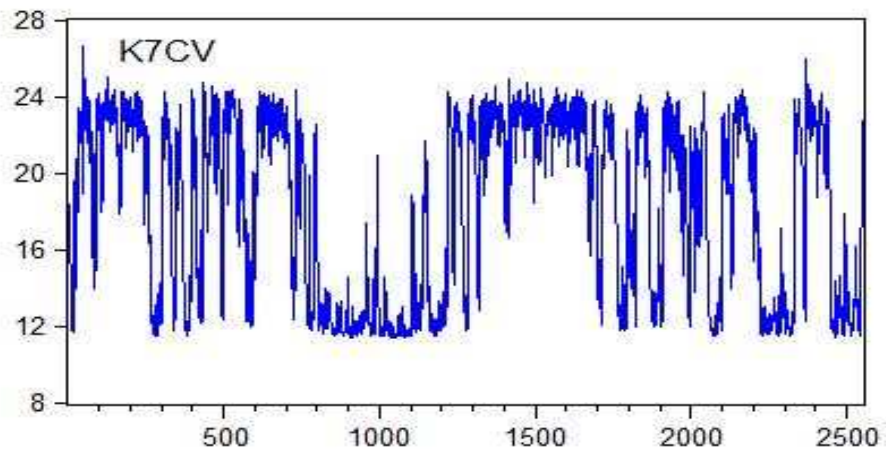
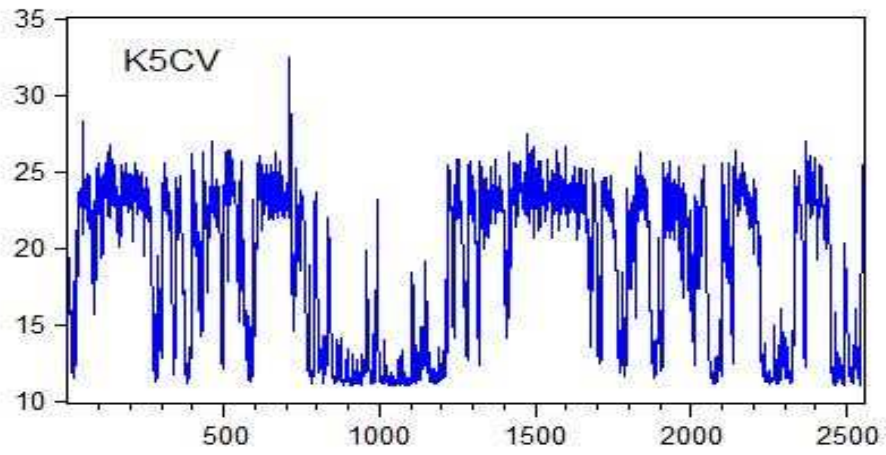
<그림 4> SWARCH(3,2) 모형으로 추정한 일본 3년물의 변동성과 각 상태의 확률



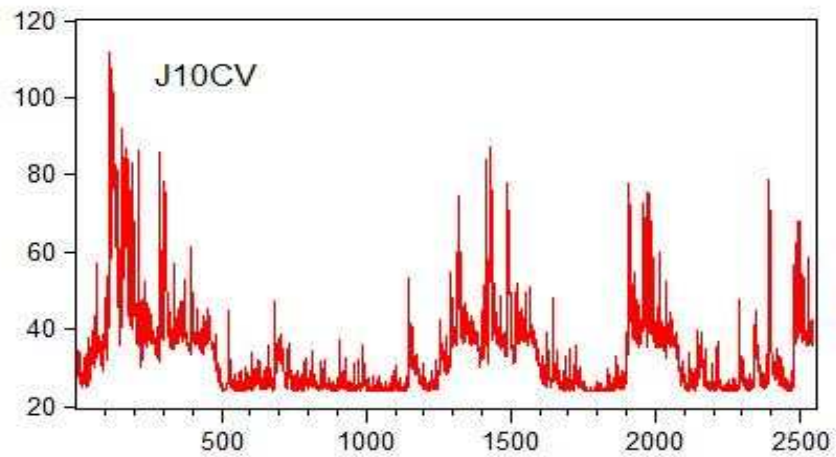
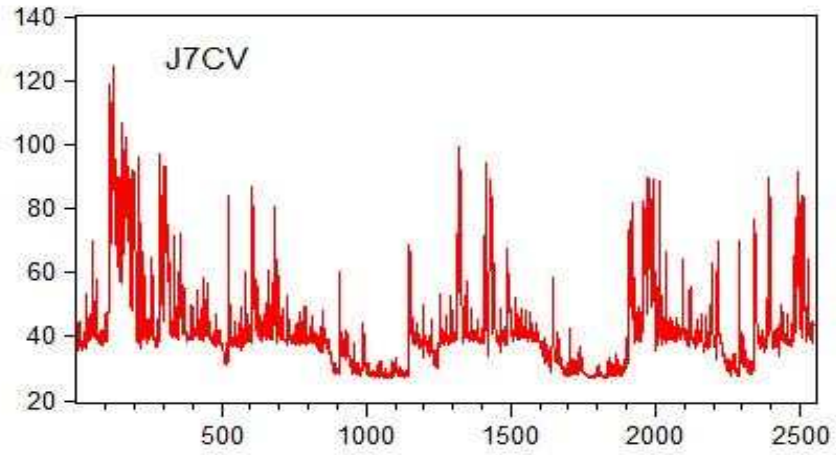
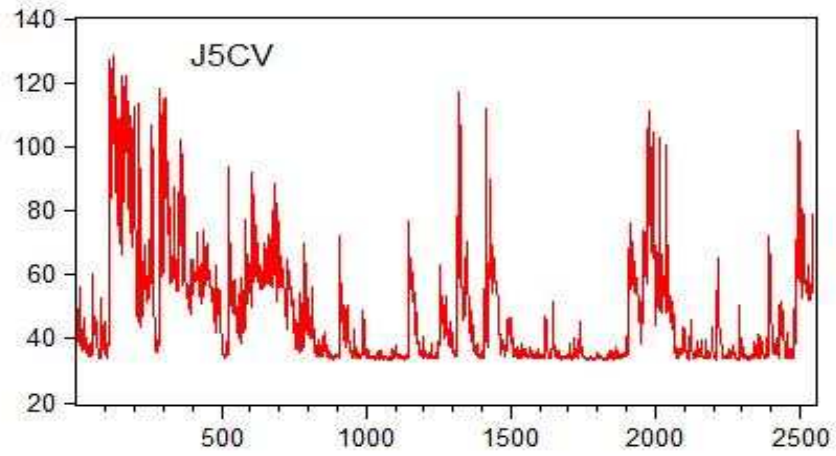
주) SWARCH(3,2) 모형으로 추정한 결과로서 2003년 1월 2일부터 2013년 3월 31일까지의 일본 이자율 스왑시장의 연율표시 변동성과 저분산 국면확률($St=1$), 중분산 국면확률($St=2$), 고분산 국면확

를($St=3$)을 순서대로 나타낸 것이다.

<그림 5> SWARCH(3,2) 모형으로 추정한 한국 5, 7, 10년물의 연율표시 변동성



<그림 6> SWARCH(3,2) 모형으로 추정한 일본 5, 7, 10년물의 연율포시 변동성



<그림 3>과 <그림 4>는 각각 SWARCH(3,2) 모형으로 추정한 한국과 일본의 3년 만

기 이자율 스왑의 변동성을 연율로 표시하여 나타낸 것이다. 이때 연율표시 표준편차를 산출하기 위해서 일별 표준편차에 연간 거래일인 $\sqrt{248}$ 을 곱하여 계산하였다.

우선 한국의 3년 만기 이자율스왑 시장은 표본기간동안 대체로 중분산과 고분산 국면을 유지한 가운데, 미국의 모기지 시장이 붕괴되기 시작하는 2006년 1월부터 2007년 11월까지의 저분산 국면에 있었음을 확인할 수 있다. 반면, 일본시장의 경우 표본기간동안 초기에는 중분산과 고분산 국면이 지배적이었지만, 2007년 1월부터 본격적인 저분산 국면에 진입하면서 후기까지 유지되는 모습을 보이고 있다. 이러한 추이는 글로벌 금융위기 기간 동안 3년 만기 이자율스왑의 경우 한국시장은 중분산과 고분산 국면을 유지하였지만, 일본시장은 저분산 국면이 지배적이었음을 알 수 있다. <그림 5>와 <그림 6>은 다른 만기인 5년, 7년, 10년 만기 이자율스왑을 대상으로 SWARCH(3,2) 모형을 이용하여 추정한 한국과 일본의 연율표시 조건부 표준편차를 나타낸 것이다. 동일한 시장 내에서 만기별로 큰 차이는 발견할 수 없었지만, 한국시장과 일본시장 간의 변동성 행태에는 상이한 패턴이 존재하는 것을 확인할 수 있다.

<표 5>와 <표 6>은 AR(1)-GARCH(1,1) 모형의 분산방정식에 SWARCH(3,2) 모형에서 추정된 비교대상 시장의 국면별 확률을 지시변수 형태로 추가하여 분석한 결과로서, <표 5>는 한국시장의 분산방정식에 일본시장의 국면별 확률을 포함하여 분석한 결과이고, <표 6>은 일본시장의 분산방정식에 한국시장의 국면별 확률을 포함하여 분석한 결과이다.

우선 <표 5>를 보면, 한국의 이자율 스왑시장을 대상으로 GARCH(1,1) 모형을 적용한 결과 만기별로 ARCH 계수와, GARCH 계수의 값이 모두 통계적으로 유의하게 추정된 것을 알 수 있으며, 특히 일본시장의 국면별 확률과 한국시장의 변동성 간의 관계를 의미하는 γ 도 모두 유의하게 추정되었다. 결과에 따르면, 모든 만기에서 일본시장이 저분산 국면 일수록 한국시장의 변동성은 감소하고, 중분산과 고분산 국면일수록 한국시장의 변동성은 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 일본의 이자율스왑을 대상으로 분석한 <표 6>의 결과를 살펴보면, 한국시장과 동일하게 ARCH 항과, GARCH항의 모수 값은 모두 유의하게 추정되었다. 하지만 γ 에서는 상이한 결과가 나타났는데, 4종류의 만기 중에서 국면별로 모든 값이 유의하게 추정된 경우는 10년 만기 뿐이었으며, 5년 만기는 오히려 모든 국면에서 비유의적인 것으로 보고되었다. 그리고 3년 만기의 경우 고분산 국면에서만 유의하게 추정되었고, 7년 만기에서는 저분산과 중분산 국면에서 유의한 결과가 나타났다.

한편 국면별 확률에 기초한 지수변수에 SWARCH 모형에서 추정된 조건부 분산을

<표 5> 일본시장의 국면별 확률과 한국시장의 변동성간의 관계

모수	3year			5year			7year			10year		
	저	중	고	저	중	고	저	중	고	저	중	고
α_0	-0.0041 (-0.179)	-0.0040 (-0.175)	-0.0041 (-0.179)	-0.0186 (-0.867)	-0.0168 (-0.784)	-0.0216 (-1.015)	-0.0175 (-0.823)	-0.0146 (-0.689)	-0.0178 (-0.819)	-0.0259 (-1.235)	-0.0244 (-1.163)	-0.0262 (-1.252)
α_1	0.0548 (2.428)	0.0545 (2.417)	0.0547 (2.427)	0.0320 (1.457)	0.0316 (1.445)	0.0287 (1.324)	0.0363 (1.678)	0.0359 (1.682)	0.0402 (1.819)	0.0473 (2.377)	0.0468 (2.374)	0.0485 (2.591)
β_0	0.0212 (7.456)	0.0129 (5.388)	0.0129 (5.379)	0.0445 (7.587)	0.0151 (6.239)	0.0171 (7.547)	0.0438 (8.409)	0.0098 (5.261)	0.0161 (6.303)	0.1141 (9.045)	0.0316 (6.835)	0.0394 (7.358)
β_1	0.0529 (10.68)	0.0528 (10.63)	0.0526 (10.63)	0.0578 (13.35)	0.0569 (13.49)	0.0572 (13.83)	0.0399 (7.831)	0.0371 (8.569)	0.0489 (10.92)	0.0872 (11.73)	0.0856 (12.37)	0.0885 (13.29)
β_2	0.9395 (186.9)	0.9392 (184.9)	0.9397 (186.5)	0.9298 (202.3)	0.9333 (217.1)	0.9347 (240.5)	0.9372 (140.0)	0.9457 (185.0)	0.9404 (189.7)	0.8737 (81.32)	0.8845 (94.97)	0.8882 (100.0)
γ	-0.0083 (-3.823)	0.0217 (4.848)	0.0182 (4.238)	-0.0277 (-6.689)	0.0255 (6.130)	0.0367 (2.112)	-0.0313 (-8.279)	0.0273 (9.538)	0.0244 (2.674)	-0.0766 (-9.014)	0.0662 (9.348)	0.1771 (3.620)
우도	-3906.9	-3906.0	-3906.7	-3962.9	-3964.9	-3972.3	-3844.1	-3847.4	-3872.6	-3863.2	-3868.3	-3888.8

주) 한국시장에 대한 AR(1)-GARCH(1,1) 모형

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta_{i,2} \sigma_{i,t-1}^2 + \gamma D$$

γ 는 SWARCH(3,2) 모형으로 추정된 일본시장의 국면별 확률을 의미하는 지시변수

<표 6> 한국시장의 국면별 확률과 일본시장의 변동성간의 관계

모수	3year			5year			7year			10year		
	저	중	고	저	중	고	저	중	고	저	중	고
α_0	-0.1032 (-2.140)	-0.1029 (-2.136)	-0.1071 (-2.230)	-0.0937 (-1.878)	-0.0934 (-1.871)	-0.0955 (-1.916)	-0.0748 (-1.654)	-0.0751 (-1.661)	-0.0736 (-1.639)	-0.0538 (-1.510)	-0.0551 (-1.543)	-0.0544 (-1.533)
α_1	-0.0226 (-1.123)	-0.0224 (-1.116)	-0.0221 (-1.092)	-0.0219 (-1.049)	-0.0218 (-1.046)	-0.0219 (-1.049)	-0.0302 (-1.419)	-0.0302 (-1.421)	-0.0292 (-1.377)	-0.0220 (-1.064)	-0.0217 (-1.047)	-0.0220 (-1.033)
β_0	0.0932 (4.902)	0.0770 (4.098)	0.0748 (4.119)	0.1662 (4.815)	0.1201 (4.747)	0.1307 (5.044)	0.1686 (4.902)	0.1130 (4.704)	0.1118 (4.741)	0.1242 (4.938)	0.0713 (4.713)	0.0669 (4.614)
β_1	0.0786 (12.32)	0.0784 (12.34)	0.0827 (12.56)	0.0676 (12.29)	0.0673 (12.24)	0.0689 (12.98)	0.0639 (11.43)	0.0638 (11.39)	0.0626 (12.24)	0.0689 (11.19)	0.0689 (10.96)	0.0682 (12.31)
β_2	0.9169 (148.3)	0.9172 (148.8)	0.9129 (143.6)	0.9174 (132.6)	0.9180 (133.5)	0.9165 (136.3)	0.9169 (127.7)	0.9169 (127.4)	0.9223 (140.8)	0.9113 (115.9)	0.9099 (113.3)	0.9156 (126.4)
γ	-0.0198 (-1.129)	0.0135 (0.720)	0.4749 (2.046)	-0.0460 (-1.887)	0.0449 (1.735)	0.4260 (1.828)	-0.0556 (-2.482)	0.0575 (2.497)	0.4180 (0.858)	-0.0541 (-3.115)	0.0719 (3.560)	0.3949 (2.392)
우도	-6239.2	-6239.3	-6238.1	-6199.6	-6199.7	-6199.6	-5945.1	-5945.1	-5946.8	-5341.1	-5339.8	-5342.3

주) 일본시장에 대한 AR(1)-GARCH(1,1) 모형으로 γ 는 한국시장의 국면별 확률을 의미하는 지시변수

<표 7> 일본시장의 국면별 변동성과 한국시장의 변동성간의 관계

모수	3year			5year			7year			10year		
	저	중	고	저	중	고	저	중	고	저	중	고
α_0	-0.0036 (-0.162)	-0.0033 (-0.148)	-0.0035 (-0.156)	-0.0186 (-0.880)	-0.0171 (-0.797)	-0.0212 (-0.994)	-0.0197 (-0.928)	-0.0152 (-0.712)	-0.0177 (-0.813)	-0.0278 (-1.308)	-0.0253 (-1.213)	-0.0255 (-1.215)
α_1	0.0549 (2.444)	0.0544 (2.415)	0.0544 (2.413)	0.0319 (1.472)	0.0313 (1.437)	0.0285 (1.316)	0.0351 (1.625)	0.0382 (1.777)	0.0399 (1.808)	0.0478 (2.424)	0.0472 (2.388)	0.0483 (2.579)
β_0	0.0173 (6.465)	0.0138 (5.938)	0.0137 (5.899)	0.0414 (8.659)	0.0147 (6.308)	0.0171 (7.571)	0.0344 (9.113)	0.0103 (5.344)	0.0162 (6.447)	0.0904 (10.01)	0.0336 (6.866)	0.0386 (7.402)
β_1	0.0529 (12.31)	0.0539 (13.15)	0.0539 (13.03)	0.0578 (13.82)	0.0563 (13.61)	0.0569 (13.77)	0.0382 (8.160)	0.0383 (9.149)	0.0485 (10.98)	0.0937 (12.54)	0.0855 (12.01)	0.0883 (13.75)
β_2	0.9404 (218.6)	0.9390 (217.2)	0.9391 (216.4)	0.9306 (219.9)	0.9351 (226.5)	0.9352 (242.5)	0.9434 (166.9)	0.9457 (197.9)	0.9409 (196.1)	0.8734 (90.98)	0.8852 (94.69)	0.8897 (104.8)
$\gamma\sigma^2$	-0.0006 (-2.851)	0.0005 (1.855)	0.0005 (1.935)	-0.0040 (-7.357)	0.0013 (5.273)	0.0009 (2.023)	-0.0051 (-9.222)	0.0031 (8.950)	0.0011 (2.375)	-0.0171 (-9.481)	0.0088 (8.533)	0.0080 (3.130)
우도	-3907.5	-3908.0	-3907.9	-3959.4	-3968.3	-3972.5	-3846.7	-3854.7	-3872.8	-3868.2	-3876.8	-3889.6

주) 한국시장에 대한 AR(1)-GARCH(1,1) 모형

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta_{i,2} \sigma_{i,t-1}^2 + \gamma \sigma_{j,t}^2 D$$

γ 와 $\sigma_{j,t}^2$ 는 각각 일본시장의 국면별 확률을 의미하는 지시변수와 조건부 분산임.

<표 8> 한국시장의 국면별 변동성과 일본시장의 변동성간의 관계

모수	3year			5year			7year			10year		
	저	중	고	저	중	고	저	중	고	저	중	고
α_0	-0.1040 (-2.154)	-0.1033 (-2.143)	-0.1059 (-2.197)	-0.0939 (-1.884)	-0.0938 (-1.879)	-0.0963 (-1.931)	-0.0720 (-1.592)	-0.0747 (-1.658)	-0.0803 (-1.794)	-0.0528 (-1.487)	-0.0558 (-1.555)	-0.0546 (-1.545)
α_1	-0.0226 (-1.122)	-0.0221 (-1.096)	-0.0219 (-1.085)	-0.0218 (-1.046)	-0.0215 (-1.031)	-0.0218 (-1.042)	-0.0297 (-1.399)	-0.0296 (-1.395)	-0.0283 (-1.334)	-0.0217 (-1.055)	-0.0215 (-1.039)	-0.0217 (-1.053)
β_0	0.0907 (4.904)	0.0876 (4.485)	0.0795 (4.433)	0.1493 (4.837)	0.1227 (4.806)	0.1321 (5.067)	0.1304 (5.011)	0.1107 (4.662)	0.1153 (4.806)	0.1044 (5.208)	0.0723 (4.714)	0.0691 (4.680)
β_1	0.0785 (12.37)	0.0789 (12.41)	0.0816 (12.54)	0.0666 (12.41)	0.0673 (12.35)	0.0693 (12.99)	0.0609 (11.51)	0.0632 (11.59)	0.0633 (12.20)	0.0667 (11.33)	0.0695 (11.25)	0.0689 (12.28)
β_2	0.9171 (148.9)	0.9169 (148.8)	0.9139 (144.9)	0.9198 (137.54)	0.9186 (135.5)	0.9160 (135.3)	0.9241 (138.7)	0.9197 (133.4)	0.9224 (140.0)	0.9173 (123.9)	0.9101 (114.0)	0.9151 (125.0)
$\gamma\sigma^2$	-0.0234 (-0.840)	-0.0029 (-0.263)	0.1756 (1.389)	-0.0401 (-1.463)	0.0161 (1.271)	0.2007 (1.853)	-0.0297 (-2.684)	0.0105 (1.571)	-0.1063 (-1.481)	-0.0529 (-3.192)	0.0318 (3.237)	0.1631 (2.016)
우도	-6239.3	-6239.4	-6238.8	-6200.0	-6200.1	-6199.6	-5945.5	-5946.3	-5945.9	-5340.8	-5340.7	-5343.1

주) γ 와 $\sigma_{j,t}^2$ 는 각각 한국시장의 국면별 확률을 의미하는 지시변수와 조건부 분산임.

곱한 값을 분산방정식에 포함하여 분석한 결과가 각각 <표 7>과 <표 8>에 제시되어

있다. <표 7>은 한국시장에 대한 GARCH(1,1) 모형의 분산방정식에 일본시장의 국면별 확률을 의미하는 지시변수와 조건부 분산 값을 곱한 항을 포함시킨 결과이고, <표 8>은 일본시장에 대한 GARCH(1,1) 모형의 분산방정식에 한국시장의 국면별 확률을 의미하는 지시변수와 조건부 분산 값을 곱한 항을 포함시킨 결과이다.

우선 <표 7>의 결과는 <표 5>의 결과와 유사하다는 것을 확인할 수 있다. 다만 3년 만기의 경우 중분산과 고분산 국면은 10% 이내에서 유의하다는 차이점이 발견되었다. 그리고 <표 8>의 결과도 전반적으로 <표 6>의 결과와 거의 비슷한 것으로 보고되었다. 이러한 결과를 종합해보면, 일본시장에서 한국시장으로의 변동성 전이 효과는 모든 만기 및 국면에서 존재하지만 한국시장에서 일본시장으로의 변동성 전이 효과는 시장규모의 차이가 반영되어 전혀 없거나 약하게 존재한다는 결론을 내릴 수 있다. 특히 국면별 관점에서 저분산 국면은 음(-), 중분산과 고분산 국면은 양(+)으로 나타나 동일한 만기 내에서도 국면별로 전이효과가 다르다는 점이 포착되었다.

IV. 요약 및 결론

본 연구는 우리나라 이자율스왑 시장을 대상으로 아시아에서 가장 큰 시장규모를 갖고 있는 일본과의 변동성전이 효과를 분석하였다. 특히 두 시장의 이자율 스왑금리에 대해 변동성을 추정하기 위한 방법론으로 시장의 구조적 변화를 고려한 Markov-Switching ARCH(SWARCH) 모형을 도입하였다. 모형으로부터 추정된 평활화 확률(full sample smoother)과 조건부 분산을 각 시장의 AR(1)-GARCH(1,1) 모형의 분산방정식에 포함시켜 두 시장 간의 변동성 전이효과를 파악하였다. 분석대상은 만기 3, 5, 7, 10년의 원화 이자율 스왑과 일본 이자율 스왑이며, 분석기간은 우리나라의 이자율 스왑이 비교적 활발하게 거래되기 시작한 2003년 1월 2일부터 2013년 3월 31일까지이다.

본 연구에서 제시하는 표본기간동안의 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째 우리나라 시장의 경우 변동성이 저분산과 중분산 국면에서 유지될 확률이 고분산 국면에서 유지될 확률보다 상대적으로 높은 것으로 추정되었으며, 국면간 전이확률은 대체로 낮게 나타났다. 하지만 일본시장의 경우 변동성이 특정국면에서 유지될 확률은 모두 높게 추정되었고, 서로 다른 국면으로 전이될 확률은 모두 낮은 것으로 나타났다. 따라서 변동성 군집현상은 일본시장이 좀 더 강하지만, 우리나라 시장이 일본시장에 비해 상대적으로 변동적이고 고분산 국면에서 저분산 국면으로의 전환이 쉽게 이루어진다는 점을 알 수 있었다. 둘째 SWARCH 모형의 추정결과에 따르면

글로벌 금융위기 기간 동안 한국시장은 중분산과 고분산 국면, 일본시장은 저분산 국면을 유지한 것으로 나타나 동일한 아시아 권역에 속해있더라도 두 시장 간의 변동성 행태에는 상이한 속성이 존재하고 있음을 확인할 수 있었다. 셋째 모든 만기에서 일본시장이 저분산 국면 일수록 한국시장의 변동성은 감소하고, 중분산과 고분산 국면일수록 한국시장의 변동성은 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 일본시장의 국면에 따른 한국시장의 변동성 행태는 만기별로 없거나 부분적으로 나타나 서로 다른 결과가 도출되었다. 마지막으로 일본시장에서 한국시장으로의 변동성 전이 효과는 모든 만기에서 존재하지만 한국시장에서 일본시장으로의 변동성 전이 효과는 시장규모의 차이가 반영되어 전혀 없거나 약하게 존재하는 것이 확인되었다.

장외파생상품 중앙청산소(CCP)의 본격적인 시행을 앞둔 시점에서 최초 적용대상 상품으로 예정되어 있는 이자율 스왑을 대상으로 아시아 지역에서 가장 높은 거래량을 유지하는 일본시장과의 변동성 전이효과를 계량모형에 근거하여 포괄적으로 분석하였으며, 이러한 결과는 향후 해외 CCP와의 연계과정이나 이자율 스왑시장의 투자과정에서 유용한 정보가 될 수 있을 것으로 기대한다.

참고 문헌

- 김명직, 장국현(2002), 제2판 금융시계열분석, 경문사.
- 임상규(2007), "한국과 미국의 이자율 스왑시장에서의 정보 전달," 재무관리논총, 제13권 제1호.
- 장국현(2005), "변동성, 위험프리미엄과 코리아 디스카운트", 재무관리연구, 제22권 제2호, 165-187.
- 윤병조, 장국현, 홍민구(2013), "이자율 스왑의 장기변동성과 거시위험요인에 관한 연구", 선물연구, 제21권 제3호, 255-273.
- A.S.M. Sohel Azad, Jonathan A. Batten, Victor Fang and J. Wickramanayake(2011), "Linkages, Volatility Transmissions and Contagion in Interest Rate Swap Markets: What Are We Really Picking Up?," working paper
- Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, 31, 307-327.
- Chang, K. H. and M. J. Kim.(2001), "Jumps and Time-Varying Correlations in Daily Foreign Exchange Rates", Journal of International Money and Finance, 20, 611-637.
- Hamilton, J. D. and R. Susmel(1994), "Heteroskedasticity and Changes in Regime," Journal of Econometrics, 64, 307-333.
- In, F. (2007),"Volatility spillovers across international swap markets: The US, Japan, and the UK," Journal of International Money and Finance, 26(3), 329-341.
- In, F., Brown, R., & Fang, V.(2003),"Links among Interest Rate Swap Markets," Journal of Fixed Income, 13(3), 84-95.
- Lekkos, I., & Milas, C. (2001),"Identifying the factors that affect interest-rate swap spreads: Some evidence from the United States and the United Kingdom," Journal of Futures Markets, 21(8), 737-768.
- Young Ho Eom, Marti G. Subrahmanyam, Jun Uno(2002),"Transmission of Swap Spreads and Volatilities in the Japanese Swap Market," Journal of Fixed Income, 12(1), 6-28.