

# 한-미간 금리평형이론에 관한 실증분석

- 벡터오차수정모형을 중심으로 -

김 태 선\*

정 성 윤\*\*

## < 초 록 >

본 논문은 금리재정거래에 있어 금리평형이론을 전제로 하여, FX Swap Rate와 한미 금리차간의 장기균형관계를 실증적으로 분석하고자 한다. 최근 국내 금융시장에서는 한국은행의 외국계 은행에 대한 단기외화차입 규제, 미국의 서브프라임 모기지 사태에 이은 50bp 금리인하 조치 등의 이슈가 부각되는 가운데 한미를 비롯한 주요국 통화정책간의 디커플링 조짐이 확산됨에 따라 금리재정거래에 대한 관심 역시 높아지는 상황이다.

금리재정거래에 있어서 핵심적인 내용은 한미 금리차에 내재되어 있는 균형 FX Swap Rate에 대한 적절한 추정이라고 할 수 있다. 한미간의 금리차가 외환시장의 리스크인 스왑레이트를 커버하느냐가 금리재정거래를 통한 무위험 차익거래의 크기를 결정하기 때문이다.

이를 위해 본 논문은 FX Swap 거래와 통화스왑 거래간의 균형관계를 통해 그 기준금리로서 Won/Dollar CRS Rate와 U.S. IRS Rate를 제시하였으며 궁극적으로 [FX Swap Rate = Won/Dollar CRS - U.S. IRS]의 장기균형관계를 입증하고 있다.

실증분석 방법은 시계열 데이터의 안정성 여부를 검정하기 위해 ADF 단위근 검정을, 금리평형이론의 성립여부를 검정하기 위해서는 그랜저 인과관계를 각각 분석하였다. 한편 잔차항에 대한 공적분 검정을 실시한 결과, 공적분이 존재하는 것으로 분석됨에 따라 장기적인 균형관계가 성립하는 것으로 나타났다. 벡터오차수정모형 분석의 경우 오차수정계수를 추정한 결과 균형이탈시 충격을 흡수하려는 움직임이 보여 한미간 금리차에 의한 외환시장의 Swap Rate가 빠르게 반응하면서 균형점의 수렴화 움직임이 존재하는 것으로 분석되었다.

\* 현대선물주식회사 금융공학팀 부장

\*\* 현대선물주식회사 금융공학팀 대리

# I. 서론

## 제1절 연구배경 및 목적

1990년대 초 자본시장 개방에 이어 1997년 외환위기 이후에는 외환시장의 효율성에 대한 문제점이 제기되며 자율변동환율제가 도입되었다. 이에 따라 외국자본의 유출입이 지속적으로 활발해지는 가운데 대내외 금융시장간 동조화가 강화되어 왔다. 대내적으로는 외국 자본의 참여도 증가에 따른 시장 규모 및 유동성의 확대 속에 외국인 매매패턴 변화에 연동된 국내 주식, 채권, 외환시장간 연계성이 증대되고 있다.

한편, 2003~2005년간 진행된 한국은행의 금리인하 및 저금리 기조 지속으로 국내자본의 해외투자 수요도 함께 증가해 왔다. 2004년 4분기 이후 진행된 가파른 원화절상 흐름은 수출업체를 중심으로 환 리스크 관리에 대한 관심을 증폭시켰다. 이러한 해외펀드의 활성화 및 환율 변동성 확대 흐름은 FX Forward, 통화선물, 통화스왑 등 외환 파생상품을 활용한 헤지 거래량의 빠른 증가세를 견인하고 있다.

2007년 들어 국내외 금융시장에 대두된 주요 이슈 중 첫 번째는, 외은권의 단기외화차입을 통한 금리재정거래와 이에 대한 한은 당국의 규제 조치였다. 이러한 금리재정거래는 FX Swap 또는 Won/Dollar CRS 등의 외환 파생상품 시장을 통해 이루어지며 그 크기는 선물 환과 현물환과의 격차인 FX Swap Point와 Won/Dollar CRS Rate 및 Basis Swap Spread 등에 의해 결정된다. 결국 이들 지표는 차익거래의 크기 및 향방을 가늠할 수 있는 기준 잣대로서 주식 및 채권시장에서의 해외자본의 유출입 압력을 예측하고 판단할 수 있는 기준이 된다.

두 번째 이슈는 최근 국제금융시장에 가장 큰 파장을 일으킨 바 있는 미국의 서브프라임 모기지 사태로 인한 신용경색 우려이다. FX Swap과 통화스왑은 본질적으로 이종통화간 조달 및 운용을 통한 수익 극대화화 조달비용 극소화를 꾀하는 상품이다. 서브프라임 사태와 같은 달러화 유동성 경색 우려는 Won/Dollar CRS Receive 수요 우위와 FX Swap Buy & Sell 포지션을 급증시키는 가운데 음[-]의 Basis Swap(= Won/Dollar CRS - U.S. IRS) 및 Swap Point 확대로 이어졌다.

세 번째 이슈로 9/18일 FOMC의 50bp 금리인하 조치를 들 수 있다. 서브프라임 사태가 금융시장 불안을 극대화시킨 가운데 이러한 현상이 실물경제로 파급될 가능성을 선제적으로 차단하기 위한 조치였다. 이로 인한 달러화 Libor 금리 하락은 Won/Dollar CRS Rate의 상승과 Basis Swap, FX Swap Point 음[-]의 축소로 이어졌다.

당국의 외화차입 규제 조치와 서브프라임 모기지 파장으로 금리재정거래 이익의 폭이 8월 한때 200bp 수준으로 크게 확대되며 절정에 달했다. 이에 뒤이은 미국의 50bp 금리인하 조치로 인한 Swap Point의 축소 흐름은 외화조달을 통한 국내 채권 투자 수익을 단기간 내에 실현할 수 있는 결정적 기회를 제공한 셈이다. 결국 한미간 금리격차 확대에 따른 금리 패러디의 강한 작동이 나타났다고 볼 수 있으며 외국인 투자 향방에 따라 외환-스왑-채권 시장으로의 순차적인 파급효과가 드러난 단적인 사례라 할 수 있다.

미 연준리의 금리인하를 계기로 한미간 정책금리 격차는 정상화 되었다. 한편, 국내 Call 목표금리는 지난 7월과 8월 연속적인 금리인상 이후 2개월째 동결되었지만 최근 견조한 경기

회복 흐름이 지속 확인되고 있어 시장금리는 상승압력이 우위를 점하고 있다.

결국 국제금융시장은 주요국 통화정책 간에 디커플링 내지는 불확실성이 상존하는 과도기적 상황에 직면해 있다. 이러한 상황에서 국내 시장 참가자들은 일차적으로는 대내외 금리정책 및 이로 인한 글로벌 투자자금의 향방을 판단함으로써 국내 시장으로부터의 자금유출입 압력을 예측하고 이에 대응하는 전략 수립의 지표로 삼아야 할 것이다. 보다 적극적으로는 국제금융시장에 직접 참가하여 외화 조달 및 운용의 기회를 모색하는 지침을 마련해야 할 것이다.

금리재정거래의 향방을 판단하는 핵심 요인은 금리평형이론에 근거한 FX Swap Point의 수준이라고 할 수 있다. 금리평형이론에 따르면, FX Swap Point를 연율화한 수치인 FX Swap Rate는 대내외 금리차로 귀결된다.

문제는 현재 국내시장에서는 Forward Rate, 궁극적으로 FX Swap Rate 결정에 사용할 대내외 금리의 적용이 명확하지 않다는 것이다. 본 연구에서는 FX Swap Rate를 결정하는 대내 기준금리로서 Won/Dollar CRS Rate의 적합성을 검증할 것이다. 대외 기준금리로는 Won/Dollar CRS 금리가 달러화 변동금리에 대응하는 원화 고정금리라는 점에서 달러화 변동금리에 대응하는 달러화 고정금리인 U.S. IRS를 사용할 것이다.

## 제2절 연구방법 및 구성

앞서 언급했듯 'FX Swap Rate = Won/Dollar CRS - U.S. IRS'의 장기균형이 성립함을 검증하는 것이 본 연구의 목적이다. 따라서, 우선적으로 상기 검증 대상의 대전제라 할 수 있는 금리평형이론에 대한 소개 및 이론적 고찰을 통해 현물환율과 선물환율간의 균형관계를 설명하고 균형가격과의 괴리 시 발생하는 재정거래의 기회를 논할 것이다.

더불어 기준금리로서 사용할 통화스왑 및 금리스왑의 정의와 전통적인 활용 방식, 그리고 해당 레이트의 Valuation 과정을 함께 다룰 것이다. 이를 통해 FX Swap Rate의 추정 방법과 외환시장의 리스크 프리미엄 및 디스카운트의 개념을 이해할 수 있으며, 전통적인 관행인 채권금리를 사용하지 않고 스왑금리를 FX Swap Rate 추정의 기준으로 활용하는 이론적 정당성을 제시하게 될 것이다.

다음으로 선행연구로서 환율과 금리의 관계 및 외환시장 리스크 프리미엄(디스카운트)와 관련된 기존 연구사례를 소개할 것이다. 기존 사례들을 살펴볼 때 금리와 현물환율간 관계에 대한 전통적 이론은 명확하게 검증되지 않는 경우가 많다. 그러나, 외환시장 리스크 프리미엄, 즉, 선물환율 및 FX Swap Point의 결정에 있어서는 한미간 금리차가 결정적 요인이므로, 금리-환율간의 관계 설정에 있어 현물환과 선물환과의 구분이 필요함을 제시할 것이다. 실증분석 과정은 대부분의 시계열 변수들에 존재하는 불안정성 여부를 확인 및 안정적 시계열 자료를 확보하기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정 방식을 통해 단위근 검정을 실시한다. Granger 인과관계 분석을 통해 FX Swap Rate와 한미 금리차 간의 선후 인과관계를 판단하고 Johanson 공적분 검정 과정을 거쳐 상기 변수 간 공적분 여부를 검증한다. 양자간 공적분이 존재한다고 판단될 경우, 장기 균형으로부터의 단기 이탈 수준인 불균형오차를 추가적인 변수로 하여 벡터오차수정모형을 시행함으로써 FX Swap Rate와 한미 금리차간에 장기균형 여부 및 단기적인 균형 이탈 시 균형점으로서의 회귀 여부를 측정할 것이다.

본 논문은 제 1장 서론에 이어 제 2장 1절에서는 환율과 금리와의 관계를 논함에 있어 금리평형이론과 기준금리인 통화스왑 및 금리스왑에 대한 소개를 할 것이다. 제 2장 2절에서는 환율과 금리, 금리와 외환시장 리스크 프리미엄과 관련한 선행연구 결과를 제시할 것이며, 제 3장에서는 상기한 바와 같은 방법론을 바탕으로 FX Swap Rate(이하 FXSR)와 한미 금리차(이하 KCRSUIRS) 변수에 대한 실증적 분석을 위한 방법론과 분석 결과를 정리한다. 끝으로 제 4장의 요약 및 결론을 통해 본 연구 결과를 요약하고 금융시장에서의 활용방안을 논한다.

## II. 금리평형이론

### 제1절 금리와 환율 관계

#### 1. 금리평형이론

금리재정거래는 해당국 통화의 선물환율과 현물환율의 격차 및 양국간 금리차가 금리평형이론에서의 균형상태를 벗어난 상태에서 그 차익을 얻기 위해 이루어지는 거래로 정의 된다. 일반적으로 국가간 자본이동이 자유로운 상황 하에서 환율 및 금리가 균형수준을 이탈할 경우 금리재정거래가 활발히 이루어지면서 환율 및 금리가 재차 균형을 찾아 수렴하게 된다. 금리평형이론에 따르면 선물환율과 현물환율간 격차와 국내금리와 해외금리간 격차는 균형관계를 이룬다는 것으로 국내금융시장과 해외금융시장 간 자본의 이동이 자유롭고 거래비용이 없다고 가정할 경우 국내금리와 해외금리간의 차는 외환시장에서 선물환율과 현물환율의 차로 반영되면서 선물환 할증(forward premium) 혹은 할인(discount)으로 나타나게 된다. 예를 들어 현물환율로 국내자산에 투자했을 경우 수익률과 해외자산에 투자한 후 국내통화로 교환하는 선물환율로 평가하였을 때의 수익률은 식 (1)과 같이 동일해야 한다는 것이다.

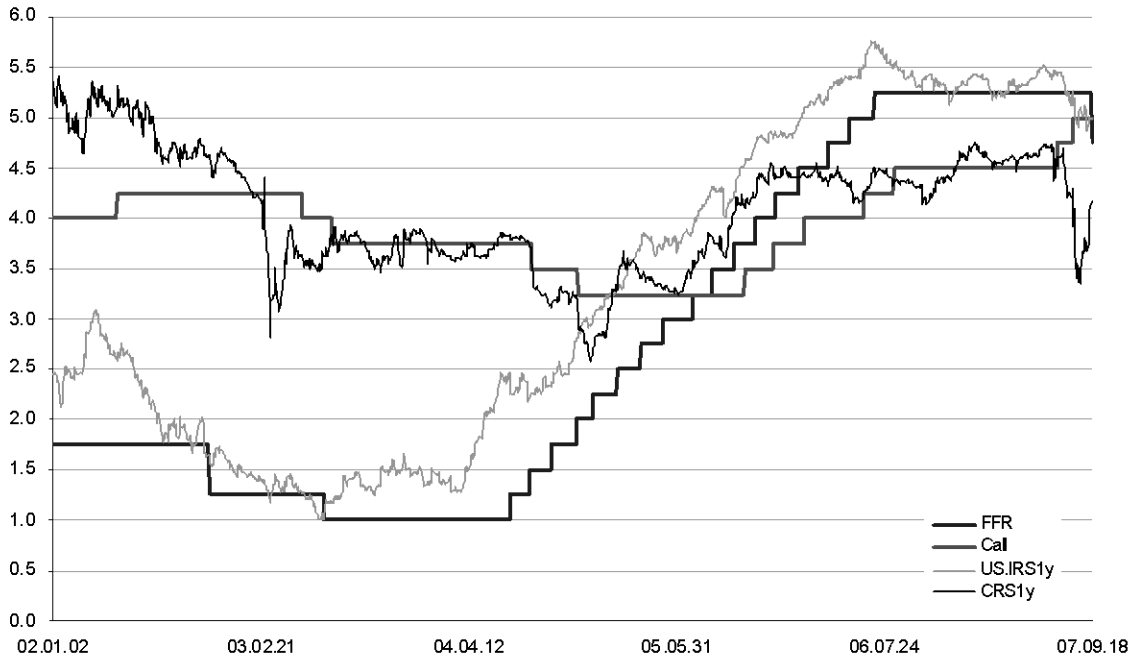
$$S (1+i) = F (1+i^*) \quad (1)$$

식 (1)을 선물환율과 현물환율간 스프레드를 중심으로 변형하면 선물환 할증, 할인인 스왑포인트(swap point)로 표시할 수 있다. 이를 다시 현물환율로 나누어 스왑레이트(swap rate) 혹은 선물환 할증률(forward premium rate), 선물환 할인율(forward discount rate)이라고 한다.

$$\frac{F-S}{S} = \frac{(i-i^*)}{(1+i^*)} \approx i-i^* \quad (2)$$

식 (2)는 대내외 금리차가 스왑레이트(swap rate)와 같다는 것으로 자금유출입의 관점 하에서 채권시장과 외환시장의 일반적인 균형조건인 것이다. 즉, 스왑레이트가 대내외 금리차를 상회할 경우 해외투자로 무위험차익을 얻을 수 있으며 반대의 경우는 국내자산에 투자하여 무위험 차익을 얻을 수 있다. 이러한 시장의 불균형이 발생하였을 경우는 수급의 원리에 의해서 균형수준을 찾게 되는 것이다.

<그림 1> 한미 정책금리, Won/Dollar CRS와 U.S. IRS

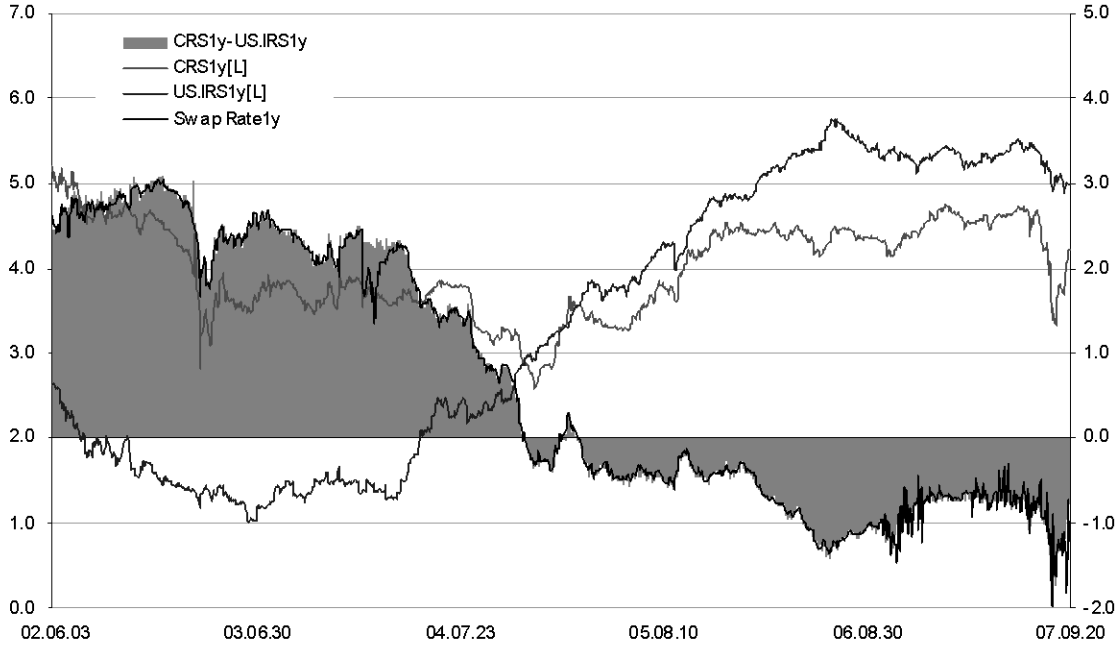


그러나 이러한 금리평형은 항상 성립하는 것이 아니다. 그 대표적인 원인으로서는 채권의 만기와 유동성의 차이, 금리 차익거래에 필요한 거래비용, 중앙은행의 빈번한 외환시장 개입 정도, 국가간의 상이한 정치적 위험, 국가간 조세규정 등 다양한 원인으로 인해 불균형을 초래하게 된다. 일반적으로 금리평형이론의 성립 여부는 대내외 금리차를 독립변수로 하여 Swap Rate인 Swap Point 추정에 있어 절편과 기울기 값이 각각 0과 1를 나타내는지에 따라 결정된다.

$$\frac{F-S}{S} = \alpha + \beta(i - i^*) + \epsilon \quad (3)$$

식 (3)의 추정방정식에 있어서  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$ 인지를 위한 회귀방정식 추정과 함께 대내외 다양한 금리에 대해서 어떤 금리를 적용해야 할지가 주요 관건인 것이다.

<그림 2> 한미 금리차와 FX Swap Rate



## 2. 금리스왑(IRS) 거래

금리스왑은 양 거래당사자간의 계약으로서, 각 거래당사자는 상대방에게 주기적으로 이자를 지급하기로 약정하되, 한쪽 당사자는 스왑계약에 미리 약정된 고정금리에 기초한 이자를 지급하는 고정금리 지급자이고, 다른 한쪽 당사자는 특정 변동금리 지표를 기준으로 스왑기간 중 일정기간마다 재조정되는 변동금리 이자를 지급하는 변동금리 지급자이다. 또한, 금리스왑에서는 원금은 서로 교환하지 않고 단지 이자만을 교환한다. 기본적인 유형으로는 고정금리와 변동금리의 교환인 Coupon Swap과 서로 다른 변동금리간의 교환인 Basis Swap으로 구분된다.

### 2.2 금리스왑 활용

- ① 기업 경영계획 수립시 향후 금리전망과 관계없이 재무적 불확실성의 극복
- ② 금리상승 예상시 [고정금리지급-변동금리수취] 스왑 포지션을 통해서 변동금리 차입자는 차입비용의 증가를 억제시키고, 고정금리 투자자는 이자수입의 증대를 도모
- ③ 금리하락 예상시 [고정금리수취-변동금리지급] 스왑 포지션을 통해서 고정금리 차입자는 차입비용의 감소를 기대시키고, 변동금리 투자자는 이자수입의 감소를 예방
- ④ 신용문제 등으로 고정금리 차입이 어려운 경우, 변동금리로 자금조달 후 금리스왑(고정금리 지급 포지션)을 이용해 고정금리 차입의 목적 달성

### 2.3 금리스왑 평가

금리스왑 거래는 2개의 자금흐름을 상호 교환하는 것이므로 각각의 시장가치는 기본적으로 동일해야 한다. 예를 들어 스왑계약을 맺은 시점의 변동금리 현금흐름의 현재가치와 고정금리 현금흐름의 현재가치는 매입-매도 스프레드를 감안하지 않을 경우 동일하다. 그러나, 스왑계약 성립 이후에는 시장금리 변화에 따라 현재가치가 변하므로 스왑포지션의 가치도 0에서 변화하게 된다. 스왑평가의 단계는 다음과 같다.

- ① 현금흐름 유입의 현재가치 계산: 각각의 현금수입을 순할인채 수익률로 할인
- ② 현금흐름 지출의 현재가치 계산: 각각의 현금지출을 순할인채 수익률로 할인
- ③ 현금흐름 유입과 현금흐름 유출의 순현재가치 비교

<표 1> 금리스왑 레이트 추정

기간	KRW Rate			
	ZCR	FV	DF	Fwd Rate
Spot	1.705	1.00000	1.00000	
0.5년	1.768	1.00878	0.99130	1.7358
1.0년	2.160	1.02160	0.97886	2.5003
1.5년	2.709	1.04088	0.96072	3.7332
2.0년	3.248	1.06601	0.93808	4.7490
2.5년	3.648	1.09377	0.91426	5.1236
3.0년	4.056	1.12682	0.88745	5.9434
IRS3y	3.912%			

기간	KRW Floating Leg		KRW Fixed Leg	
	CF	PV	CF	PV
Spot				
0.5년	87,755	86,992	197,751	196,031
1.0년	127,096	124,410	198,838	194,634
1.5년	188,735	181,323	194,451	189,985
2.0년	241,408	226,460	198,838	186,526
2.5년	260,450	233,121	198,838	181,791
3.0년	302,123	263,121	198,838	176,460
Total	+ 1,125,430		- 1,125,430	

### 3. 통화스왑(CRS) 거래

통화스왑은 양 거래당사자간의 계약으로서, 각 거래당사자는 거래초기에 상대방에게 이종통화간 원금을 교환하고, 스왑기간 중 상대방에게 주기적으로 이자를 지급하기로 약정하되, 만기시에는 초기의 원금교환과 반대방향의 원금교환을 항상 해야 하는 거래를 말한다.

이자교환시에는 미래의 일정기간마다 특정시점에 초기 수취한 원금에 대한 이자를 지급하고, 초기 지급한 원금에 대해서는 이자를 수취하기로 약정하는데, 한쪽은 고정금리이고 다른 한쪽은 변동금리이거나, 양쪽 다 고정금리 혹은 양쪽 다 변동금리일 수도 있다. 대표적인 통화스왑은 이종통화간 고정금리와 고정금리의 교환인 Currency Swap, 이종통화간 고



정금리와 변동금리의 교환인 Cross Currency Coupon Swap, 이중통화간 변동금리와 변동금리의 교환인 Cross Currency Basis Swap로 정의할 수 있다.

### 3.1 통화스왑 활용

- ① 비교우위가 있는 자본시장을 통해 자금조달을 함으로써 조달비용 감소
- ② 장기 외화부채의 환리스크 관리
- ③ 환리스크의 우려 없이 외화자산에 대한 포트폴리오의 다양화

### 3.2 통화스왑 평가

통화스왑의 평가 또한 금리스왑과 동일하게 현금흐름 유입과 현금흐름 유출의 순현재가치를 비교한다. 단, 각각 다른 통화의 현금흐름이 발생하므로 현재가치를 구하는데 필요한 순할인채 수익률은 각 통화의 순할인채 수익률이며, 이렇게 구한 각각의 현재가치의 차액을 비교할 때에는 환율수준을 적용한다.

<표 2> 통화스왑 레이트 추정

기간	USD Floating Leg					
	ZCR	Fwd Rate	\$CF	FX Rate	WCF	PV
Spot	1.705		-10,000,000	1,030	-10,300,000,000	-10,300,000,000
0.5년	1.768	1.736	877,756	1,020	89,510,788	87,328,819
1.0년	2.160	2.500	127,097	1,010	128,367,947	121,661,364
1.5년	2.709	3.733	188,736	1,000	188,735,864	173,152,766
2.0년	3.248	4.749	241,404	990	238,990,326	211,374,464
2.5년	3.648	5.124	260,454	980	255,245,354	211,830,478
3.0년	4.056	5.943	302,124	970	293,060,013	240,823,625
3.0년	4.056	5.943	10,000,000	970	9,700,000,000	7,971,026,603
CRS3y		2.009%			Total	-1,276,801,880

기간	KRW Fixed Leg			
	ZCR	D/F	WCF	PV
Spot	4.100	1.0000	10,300,000,000	10,300,000,000
0.5년	5.074	0.9756	-103,164,012	-100,649,223
1.0년	5.513	0.9478	-103,730,847	-98,311,430
1.5년	5.919	0.9174	-103,164,012	-94,646,209
2.0년	6.332	0.8844	-103,730,847	-91,744,518
2.5년	6.542	0.8534	-103,730,847	-88,525,569
3.0년	6.756	0.8218	-103,730,847	-85,241,376
3.0년	6.756	0.8218	-10,300,000,000	-8,464,079,795
CRS3y		2.009%	Total	+ 1,276,801,880

## 제2절 선행연구

김성열(1998), 김계진(2000) 등은 외환위기 전후의 시점을 중심으로 주가, 금리, 환율 3자간의 상호 관련성에 대한 실증 분석을 실시했다. 공적분 검정, 벡터오차수정모형, VAR 등의 분석 틀을 활용하여 각 변수간의 장기균형관계 및 여타 변수에 대한 설명력을 검증했다. 분석 결과, 전체 기간에 있어서는 각 변수간의 공적분 관계의 존재가 부인되는 반면, 자본시장 개방 및 변동환율제 도입이 순차적으로 진행된 97년 이후에는 주가와 환율, 주가와 금리간에 공적분 관계가 존재함을 입증했다. 한편, 금리와 환율의 경우 외환위기 이전과 이후의 시점 간에 상관관계의 변화(負→正)가 나타나는 가운데 공적분 관계가 존재하지 못한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. Granger 인과성 분석의 결과로는 금리와 환율은 서로 영향을 미치는 쌍방향 인과관계라는 결론을 얻었다. 단, 분석 모형, 분석 기간 등에 따라 금리와 환율간의 방향성 관계는 다르게 나타났으나 외환위기 직후 해외투자자금의 유출이 급격히 일어난 시점에서 3대 시장간 연관성이 급증했음을 밝혀냈다.

송기일(2004)은 역시 아시아 외환위기로 인한 국제금융시장 불안을 계기로 이론적인 금리와 환율간의 관계를 한국경제에 접목시켜 금리정책을 통한 환율 안정 및 방어가 가능할지의 여부를 탐색했다. 즉, 급격한 외화유출 및 환율 급등이 시현되는 가운데 이자율 평형이론을 전제로 고금리 정책이 환율 하향안정에 실효성이 있는지에 초점을 맞췄다. 그러나 동 연구에서도 금리-환율간의 균형관계는 불규칙한 것으로 드러났으며, 실증분석 결과 금리를 통한 환율 안정 효과 역시 미약한 것으로 나타났다. 논문은 이를 채무불이행 위험 증가 및 경기둔화 등 금리인상에 의한 경제적 부(負)의 효과가 오히려 통화가치 절하로 이어지기 때문이라고 판단했으며, 이를 회귀분석을 통해 금리가 특정 수준 이상 인상되었을 시 금리인상에 의한 환율 절상 효과가 감소함을 검증했다.

이혁상(1998)은 파운드화와 마르크화, 캐나다 달러와 일본 엔화 등에 대해 각 통화별 현물 환율과 1개월물 선물환율, 현물환율과 3개월물 선물환율간의 관계를 분석했다. 분석 방법에 있어 본 논문과 동일한 방식인 ADF 단위근 검정과 Johanson 공적분 검증, 그리고 벡터 오차수정모형을 사용하였다. 단위근 검정 결과, 각 현물환율과 1개월물 및 3개월물 선물환율의 수준변수들은 단위근을 갖고 있어 불안정한 시계열이나 1차 차분을 통해 안정적 시계열 자료로 변환됐으며, 공적분 검증에 의하면 이들 상호간에 모두 공적분 관계가 존재함이 드러났다. 오차수정모형에 의하면 파운드화는 1개월물, 마르크화와 엔화는 3개월물 선물환율이 현물환율과의 장기균형 관계를 이루고 있음을 입증했다.

최동준(1998)은 이자율 스왑과 통화스왑에 대해 논했다. 스왑 거래의 종류 및 상품구조, 그리고 스왑 기간 중 이자율 변동위험 및 환 변동위험의 헤지 방법을 소개했다. 또한, 각 현금흐름에 대응하는 금리스왑과 통화스왑 레이트의 Valuation 방법을 제시했는데 이 과정에서 통화스왑 Pricing에 있어 FX Forward Rate가 반영됨을 알 수 있었다. 이는 통화스왑 거래와 FX Swap 거래간에 균형관계가 존재함을 시사한다.

Cha와 Wu(1997)는 84년 4월~93년 12월 기간 동안 월별자료를 이용하여 대내외 금리차의 증가가 환율상승을 초래한다고 주장하였고, MacDonald와 Nagayasu(1999)는 패널 공적분 기법을 이용하여 실질환율과 실질금리간의 장기상관관계를 분석한 결과 실질국내외 금리차의 증가로 자국 통화의 실질가치가 상승한다는 것을 밝혀냈다.

본 논문은 상기한 바와 같은 선행연구들의 연구 동기와 방법론 등에 입각하여 금리재정거래의 핵심인 균형 FX Swap Rate를 결정하는 한미금리를 규명하려 한다. 구체적으로 FX

Swap 거래와 통화스왑 거래간의 균형관계에서 출발하여 'FX Swap Rate = Won/Dollar CRS - U.S. IRS'의 장기균형 관계가 성립함을 실증분석을 통해 검증할 것이다.

### Ⅲ. 실증분석

일반적으로 일별 금리 및 환율 시계열은 불안정한 단위근 시계열로 알려져 있다. 이로 인해 최소자승법을 이용한 회귀분석의 경우 추정된 회귀계수와 결정계수가 과대평가 될 가능성이 높다. 변수간의 실질적인 연관성이 낮음에도 불구하고 유의한 회귀계수로 인해 가성회귀현상이 발생하게 되는 것이다. 이러한 시계열 자료의 경우 통상 차분을 통하여 안정성을 확보하는 방법을 많이 이용한다. 본고는 금리평형이론에 대한 검토에 앞서 금리와 환율간의 시계열 데이터의 안정성 여부를 선행적으로 분석한 후 인과관계 및 벡터오차수정모형을 이용하여 장기적인 균형관계여부를 실증적으로 분석하고자 한다. 분석 데이터는 2002년 3월 20일부터 2007년 8월 20일까지의 일별 데이터로써 이 기간 동안에는 2004년 11월 20일을 기점으로 한미간의 금리 정상화 및 역전 현상을 관찰할 수 있는 기간이었으며 동시에 북핵관련 문제 및 NDF시장의 규제 등 수급 외 시장 충격요인이 발생했던 기간이었다.

#### 제1절 모형설정

##### 1. 단위근 검정

시계열 자료  $X_t$ 가 불안정한지 여부를 알아보기 위해서 식  $X_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + e_t$ 를 회귀 분석한 후 귀무가설  $\beta_2 = 1$  (또는  $\Delta X_t = \beta_4 X_{t-1} + e_t$ 에서  $\beta_4 = 0$ )의 채택 여부를  $t$ -값으로 검정하면 된다. 그러나 불행히도 이 경우의  $t$ -값은 표본이 커진다고 해도  $t$ -분포를 따르지 않는다. 이에 Dickey와 Fuller가  $\beta_2 = 1$ 이라는 귀무가설 하에서 통상적인 방법으로 새로운  $t$ -임계치를 만들어 놓았다. 이 통계량을 이용하여 단위근 검정을 하는 것을 Dickey-Fuller 검정이라 한다. 따라서  $\beta_2 = 1$ (또는  $\beta_4 = 0$ )이라는 귀무가설이 기각되는지 여부를 확인하기 위해서는 Dickey-Fuller 표를 찾아 Dickey-Fuller 임계치를 확인하고  $t$ -통계량(절대값)이 Dickey-Fuller 임계치보다 크면  $\beta_2 = 1$ 이라는 귀무가설이 기각되어 시계열은 안정적이라고 판정한다. Dickey-Fuller 검정은 다음과 같은 일반 형태의 회귀방정식으로부터 단계적으로 적용하며 확정적인 추세가 있다면 확정적인 추세를 추려내는 작업이 따로 필요하다. 확정적 추세(deterministic trend)를 갖는 모형을 합성하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$X_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + \delta t + e_t \quad (4)$$

식 (4)에는 확정적인 추세를 제거시키는 시간변수( $t$ )가 포함되어 있다. 추정결과 시간변수를 포함한 회귀방정식의 오차항이 지속적으로 자기상관되어 있다면 오차항의 서로 독립적이 될

정도의 시차 차분 항을 포함하여 추정한다. 차분방정식으로 표현하여 다음 AR확장 모형을 도출할 수 있다.

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_4 X_{t-1} + \beta_5 \Delta X_{t-1} + \beta_6 \Delta X_{t-2} + \dots + \delta t + e_t \quad (5)$$

여기에서  $\Delta X_{t-1} = X_{t-1} - X_{t-2}$ 이고  $\Delta X_{t-2} = X_{t-2} - X_{t-3}$ 이다. 이러한 회귀방정식에서도 여전히  $\beta_4 = 0$ 가 단위근 존재여부의 귀무가설이 된다. 식(5)의 검정은 추가된 Augmented Dickey-Fuller 검정이다.

## 2. 인과관계 분석

그랜저 인과성 검정은 원인과 결과가 불투명한 경우의 함수관계에 있어서 정확한 인과관계 분석에 문제점이 있었다. 이러한 문제에 대해서 시차분포모형을 이용하여 원인과 결과에 대한 검정 모형으로 그랜저 인과검정을 많이 이용하고 있다. 그랜저 인과관계<sup>1)</sup>를 위한 분석 모형으로 다음과 같은 두 개의 회귀식을 대칭적으로 설정한다.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (6)$$

$$X_t = \mu' + \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad (7)$$

Granger 인과관계는 다음과 같은 논리에 의해 검정된다. 식 (6)에서

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$$

라는 귀무가설은 Y의 변화가 X의 변화를 초래하지 않는다는 가설이고 식 (7)에서

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_n = 0$$

라는 귀무가설은 X의 변화가 Y의 변화를 초래하지 않는다는 가설이다. 이들 가설에 대한 검정은 전형적인 F-검정에 의해 이루어진다. 즉, 식 (6)과 (7)를 최소자승법(OLS)에 의해 추정하여 제약조건이 없을 때의 오차 제곱합(unrestricted sum of squared errors: SSE<sub>ur</sub>)을 구하고, 다시 모든 j에 대해  $b_j = 0$ 와  $e_j = 0$ 인 제약조건하에서 각 식을 추정하여 제약하에서의 오차 제곱합(restricted sum of squared errors: SSE<sub>r</sub>)을 구한다. 이 때 Granger 인과관계 검정을 위한 F-통계량은 다음과 같다.

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_{ur})/k}{SSE_{ur}/(n-m)}.$$

1) C. W. Granger, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods," *Econometrica*, 1969, pp.424~438.

이 통계량은 분자의 자유도가  $k$ 이고 분모의 자유도가  $(n-m)$ 인 점근적 F분포(asymptotic F-distribution)를 갖는다. 여기서  $n$ 은 관측표본의 수이고  $k$ 는 제약조건이 부과되었을 때의 제약조건의 수( $q$  혹은  $s$ )이며  $m$ 은 제약조건이 없을 때의 회귀계수의 수( $p+q+1$  혹은  $r+s+1$ )이다. 이 검정결과가 의미를 갖기 위해서는 오차항이 정규분포를 하며 평균이 0이고 분산은 동분산이며 공분산은 0인 백색오차이어야 한다. 이 때 귀무가설이 기각되면 인과관계가 있는 것이고, 채택되면 인과관계가 없음을 나타낸다. 이러한 인과관계를 검증하기 위해서는 통계학적인 두가지 문제를 고려해야 하는데 그중 하나는 시계열인 개별변수들의 정상성(stationarity)여부를 판단하는 문제이고 나머지 다른 하나는 식 (6)과 (7)에서의 각 변수들의 시차( $p$ ,  $q$ ,  $r$ 과  $s$ )를 결정하는 문제이다.

### 3. 공적분 검정

개별 시계열자료가 단위근을 갖는 불안정 계열인 경우 전통적 계량분석에서 사용되는 이론들을 그대로 적용시키면 가성적 회귀현상(spurious regression)등 여러 가지 문제점이 나타나는데, 대체로 두 시계열 간에 회귀분석 결과 높은 결정계수( $R^2$ )값이 구해진 반면 Durbin-Watson 값은 낮게 나타나는 경우 이러한 문제를 고려해야 한다. 이를 해결하기 위해 Box-Jenkins 기법에서 사용한 시계열의 차분 등 사전적 여과를 통해 안정성을 확보하게 되면 시계열에 포함된 정보가 손실될 우려가 있다. 공적분 이론은 이러한 시계열의 손실 없이 변수들간에 장기적 관계의 존재 여부를 검정 가능하게 하는 이론인데, 이때 단위근(unit root) 검정방법이 이용된다. 불안정 시계열  $X$ ,  $Y$ 가 공적분 되었다면 오차는 크지 않고 균형관계가 존재한다는 것이다. 따라서 외부충격에 의한 균형이탈은 크지 않고 균형으로 복귀하려는 힘이 존재한다는 것이다. 결국 공적분이란 불안정한 변수들의 선형결합이 안정적인 상태라는 것이다.<sup>2)</sup> 공적분 존재여부는  $Y$ 를  $X$ 에 대하여 회귀분석한 후 잔차항에 대해서 단위근 검정을 한다. 이 검정에서 단위근 검정이 기각되면  $X$ ,  $Y$ 는 공적분 관계라고 한다.

Johansen 공적분 검정은 Johansen(1988, 1991)<sup>3)</sup>과 Johansen and Juselius (1990, 1992, 1994)<sup>4)</sup>에 의해 제시된 것으로 공적분 관계의 수와 모형의 파라미터들을 최우추정방법(MLE)으로 추정하고 검정하는 것이다. 즉, 가능한 모든 공적분식을 추정하고 그 중에서도 유의한 공적분식을 추출하고, 모든 변수를 내생변수로 취급하기 때문에 종속변수를 선택적으로 결정할 필요가 없는 장점이 있다. 또한 Engel and Granger(1987)의 2단계 공적분 검정에서 종속변수에 어떠한 변수를 놓느냐에 따른 상반된 결과를 제시할 가능성이 높은 문제점을 보완할 수 있으며, 일반적인 Monte Carlo연구에 의하면 Engle and Granger검정보다 Johansen 검정에 의한 추정결과와 신뢰성이 높은 것으로 밝혀져 있다.

Johansen의 공적분 검정은 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다. 즉, ADF검정에서  $AR(1)$ 과정인 단일시계열  $X_t$ 를  $X_t = \alpha X_{t-1} + \epsilon_t$ 로 만일  $\alpha = 1$ 이면  $X_t$ 는 단위근을 갖는 것과 유사하게  $n$ 개의 다중시계열벡터  $X_t$ 가 VAR(1)일 때 이를 다음과 같이 표현할 수 있다.

<sup>2)</sup>  $X$ ,  $Y$ 가 단위근을 가지면  $X$ ,  $Y$ 는 각각 1차 적분이며  $I(1)$ 선형관계  $Y_t = \beta X_t + I(0)$ 이 된다면  $X$ ,  $Y$ 가 서로 공적분 되었다고 한다.

<sup>3)</sup> Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 1991, pp.1551-1580.

<sup>4)</sup> Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, pp.169-210.

(8)

식 (8)에서  $\lambda$ 의 위수(Rank)가 0이면(즉,  $\lambda$ 가 모두 영으로 구성되어 있다면)  $\lambda$ 의 모든 구성계열들은 적분과정이 된다. 또한  $\lambda$ 의 위수가 n이면  $\lambda$ 의 모든 구성계열들은 안정적 과정이 된다. 이때  $\lambda$ 의 위수가  $r(0 < r < n)$ 이면  $r$ 개의  $\lambda$ 의 선형결합이 안정적 과정, 즉  $r$ 개의 공적분 관계를 갖게 된다. Johansen 검정에서 귀무가설은 ‘공적분 관계의 수가  $r$ 개보다 작거나 같다’는 것이며, 우도비(Likelihood Ratio : LR)검정통계량으로 귀무가설의 기각 또는 채택 여부를 검정한다.

(9)

where,  $\lambda$  : 고유치(Eigenvalue)

T : 관측치 수

통계량이 유의수준 하에서 임계치보다 커지면 귀무가설을 기각하게 된다.

### 3. 벡터오차수정모형

분석하고자 하는 변수가 단위근을 가질 때 각각의 불안정적인 시계열을 차분을 통하여 안정적인 시계열로 만든 후 회귀분석하면 불안정 시계열을 사용할 때 발생하는 문제를 회피할 수 있다. 그러나 두 변수 사이에 공적분 관계가 있는 경우 차분 변수를 사용하면 두 변수 사이의 장기적인 관계에 대한 정보를 잃어버리게 된다. 이러한 경우 오차수정모형을 이용해 장기적 균형관계에 대한 정보와 단기적 움직임을 동시에 파악할 수 있다.

벡터오차수정모형의(Vector Error Correction Model: VECM)<sup>5)</sup> 기본적인 개념은 한 시점에서 볼 때 현재의 시점은 장기균형점으로 가는 과정의 일부이기 때문에 장기균형점으로부터의 이탈의 일부가 조정되어 현재 시점에 반영된다는 것이다. 따라서 설명변수와 종속변수의 단기적인 관계만 나타내는 1차 차분모형과는 다르게 장단기 균형을 분석할 수 있다.

벡터오차수정모형의 특징은 수준변수(level)와 차분변수를 동시에 회귀방정식 내에 포함하여 분석하는데 있다. 일반적으로 종속변수는 안정적인 1차 차분변수인데 불안정적 수준변수들은 장기균형관계를 결정하는 것으로 해석되며 단기적인 조정과정을 대표하기 위하여 차분변수들이 추가적으로 사용된다. 이때 오차수정모형에 수준변수가 포함되는 것은 공적분이 존재한다는 것을 전제로 하는데 이 경우 중요한 사실은 수준변수들이 개별적으로는 I(1) 즉, 1차 차분후 안정적이라도 이들의 선형결합은 I(0) 이므로 벡터오차수정모형에 사용되는 모든 변수가 I(0)의 성질을 가지게 된다는 것이다. 따라서 벡터오차수정모형이 시사하는 것은 수준변수들이 공적분 됨에도 불구하고 차분변수만을 이용하여 자기회귀 모형을 추정하게 되면 모형의 설정오류의 문제가 발생하며 반면에 수준변수만을 사용하게 되면 데이터가 시사하는 중요한 제약을 누락시키는 결과를 초래하게 된다는 것이다.

Engle and Granger(1987)는 이와 같은 오차수정모형의 안정성이 공적분의 개념을 이용한 Granger Representation Theorem에 의해 이론적으로 뒷받침됨을 증명한 바 있다. 공적분 관계에 있는 두 변수  $X_t$ ,  $Y_t$ 에 대한 벡터오차수정모형은  $\Delta X_t = \alpha(\beta' X_t - \gamma) + \epsilon_t$ 에서  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ 를 구하

<sup>5)</sup> Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica*, 55, 1987, 251-276.

고, 균형오차  $\alpha$  를 구한 후에 균형오차 및 두 변수의 과거값들을 포함한 모형을 추정한다.

(10)

위에서  $\alpha$  는 Y와 X간의 장기관계를 나타내는 계수이며  $\beta$  은 장기균형점에서 이탈했을 경우 장기균형점으로의 복귀속도(조정계수)를 나타내는 것으로  $\beta < 0$  일 때 변수 Y는 균형점에 안정적으로 접근하려는 형태를 나타낸다. 오차수정모형은 균형오차를 나타내는  $\alpha$  를 통해 수준변수 ( $I(1)$ )와 차분변수 ( $I(0)$ ,  $I(-1)$ )를 동시에 하나의 모형에 포함하고 있어, 수준변수가 갖고 있는 장기적인 균형관계에 대한 정보를 잃지 않으면서 동시에 적분계열의 불안정성에 의해 야기되는 분석상의 문제점을 해결할 수 있다는 장점이 있다.

### 제2절 분석결과

FX Swap Rate 및 한미간의 금리차에 대해서 시계열의 안정성 여부 및 인과관계를 기준으로 금리평형의 성립여부를 위한 검정을 실시하였다. 동시에 장단기균형여부를 위한 검정으로 공적분 검정 및 외부 충격에 대한 오차항의 수정 강도를 측정하기 위해서 벡터오차수정모형을 이용하여 분석하였다.

#### 1. FX Swap Rate ADF 단위근 검정<sup>6)</sup>

외환시장의 Swap Rate 시계열 데이터의 경우는 ADF수준 하에서 t-통계값이 5%신뢰구간의 임계치인 |2.86|보다 작게 추정됨에 따라 단위근이 존재한다는 귀무가설을 채택하고 있어 불안정한 시계열 자료로 분석되었다.

#### <표 3> FX Swap Rate ADF 단위근 검정

$$\Delta FXSR_t = \alpha_0 + \beta_1 FXSR_{t-1} + \beta_2 \Delta FXSR_{t-1} + \beta_3 \Delta FXSR_{t-2} + \beta_4 \Delta FXSR_{t-3} + \beta_5 \Delta FXSR_{t-4} + \epsilon_t$$

구분	ADF-통계값	임계치(Critical Value)		
		1%	5%	10%
D(FXSR)	-0.683546	-3.4380	-2.8641	-2.5682

구분	계수	표준오차	t-통계값	Prob.
FXSR(-1)	-0.001211	0.001772	-0.683546	0.4944
D(FXSR(-1))	-0.343334	0.027041	-12.69671	0.0000
D(FXSR(-2))	-0.285782	0.028569	-10.00309	0.0000
D(FXSR(-3))	-0.072013	0.028446	-2.531515	0.0115
D(FXSR(-4))	0.062725	0.026974	2.325349	0.0202
C	-0.002534	0.002950	-0.859132	0.3904

6) 분석에 이용된 패키지는 EViews Ver 6.0

2. FX Swap Rate 1차 차분된 ADF 단위근 검정

<표 4>와 같이 1차 차분된 ADF수준의 경우 t-통계값이 5%신뢰구간의 임계치인 |2.86|보다 커서 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무 가설을 기각하고 있어 안정적인 시계열 자료로 분석되었다.

<표 4> FX Swap Rate 1차 차분된 ADF 단위근 검정

$$\Delta(\Delta FXSR_t) = \alpha_0 + \beta_1 \Delta FXSR_{t-1} + \beta_2 \Delta(\Delta FXSR_{t-1}) + \beta_3 \Delta(\Delta FXSR_{t-2}) + \beta_4 \Delta(\Delta FXSR_{t-3}) + \beta_5 \Delta(\Delta FXSR_{t-4}) + \epsilon_t$$

구분	ADF-통계값	임계치(Critical Value)		
		1%	5%	10%
D(D(FXSR))	-18.74220	-3.4380	-2.8641	-2.5682

구분	계수	표준오차	t-통계값	Prob.
D(FXSR(-1))	-1.645744	0.087809	-18.74222	0.0000
D(FXSR(-1),2)	-0.301520	0.077719	3.879647	0.0001
D(FXSR(-2),2)	0.014709	0.063200	0.232732	0.8160
D(FXSR(-3),2)	-0.059144	0.045290	-1.305889	0.1918
D(FXSR(-4),2)	0.002321	0.027054	0.085807	0.9316
C	-0.003400	0.002664	-1.276158	0.2021

3. 한미 금리차 ADF 단위근 검정

한미 금리차의 시계열 데이터는 ADF수준 하에서 t-통계값이 5%신뢰구간의 임계치인 |2.86|보다 작게 추정됨에 따라 단위근이 존재한다는 귀무가설을 채택하고 있어 불안정한 시계열 자료로 분석되었다.

<표 5> 한미 금리차 ADF 단위근 검정

$$\Delta KCRSUIRS_t = \alpha_0 + \beta_1 KCRSUIRS_{t-1} + \beta_2 \Delta KCRSUIRS_{t-1} + \beta_3 \Delta KCRSUIRS_{t-2} + \beta_4 \Delta KCRSUIRS_{t-3} + \beta_5 \Delta KCRSUIRS_{t-4} + \epsilon_t$$

구분	ADF-통계값	임계치(Critical Value)		
		1%	5%	10%
D(KCRSUIRS)	-0.568251	-3.4380	-2.8641	-2.5682

구분	계수	표준오차	t-통계값	Prob.
KCRSUIRS(-1)	-0.000610	0.001074	-0.568251	0.5700
D(KCRSUIRS(-1))	-0.079368	0.027033	-2.936026	0.0034
D(KCRSUIRS(-2))	-0.066498	0.027133	-2.450849	0.0144
D(KCRSUIRS(-3))	-0.018219	0.027089	-0.672582	0.5013
D(KCRSUIRS(-4))	0.055442	0.026978	2.055063	0.0401
C	-0.001991	0.001813	-1.098265	0.2723



4. 한미 금리차 1차 차분된 ADF 단위근 검정

<표 6>의 1차 차분된 ADF수준의 경우 t-통계값이 5%신뢰구간의 임계치인 |2.86|보다 커서 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무 가설을 기각하고 있어 안정적인 시계열 자료로 분석되었다.

<표 6> 한미 금리차 1차 차분된 ADF 단위근 검정

$$\Delta(\Delta KCRSUIRS_t) = \alpha_0 + \beta_1 \Delta KCRSUIRS_{t-1} + \beta_2 \Delta(\Delta KCRSUIRS_{t-1}) + \beta_3 \Delta(\Delta KCRSUIRS_{t-2}) + \beta_4 \Delta(\Delta KCRSUIRS_{t-3}) + \beta_5 \Delta(\Delta KCRSUIRS_{t-4}) + \epsilon_t$$

구분	ADF-통계값	임계치(Critical Value)		
		1%	5%	10%
D(D(KCRSUIRS))	-16.04757	-3.4380	-2.8641	-2.5682

구분	계수	표준오차	t-통계값	Prob.
D(KCRSUIRS(-1))	-1.071990	0.066801	-16.04757	0.0000
D(KCRSUIRS(-1),2)	-0.010279	0.059717	-0.172133	0.8634
D(KCRSUIRS(-2),2)	-0.075268	0.050611	-1.487192	0.01374
D(KCRSUIRS(-3),2)	-0.093819	0.039897	-2.351518	0.0188
D(KCRSUIRS(-4),2)	-0.033541	0.026994	-1.242529	0.2143
C	-0.002293	0.001639	-1.398751	0.1621

5. 그랜저 인과관계 분석

수준변수 및 차분변수에 대해서 5% 유의수준 하에서 유의확률 p(=0.0000<0.05)이므로 귀무가설이 기각된다. 따라서 한미간 금리차에 의해서 외환시장의 Swap Point가 결정되는 것으로 분석되었다.

<표 7> 그랜저 인과관계 분석

$$FXSR_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i KCRSUIRS_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j FXSR_{t-j} + \epsilon_{1t}$$

$$KCRSUIRS_t = \mu' + \sum_{i=1}^m \lambda_i KCRSUIRS_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j FXSR_{t-j} + \epsilon_{2t}$$

구분	귀무가설	F-통계값	Prob.
수준변수	(i-i*) ⇔ FXSR	124.522	0.00000
	FXSR ⇔ (i-i*)	0.72817	0.48298
1차 차분변수	(i-i*) ⇔ FXSR	57.6039	0.00000
	FXSR ⇔ (i-i*)	0.31121	0.73261
2차 차분변수	(i-i*) ⇔ FXSR	14.9328	0.00000
	FXSR ⇔ (i-i*)	1.63949	0.19446

6. 잔차항에 대한 ADF 단위근 검정 및 공적분 검정

인과관계 분석에 의거하여 잔차 시계열에 대해서 ADF의 안정성을 분석한 결과 t-통계값이 5% 신뢰구간의 임계치인 |2.86|보다 크게 추정됨에 따라 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각됨에 따라 안정적인 시계열 자료로 분석되었다.

<표 8> 잔차항 ADF 단위근 검정

$$\Delta Residual_t = \alpha_0 + \beta_1 Residual_{t-1} + \beta_2 \Delta residual_{t-1} + \beta_3 \Delta Residual_{t-2} + \beta_4 \Delta Residual_{t-3} + \beta_5 \Delta Residual_{t-4} + \epsilon_t$$

구분	ADF-통계값	임계치(Critical Value)		
		1%	5%	10%
D(Residual)	-8.635889	-3.4380	-2.8641	-2.5682
구분	계수	표준오차	t-통계값	Prob.
Residual(-1)	-0.236650	0.027403	-8.635889	0.0000
D(Residual(-1))	-0.326776	0.033670	-9.705229	0.0000
D(Residual(-2))	-0.340843	0.033269	-10.24506	0.0000
D(Residual(-3))	-0.136972	0.030774	-4.450911	0.0000
D(Residual(-4))	-0.004763	0.027067	-0.175963	0.8603
C	2.66E-05	0.002417	0.011005	0.9912

<표 9>의 분석 결과, 공적분 벡터의 개수가 없다는 귀무가설은 72.44601의 Likelihood Ratio값으로 5%, 1%의 임계치(Critical Value)보다 큼에 따라 기각되었다. 따라서 공적분이 있는 것으로 분석되었으며 공적분 벡터가 많아야 1개 존재한다는 귀무가설의 Likelihood Ratio값이 0.320552로 5%, 1%의 임계치(Critical Value)보다 작으므로 기각되지 못하였다. 따라서 FX Swap Rate와 한미간 금리차 간에는 1개의 공적분이 존재하는 것으로 분석되었다.

공적분이 존재한다는 것은 FX Swap Rate와 한미간의 금리차간에는 장기적인 균형관계가 성립된다는 것으로 해석할 수 있으며 오차수정모형에서 적용되는 오차 수정항을 위한 공적분 검정용 회귀방정식은  $FXSR_t = -0.010051 - 0.983249 KCRSUIRSt + \epsilon_t$ 로 장기관계의 계수는 0.9832로 추정되었다.

<표 9> 공적분 검정

고유치	Likelihood Ratio	임계치(Critical Value)		공적분개수
		5%	1%	
0.051248	72.44601	15.41	20.04	None**
0.000234	0.320552	3.76	6.65	At most 1

7. 벡터오차수정모형 분석

VECM 추정결과 종속변수가 D(FXSR)의 경우 오차수정계수는 영보다 작은 -0.264955로 추정됨에 따라 안정적인 균형점으로 접근하려는 형태를 보이고 있다. 즉, 변수가 장기적으로 확대되면 차기에 축소되는 방향으로 수정하고자 하는 힘이 작동되는 것으로 분석되었다. 동시에 설명변수 모두 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 한편, 종속변수가 D(KCRSUIRS)의 경우는 오차수정계수가 영에 근사함에 따라 수정강도가 상대적으로 약한 것으로 분석되었고 시차자기회귀의 계수는 5% 유의수준 하에서 통계적 유의성이 있는 것으로 검증되었다.

결론적으로는 D(FXSR) 추정식에 있어 전기의 실제치와 균형치간의 괴리중 약 0.26정도가 금기의 D(FXSR)변화에 수정 반영되는 것으로 분석되었다. D(KCRSUIRS)의 경우는 전기의 실제치와 균형치간의 괴리중 약 0.01정도가 금기의 D(KCRSUIRS)변화에 수정 반영되는 것으로 추정되었다.

<표 10> 벡터오차수정모형 분석

$$\Delta FXSR_{1t} = \alpha_0 + \beta_1(FXSR_{1t-1} - \alpha KCRSUIRS_{2t-1}) + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta FXSR_{1t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta KCRSUIRS_{2t-i} + \epsilon_{1t}$$

$$\Delta KCRSUIRS_{2t} = b_0 + \beta_2(FXSR_{1t-1} - \alpha KCRSUIRS_{2t-1}) + \sum_{i=1}^k b_{1i} \Delta FXSR_{1t-1} + \sum_{i=1}^k b_{2i} \Delta KCRSUIRS_{2t-i} + \epsilon_{2t}$$

설명변수	종속변수	
	D(FXSR)	D(KCRSUIRS)
오차수정항	-0.264955 (-10.0255)*	0.010481 (0.60034)
D(FXSR(-1))	-0.258769 (-8.63839)*	-0.008492 (-0.42915)
D(FXSR(-2))	-0.252562 (-9.33175)*	0.008129 (0.45464)
D(KCRSUIRS(-1))	0.170416 (3.63307)*	-0.072777 (-2.34862)**
D(KCRSUIRS(-2))	0.220462 (4.86990)*	-0.066062 (-2.20898)**
C	-0.002409 (-0.97183)	-0.002466 (-1.50611)
R-squared	0.255729	0.010946
Adj. R-squared	0.253007	0.007329

주) \*는 1% 유의수준, \*\*는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

## IV. 요약 및 결론

본고는 금리평형이론을 설명하기 위해서 한미간 금리차가 외환시장의 Swap Point를 어느 정도 설명하고 있는지를 검증하는데 초점을 맞추고 있다. 특히 한미간의 적용금리에 있어 Swap Point를 가장 잘 반영하는 금리수준을 찾아 분석하였다. 즉, 한국금리의 경우는 통화스왑 레이트(Won/Dollar CRS)와 미국금리의 경우는 금리스왑 레이트(U.S. IRS)를 각각 적용하여 분석하였다. 분석에 앞서 일별 시계열자료인 관계로 추정계수의 안정성 여부를 단위근 검정과 인과성 검정, 공적분 검정을 분석한 후 벡터오차수정모형을 이용하여 장단기 균형여부도 분석하였다.

외환시장의 Swap Point와 한미간의 금리차에 대한 시계열 데이터의 경우 단위근이 존재한다는 귀무가설을 채택하고 있어 불안정한 시계열 자료로 분석되었다. 한편 인과관계 분석을 위해서 그랜저 인과관계는 수준변수 및 모든 차분변수에 대해서 5% 유의수준 하에서 귀무가설이 기각됨에 따라 한미간 금리차가 FX Swap Point를 결정하는 것으로 분석되었다.

그랜저 인과관계 분석결과를 기준으로 잔차항에 대한 회귀분석을 통해서 공적분 검정을 분석한 결과, 공적분 벡터가 적어도 1개 이상 존재한다는 귀무가설이 기각되지 못하였다. 따라서 FX Swap Rate와 한미간 금리차 간에는 1개의 공적분이 존재하는 것으로 검증되었다. 벡터오차수정모형(오차수정계수, 시차자기회귀 및 시차분포모형)의 경우 한미간의 금리차가 외환시장의 Swap Point를 결정짓는 회귀모형을 기준으로 오차수정계수의 부호는 음으로 추정되었다. 결국 각각의 변수가 장기수준보다 커지면(작아지면) 차기에는 작아지는(커지는) 방향으로 수정되면서 균형으로 수렴하는 양상을 나타냈다.

본고의 분석결과를 요약하면 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 한미간의 금리차와 외환시장의 Swap Rate는 각각 모두 단위근이 존재하는 불안정한 시계열 자료이다. 둘째, 두 변수간의 인과관계 분석에 있어서 한미간의 금리 차는 외환시장의 FX Swap Rate를 결정한다는 금리평형이론이 성립하였다. 셋째 잔차항을 이용한 공적분 검정에 있어서는 공적분이 존재하는 것으로 분석됨에 따라 장기적인 균형관계가 성립하였다. 넷째, 장기균형관계 성립으로 벡터오차수정모형을 추정하여 충격에 대한 오차수정계수를 추정한 결과 균형이탈시 충격을 흡수하려는 움직임을 보였다. 결국 한미간 금리차에 의한 외환시장의 Swap Rate가 빠르게 반응하면서 균형점의 수렴화 움직임을 존재하는 것으로 분석되었다. 따라서 한미간 정책금리의 차이는 외환시장의 Swap Point를 결정짓는 주요변수인 만큼 이자율 기간구조별로 시장금리를 정비할 필요가 있다.

## 참 고 문 헌

- 강석규, “한국외환시장의 효율성에 관한 연구” 「선물연구」, 14, 2, 2006, 79-103.
- 김철중, 정치화, “원/달러 선물환시장의 위험프리미엄에 관한 연구” 「채무연구」, 15, 1988, 51-76.
- 송기일, “금리를 통한 환율방어의 실효성에 대한 연구”, 호서대학교 대학원 석사학위 논문, 2004.
- 김계진, “환율, 금리, 주가의 상호관련성에 관한 실증분석”, 부산대학교 대학원 석사학위 논문, 2000.
- 김성열, “환율, 주가지수, 금리의 상호관련성에 대한 실증연구”, 서울대학교 대학원 석사학위 논문, 1998.
- 이혁상, “오차수정모형을 이용한 현물환율과 선물환율의 관계에 대한 실증 연구”, 부산대학교 대학원 석사학위 논문, 1998.
- 최동준, “스왑금융을 이용한 위험관리 방안에 관한 연구 : 스왑금융의 활용사례와 활성화 방안 중심으로”, 한양대학교 금융대학원 석사학위 논문, 1998.
- 조신애, “외환시장의 리스크 프리미엄에 관한 실증분석”, 서강대학교 대학원 경제학 석사학위 논문, 2005.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, 427-431
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 1987, 251-276.
- Frenkel and Revich, "Covered Interest Arbitrage : Unexploited Profits?" *Journal of Political Economy*, April 1975.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" *Biometrika*, 75, 1988, 335-346.
- Bansal R, "An Exploration of the Forward Premium Puzzle in Currency Markets" *Review of Financial Studies*, 10, 1997, 369-403.
- Hodrick R. J. , "Risk, Uncertainty, and Exchange Rates" *Journal of Monetary Economics*, 23, 1989, 433-459.
- Banhart, S. W. and Szakmary, A. C. , "Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis: Evidence on Unit Roots, Cointegration, and Stochastic Coefficients", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993.
- Chowdhury A. R. , "Futures Market Efficiency: Evidence from Cointegration Tests" *The Journal of Futures Markets*, 11, 5, 1991.
- Cornell, B. , "Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 5, 1977.

- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1981.
- Giddy I. H. , "An Integrated Theory of Exchange Rate Equilibrium", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1976.
- Johansen, S. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, 1991.
- Lai K. S. and M. Lai, "A Cointegration Test for Market Efficiency", *The Journal of Futures Markets*, 11, 1991.
- Papell, David H. , "Cointegration and Exchange Rate Dynamics", *Journal of International Money and Finance*, 16, 1997.

# A Empirical Test of Interest Rate Parity between Korea CRS Rate and U.S. IRS Rate

- Using the Vector Error Correction Model -

Tae Sun Kim  
Sung Yoon Chung

— <Abstract> —

This report is focused on proving the long-term equilibrium between FX Swap Rate and the difference of Korean-U.S. interest rates by empirical methods in executing interest-rate arbitrage transaction, based on the hypothesis of interest-rate parity. Recently, in Korean financial markets, the BOK's restriction to the short-term foreign-currency loaning and investing in Korean markets, performed by foreign banks, the subprime mortgage shock in United States and then the 50-basis-point cut-down of FFR, have been issued out. And the likelihood of decoupling in monetary policies among main countries including Korea and United States increases steadily, which leads to the concerns about interest-rate arbitrage simultaneously.

The most important thing, in executing interest-rate arbitrage, is to value the equilibrium FX Swap Rate correctly, inherent in the difference between Korean and U.S. interest rates. As the amount of the profits from interest-rate arbitrage is determined by if the difference covers FX Swap Rate, which is FX risk premium, or not. It is time to clarify the standard interest rate to value the FX Swap Point so that this report tries to discover the equilibrium between Fixed Income and FX markets. So this report presents the Won/Dollar CRS Rate and the U.S. IRS Rate as the criterion from the identity between FX Swap Transaction and CRS, and eventually verifies the formula,  $[FX\ Swap\ Rate = Won/Dollar\ CRS - U.S.\ IRS]$ , has the long-term equilibrium.

As the empirical methods, the ADF Unit-Root model is applied to get stable time-series data. To investigate if the interest-rate parity is effective or not, the Granger Causality Test is performed. As a result of the Cointegration Test, there exists cointegration between those factors, that is to say, the long-term equilibrium between those factors is proved. Through the VECM, the regressive movement to absorb the shock has been found when a breakaway from the equilibrium point happens. Conclusively, It has been analyzed that the convergence phase of FX Swap Rate reflecting to the gap between Korean and U.S. interest rates exists.