

## 초과포지션과 스프레드\*

김희호  
경북대학교 경제통상학부  
(kimhth@knu.ac.kr)  
김석진  
경북대학교 경영학부  
(sckim@knu.ac.kr)

이 연구는 원하지 않는 초과포지션이 스프레드에 미치는 효과에 대해 이론적, 실증적 모형을 제시한다. 기존연구와 다르게 딜러는 위험을 기피하며 외환중개거래가 지속적으로 발생한다고 가정한다. 거래의 지속성 가정으로 스프레드는 거래시간간격의 불확실성보다는 외환이 완전하게 중개되지 못함으로서 발생하는 초과포지션의 불확실성을 반영하게 된다. 이 경우 불확실성과 스프레드의 관계가 시간차원(time dimension)에서 거래량차원(volume dimension)으로 변환하게 된다. 이 연구에서 가장 특징적인 점은 스프레드 결정에서 불확실성이 가격변동성보다는 초과포지션의 변동성에서 발생한다는 점이다. 이 연구에서 원하지 않는 초과포지션이 증가할수록 딜러는 원하지 않는 포트폴리오를 보유하게 되고 그로 인해 예상효용이 감소한다. 스프레드는 초과포지션의 변동위험에 대해 딜러의 예상효용감소분을 보상하게 된다. 2004. 1월2일~2004. 6월29일까지 원/달러시장의 일별자료를 사용하여 GARCH(1,1)모형의 Maximum Likelihood 추정결과를 이 연구의 가설을 강하게 지지하고 있다.

주제어: 초과포지션, 위험기피, 예상효용, 스프레드

### 1. 서론

외환시장에서 스프레드(spread)는 특정통화의 거래에서 적용되는 매도(ask)와 매입(bid) 환율의 차이를 나타낸다. 스프레드는 외환거래에서 필요한 거래비용과 환 위험의 크기를 나타내며 시장의 최소 호가단위가 되기도 한다. 따라서 스프레드의 변화는 외환시장의 효율성이나 적정 환율을 결정하는 중요한 신호로 해석될 수도 있다. 하지만 스프레드가 외환시장에서 갖는 중요성에 비해 그에 대한 연구는 국제금융분야에서 거의 이루어지고 있지 않다. 외환시장에 대한 기존연구는 스프레드를 거래비용의 일종으로 간주하여 분석에서 제외하거나 시

장에서 실무적으로 결정되는 것으로 생각하고 있다.<sup>1)</sup>

기존연구에서 스프레드는 일반적으로 거래비용(order processing cost), 재고보유비용(inventory holding cost)과 역정보비용(adverse information cost)에 의해 결정된다. 거래비용은 외환의 매도와 매입주문을 처리하는데 따르는 사무, 운용비용과 중개료 등을 포함하는 비용이며 고정비용이다. 재고보유비용은 외환중개거래에서 발생한 외환 포지션(position)이 즉시 반대매매 되지 않고 일정기간 동안 보유됨으로써 발생하는 가격변동위험을 반영한다. 한편, 외환중개거래에서 딜러는 일반적으로 알려진 공공정보(public information)를 가지고 있다. 그러나 시장에서 내부정보를 보유하고 있는

논문접수일: 2005. 5                    게재확정일: 2005. 11

\* 본 논문의 부족한 부분에 대해 여러 가지 유익한 논평을 주신 익명의 두 분 심사자들에게 깊은 감사드립니다.

1) 외환시장에서 환율의 변동성과 스프레드의 관계에 대한 연구는 Bollerslev · Melvin(1994), Melvin · Tan(1996)와 Wei(1994) 참조.

거래자(informed trader)는 우월한 정보를 가지고 달러와 거래를 할 수 있다. 역정보비용은 이러한 정보의 비대칭성으로 달러가 자기보다 우월한 정보를 가지고 있는 다른 거래자와의 거래에서 손실을 보게 될 수 있는 비용을 감안한 것이며, 정보 비대칭성(information asymmetry)과 역선택(adverse selection)으로 인해 발생하는 비용이다.<sup>2)</sup>

스프레드의 재고보유비용은 Demsetz(1968)의 선구적 연구이후 Ho · Stoll(1981), Stoll(1978), Bollen · Smith · Whaley(2004) 등에 의해 연구되었다. 이들 연구는 재고보유에 따르는 위험을 가격(환율)변동성으로 나타내고 있으며 스프레드는 이러한 가격변동위험을 반영하고 있다. 가격변동성이 증가할수록 거래가 완료될 때까지 반대매매가 되지 못한 포지션의 가치변동과 손실가능성이 증가하는데 달러는 이러한 손실위험을 스프레드에 반영하게 된다. Demsetz(1968)에 의하면 재고보유비용은 “거래의 즉시성(immediacy)”에 대한 값이다. 달러는 매도자의 매도주문을 받아서 매입자에게 그 포지션을 파는데 매입자가 즉시 나타나지 않으면 달러 자신이 매도주문에 응하여 외환을 매입하고 나중에 매입자에게 되파는 거래를 하게 된다. 따라서 재고보유비용은 외환거래에서 달러가 매도와 매

입자에게 거래의 즉시성을 보장함으로써 받게 되는 비용이기도 하다. 거래의 즉시성은 외환중개거래가 완료되는 최소한의 시간간격(time interval)에 따라 다르게 나타나는 데 외환중개거래의 시간간격이 즉각적일수록 스프레드는 감소하고 거래의 시간간격이 클수록 스프레드는 증가하게 된다. 이는 중개거래의 시간간격이 증가할수록 가격변동성은 증가하며 재고보유비용이 증가하기 때문이다. 재고보유비용은 거래시간의 간격이나 거래빈도에 따라 다르며 거래시간의 간격이 불확실하듯이 스프레드도 불확정적(stochastic)으로 나타난다.

재고보유비용에 대한 기존이론은 기본적으로 두 가지 가정을 내포하고 있다. 첫째는 달러가 위험 중립적이며, 둘째는 외환중개거래가 완전하게 반대매매 되기까지 일정한 시간간격이 필요하다는 것이다. 하지만 현재 외환시장에서 인터넷과 정보기술의 발달로 인해 거래의 즉시성이 보장되면서 외환중개거래가 시간간격 없이 지속적으로 이루어지고 있다. 이 경우에 외환중개거래에 따르는 일시적인 재고보유가 사라지게 되며 스프레드는 전통적인 개념의 재고보유비용을 반영하지 않게 된다.

이 연구는 외환거래의 즉시성을 고려하여 기존연구와 다르게 위험을 기피하는 달러를 가정하고 있으며 거래가 지속적으로 발생한다고 가정한다.<sup>3)4)</sup>

- 2) 역정보비용은 옵션모형과 거래지수모형, 분산모형 등으로 연구되고 있다. 옵션모형은 Copeland · Galai(1983), Wei(1994), Bollen · Smith · Whaley(2004), Bollerslev · Melvin(1994), Wei(1994)에 의해 연구되었으며 내부정보를 가진 거래자와 거래에서 발생하는 달러의 예상손실이 마치 콜과 풋 옵션을 동시에 매도할 때 발생하는 손실과 유사하게 나타난다. 달러의 예상손실과 그 손실을 반영하는 스프레드는 콜과 풋 옵션의 가격변동성과 만기까지 잔여기간에 의해 결정된다. 거래지수모형(trade indicator model)은 Huang · Stoll(1997), Glosten · Harris(1988), Madhavan · Smith(1993)에 의해 연구되었으며 매매거래 자체가 가격정보를 가지고 있으며 스프레드에 영향을 미치고 있다는 것을 보여준다. 매입과 매도의 정보를 나타내는 거래지수(trade indicator)를 사용하여 매입자에 의한 거래는 +1, 매도자에 의한 거래는 -1, 거래 중개자에 의한 거래는 0의 값을 가진다. 따라서 누적 거래더미변수가 0 보다 크면 매입추세를 나타내며 역정보거래(adverse information trade)에서 가격정보를 반영하게 된다. Roll(1984), George · Kaul · Nimalendran(1991)과 Stoll(1989)에 의해 연구된 공분산모형(covariance model of transaction prices)은 거래가격의 시계열적 공분산이 스프레드에 미치는 효과를 분석하고 있다. 가격변동은 매입(매도)거래를 할 확률과 반대매매를 하는 확률의 연속적인 사건을 반영하기 때문에 가격변동의 시계열 공분산을 통해 매매확률과 스프레드의 크기가 결정된다.
- 3) 위험 기피적인 달러의 스프레드 결정에 대한 연구는 Ho · Stoll(1981)과 Stoll(1978) 참조
- 4) 거래가 지속적으로 발생하는 경우 거래시간의 간격이 스프레드에 미치는 효과에 대해 Bollen, et al(2004) 참조.

거래시간의 지속성 가정으로 스프레드 결정에서 외환중개거래가 완전히 이루어지는 거래시간간격의 불확실성(또는 가격변동성)보다는 외환거래가 완전하게 중개되지 못함으로써 발생하는 초과포지션의 불확실성이 중요하게 된다. 스프레드 결정에서 시간간격의 불확실성보다는 초과포지션의 불확실성이 중요한 경우 위험과 스프레드의 관계가 시간차원(time dimension)에서 거래량차원(volume dimension)으로 전환된다.

이 연구는 거래가 지속적으로 이루어지는 외환시장에서 원하지 않는 초과포지션이 발생하는 경우 초과포지션의 불확실성과 스프레드의 관계를 분석하고 있다. 특히, 이 연구는 국제금융분야에서 소외되었던 외환 스프레드의 결정에 이론적, 실증적인 모형을 개발하여 시장효율성과 균형 환율의 연구에 기여하는데 그 의의를 갖는다. 이 연구에서 원하지 않는 초과포지션이 증가할수록 달러는 원하지 않는 포트폴리오를 보유하게 되고 그로 인해 위험이 증가하게 되며 달러의 예상효용이 감소한다. 스프레드는 초과포지션의 변동위험에 대해 달러의 예상효용감소분을 보상하게 된다.

가격변동성보다는 거래량변동이 스프레드에 미치는 효과는 Wei(1994), Glassman(1987), Lyons(1995), Bessembinder(1994), Hartmann(1999), Bollen, *et al*(2004) 등에 의해 연구되었다. Glassman(1987), Bollen, *et al*(2004)과 Wei(1994)는 거래량의 증가가 재고보유비용과 스프레드를 증가시키고 있다는 것을 보여주고 있다. Bessembinder(1994)와 Hartmann(1999)은 거래량을 예측된 거래량과 예측되지 못한 거래량으로 구분하여 스프레드를 분석하고 있다. 예측된 거래량은 거래규모의 경제(economy of scale)에 따라 거래비용과 스프레드를 감소시키지만 예측하지 못한 거래량은

재고보유비용과 스프레드를 증가시키고 있다는 것을 보여주고 있다. Lyons(1995)는 달러의 가격결정에서 거래량뿐 아니라 원하지 않는 거래량이 중요하다라는 것을 보여주고 있으나 실제 분석에서는 원하지 않는 거래량을 일정하다고 가정하고 있다. 이들 연구는 스프레드 결정에서 거래량의 중요성을 강조하고 있지만 다른 연구와 같이 스프레드가 기본적으로 재고보유비용을 반영하고 있다는 전제를 가지고 있다.

이 연구의 II장에서 불확정적인 초과포지션이 스프레드에 미치는 효과를 분석하기 위해 이론적 모형을 개발한다. III장에서는 불확실한 초과포지션의 확률분포와 성격에 따라 스프레드가 어떻게 변화하는지를 simulation을 통해 구체적으로 살펴본다. IV장은 이론적으로 도출된 스프레드를 실증적으로 검증하여 본다. 마지막 장에서는 요약과 결론이 제시된다.

## II. 초과포지션과 스프레드 결정모형

원하지 않는 초과포지션의 불확실성이 스프레드에 미치는 효과를 이론적으로 분석하기 위해 외환시장은 중개서비스와 정보, 가격의 차별화가 가능한 독점적 경쟁시장이며 달러는 위험 기피적이며 일정한 시장독점력을 가지고 있는 시장선도자(market maker)이라고 하자. 한 단위 외환이 완전하게 사고 팔리는 중개거래에 필요한 시간간격이 일정하게 주어진 것이 아니라 지속적으로 발생한다고 가정한다. 이 경우 달러는 주문받은 외환포지션을 완전하게 반대매매를 통해 중개하지 못함으로써 원하지 않게 초과포지션을 지속적으로 보유하게 된

다. 그 결과 외환중개거래로 달러는 원하지 않는 초과포지션을 보유하게 됨으로써 자신의 예상효용을 극대화시키는 최적포트폴리오에서 벗어나게 되는 위험이 있다. 달러의 예상효용은 최적 포트폴리오를 보유할 때의 예상효용보다 감소하게 된다. 스프레드는 원하지 않는 포지션의 보유로 인해 달러가 보상받아야 하는 예상효용감소분을 포함한다. 이러한 예상효용감소분은 원하지 않는 초과포지션의 발생확률과 초과포지션에 대한 달러의 위험기피 정도에 따라 결정된다.

외환중개거래로 인해 원하지 않는 초과포지션에 대한 예상효용의 감소분을 구하기 위해 Stoll(1978)의 모형을 확장시켰다. 하지만 Stoll과 다르게 이 연구는 원하지 않는 포지션이 지속적으로 발생하는 다기간 모형을 가정하고 있으며 재고보유비용이 외환거래전체에 적용되는 것이 아니라 원하지 않는 초과포지션에 대해서만 국한되어 나타난다. 기존연구와 이 연구모형이 가장 크게 차별되는 점은 거래 시간간격(time interval of transaction)의 지속성에 있다. 기존연구에서 스프레드는 재고보유에 따르는 환율변동위험과 거래시간간격의 불확실성을 반영한다. 하지만 이 연구에서 달러는 고객으로부터 외환을 매입(매도)한 후에 그 즉시(시간간격이 없이) 반대매매를 통해 그 포지션을 매도(매입)하게 된다. 이때 달러의 위험은 일정한 거래시간간격 동안에 발생하는 환율변동위험이나 시간간격의 불확실성보다는 거래에서 지속적으로 발생하는 매입과 매도주문의 불일치성, 즉 초과포지션의 불확실성에 달려있다. 이 경우 스프레드는 환율변동과 시간간격의 불확실성보다는 초과포지션의 변동성에 의해 결정된다.

위험을 기피하는 달러는 외환중개거래에서 스프레드를 통해 자신의 포트폴리오 가치와 예상효용을

극대화시키려고 한다. 초기에 달러의 포트폴리오는 예상효용을 극대화 시키는 자산으로 구성되어 있다고 가정한다. 외환중개거래를 한 후에 달러의 새로운 포트폴리오 자산가치는 초기 포트폴리오 자산가치와 외환중개거래에서 얻게 되는 스프레드 이익에서 중개거래비용과 원하지 않는 초과포지션으로 인한 예상손실위험을 빼준 값이다.

$$W = W_0 + S q - \mu q - q k \tilde{e} \quad (1)$$

여기에서  $W_0$ 와  $W$ 는 국내통화 표시로 나타낸 초기 자산과 외환중개거래 이후 달러의 포트폴리오 자산가치이다.  $S$ 는 스프레드( $S = \tilde{e}_a - \tilde{e}_b$ )이며 매도호가(ask price:  $\tilde{e}_a$ )와 매입호가(bid price:  $\tilde{e}_b$ )의 차이이다.  $\mu$ 와  $q$ 는 거래비용과 거래량이며  $k$ 와  $\tilde{e}$ 는 초과포지션 발생비율과 미국달러 당 국내통화의 환율이다. tilde “~”는 변수가 불확정적(stochastic)이라는 것을 나타낸다. 외환중개거래에서 실제 거래량( $q$ )은 매입 또는 매도주문에서 작은 쪽의 거래량에 따라 결정된다. 즉,  $q = \text{Min}[q_a, q_b]$ 이며 매 시간별로 매도량( $q_a$ )와 매입량( $q_b$ )이 서로 다른 것이 일반적이다.  $k$ 은 주어진 거래량에서 매도량( $q_a$ )와 매입량( $q_b$ )이 서로 다를 때 발생하는 매도초과포지션 비율이며( $k = \frac{q_a - q_b}{q} > 0$ ), 반대로  $-k (< 0)$ 은 매입초과포지션이다. 거래가 지속적으로 이루어지는 시장에서  $q k \tilde{e}$ 는 원하지 않는 초과포지션으로 인해 발생하는 예상손실위험이다.  $k = 0$ 이라면 매도와 매입량이 정확하게 일치하며 원하지 않는 초과포지션이 존재하지 않는다. 이 경우 원하지 않는 초과포지션으로 발생하는 예상손실위험이 없게 된다.

초과포지션으로 인한 손실위험을 헤지(hedge)하기 위해 선물과 옵션계약을 할 수 있으나 지속적으로 발생하는 불확정적인 초과포지션에 대해 지속적

으로 선물과 옵션계약을 하는 데는 많은 금융비용이 소모되며 실질적으로 완전한 헤지가 불가능하다. 따라서 외환중개거래에서 원하지 않는 초과포지션은 지속적으로 손실위험에 노출될 수밖에 없다.  $k$ 는 외환중개거래에서 불확정적으로 발생하는 랜덤변수(random variable)이며 외환시장이 효율적인 경우 평균적으로 제로(0)이다.  $k$ 의 정확한 평균값과 확률분포는 달러의 위험기피정도나 시장조건에 따라 다르게 결정된다. 이 연구의 후반부에 다시 분석하겠지만  $k$ 는 지속적인 랜덤 변수(continuous random variable)일 수 있고 베르누이 변수(Bernoulli variable), 또는 다른 성격을 가진 변수일 수도 있다.

스프레드 결정에서 가격변동성대신에 초과포지션의 변동성을 강조하기 위해 식(1)을 환율( $\bar{e}$ )=1으로 정상화시켰다.(normalization). 이 경우 식(1)의 모든 변수는 국내통화표시에서 미국달러표시로 전환된다.

$$\bar{w} = w_0 + \bar{s} q - q \bar{k} \quad (1)'$$

$w_0$ 와  $\bar{w}$ 는 미국달러화로 표시된 초기 자산과 중개거래 이후 포트폴리오 자산가치이며 초기자산( $w_0$ )은 일정하다고 가정한다. 식(1)'에서  $\bar{s}$ 는 상대적 순 스프레드(relative net spread)이며

$$\bar{s} = \frac{\bar{S} - \mu}{\bar{e}} = \frac{\bar{e}_a - \bar{e}_b - \mu}{\bar{e}} \text{ 이다. 다가간에 걸친}$$

예상효용을 극대화시키는 Euler 방정식에서 달러는 초기 포트폴리오 자산가치에서 얻을 수 있는 최적 예상효용과 외환거래중개 이후 예상효용이 같아질 때까지 추가적인 스프레드를 요구하게 된다. 즉, 스프레드는 원하지 않는 초과포지션으로 인해

발생하는 위험에 대한 보상의 크기와 같다. 달러는 위험기피적(risk averse)이며 효용함수는 Von-Neumann 효용함수의 성격을 갖는다고 가정하자.

$$EU(w_0) = EU(\bar{w}) \quad (2)$$

여기에서  $EU(w)$ 는 자산( $w$ )을 소비하여 얻을 수 있는 예상효용을 나타낸다. 달러는 위험 기피적(risk averse)이라고 가정하면  $U' > 0$ ,  $U'' < 0$ 이다. 식(2)의 양변을 Taylor의 확장과정(expansion)으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} E[U(\bar{w}_0) + U'(\bar{w}_0)(w_0 - \bar{w}_0) + \frac{1}{2} U''(\bar{w}_0)(w_0 - \bar{w}_0)^2] \\ = E[U(\bar{w}) + U'(\bar{w})(w - \bar{w}) + \frac{1}{2} U''(\bar{w})(w - \bar{w})^2] \end{aligned} \quad (3)$$

식(3)에서 의미가 분명할 때 변수위의 tilde “~”를 생략하였다.  $w_0 = \bar{w}_0$ 와  $E(w) = \bar{w}$ 의 성질을 이용하여 식(3)을 다시 정리하면 식(4)과 같다.

$$U(\bar{w}_0) = U(\bar{w}) + \frac{1}{2} U''(\bar{w})E(w - \bar{w})^2 \quad (4)$$

식(4)을 양변에  $U'$ 으로 나누어 준 다음에 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{U(\bar{w}) - U(\bar{w}_0)}{U'(\bar{w})} = -\frac{1}{2} \frac{U''(\bar{w})}{U'(\bar{w})} E(w - \bar{w})^2 \quad (4)'$$

외환중개거래로 인해 달러의 포트폴리오 자산의 규모가 상당히 크게 변화하지 않는다면 일정한 범위(local range)에서 포트폴리오 자산가치의 변화에 대해 대수의 기본원리(principle of calculus)

를 적용할 수 있다.

$$U'(\bar{w}_0) = U'(\bar{w}), \quad \frac{U(\bar{w}) - U(\bar{w}_0)}{U'(\bar{w})} = \bar{w} - \bar{w}_0 \quad (5)$$

식(5)을 식(4)'에 대입하면 외환중개거래로 인해 발생하는 달러의 평균자산가치 변화는 다음과 같다.

$$\bar{w} - \bar{w}_0 = -\frac{1}{2} \frac{u''(\bar{w})}{u'(\bar{w})} E(w - \bar{w})^2 \quad (6)$$

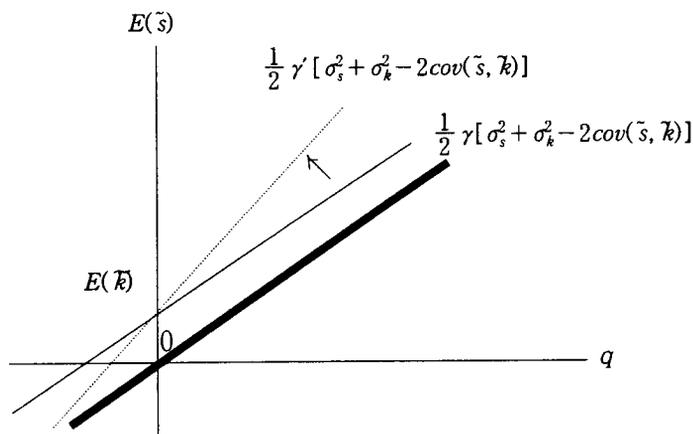
식(6)을 식(1)에 대입하여 상대적 순 스프레드를 구하면 다음과 같다.<sup>5)</sup> 달러의 절대적 위험기피정도 (absolute risk aversion)의 정의( $\gamma = -\frac{U''(W)}{U'(W)}$ )와 식(1)에서 포트폴리오의 분산( $E(w - \bar{w})^2 = q^2(\sigma_s^2 + \sigma_k^2 - 2cov(\bar{s}, \bar{k}))$ )을 이용하면 예상 순 스프레드( $E(\bar{s})$ )는 다음과 같다.

$$E(\bar{s}) = \frac{1}{2} \gamma q [\sigma_s^2 + \sigma_k^2 - 2cov(\bar{s}, \bar{k})] + E(\bar{k}) \quad (7)$$

여기에서  $\sigma_s^2$ ,  $\sigma_k^2$ 와  $cov(\bar{s}, \bar{k})$ 는 스프레드변동성, 초과포지션의 변동성과 스프레드와 초과포지션의 공분산이다.

예상 순 스프레드는 원하지 않는 초과포지션으로 인해 발생하는 위험비용이며 달러의 위험기피정도( $\gamma$ ), 거래량( $q$ ), 초과포지션의 변동성( $\sigma_k^2$ )과 예상 초과포지션( $E(\bar{k})$ )에 의해 결정된다. 만약 초과포지션이 시장에서 평균적으로 제로( $E(\bar{k})=0$ )이라면 예상 스프레드는 거래량과 초과포지션의 변동성에 의해서만 결정되나, 시장이 극단적이어서  $E(\bar{k}) \neq 0$ 인 경우 스프레드는 예상 초과포지션의 부호와 크기를 그대로 반영하게 된다. 외환중개거래로 달러는 원하지 않는 초과포지션을 보유하게 됨으로서 자신의 최적포트폴리오를 벗어나게 되는 위험이 있

〈그림 1〉 거래량과 순 스프레드



5) 절대위험기피정도(a degree of absolute risk aversion)에 대한 연구는 Sandmo(1971)참조.

으며 스프레드는 이러한 위험으로 발생하는 예상효용감소분을 반영하게 된다.

스프레드와 초과포지션 간에 일정한 관계가 성립한다면 그 공분산  $cov(\tilde{s}, \tilde{k}) = s' \sigma_k^2$  이며  $s'$ 는 두 변수간의 상관관계를 나타낸다. 이를 이용하여 식(7)을 정리하면 다음과 같다.

$$E(\tilde{s}) = \frac{1}{2} \gamma q [\sigma_s^2 + \sigma_k^2 (1 - 2s')] + E(\tilde{k}) \quad (8)$$

식(8)에서 딜러가 위험 중립적(risk neutral)이어서  $\gamma=0$  인 경우 초과포지션의 변동성과 스프레드의 관계는 제로(0)이다. 즉, 위험 중립적 딜러에게 원하지 않는 초과포지션으로 인해 보상받아야 하는 예상효용감소위험은 제로(0)이다. 하지만 위험 중립적인 딜러의 경우에도 식(8)에서 예상 초과포지션의 크기( $E(\tilde{k})$ )가 제로(0)보다 큰 경우 초과포지션에 따르는 환율변동위험으로 스프레드는 제로(0)보다 크게 된다.

〈그림 1〉은 거래량( $q$ ), 초과포지션( $E(\tilde{k})$ )과 예상 순 스프레드( $E(\tilde{s})$ )의 관계를 나타내고 있다.  $Y$ 축은 예상 순 스프레드( $E(\tilde{s})$ ),  $X$ 축은 거래량( $q$ )에 나타나 있으며 초과포지션( $E(\tilde{k})$ )은 절편으로 나타나 있다. 스프레드( $E(\tilde{s})$ )와 거래량( $q$ )의 관계는 정(+)의 효과이며 기울기  $\frac{1}{2} \gamma [\sigma_s^2 + \sigma_k^2 - 2cov(\tilde{s}, \tilde{k})]$ 이다. 만약 예상초과포지션( $E(\tilde{k})$ )이 제로이면 스프레드( $E(\tilde{s})$ )와 거래량( $q$ )의 관계를 나타내는 선이 원점을 통과하는 굵은 선으로 나타나 있으며 예상초과포지션이 제로보다 크다면 절편( $E(\tilde{k})$ )을 통과하는 실선으로 나타나 있다. 〈그림 1〉에서 점선

은 딜러의 위험기피정도( $\gamma'$ )가 증가할 때 동일한 거래량에서 스프레드가 증가한다는 것을 보여준다. 또한 초과포지션의 변동성( $\sigma_k^2$ )이 증가하면 스프레드와 거래량의 관계를 나타내는 실선의 기울기가 급해지면서 동일한 거래량에서 스프레드가 증가한다는 것을 알 수 있다. 이는 원하지 않는 초과포지션의 발생확률이 높아지면서 위험이 증가하며 이로 인해 딜러의 예상효용이 감소하기 때문이다.

### III. 초과포지션의 성격과 스프레드

원하지 않는 초과포지션의 변동성이 스프레드에 미치는 효과는 예상효용감소위험에 대한 보상프리미엄을 나타내며 진정한 프리미엄(true risk premium)이다.<sup>6)</sup> 식(8)에서 초과포지션의 변동성이 스프레드에 미치는 효과는 초과포지션의 성격과 확률분포에 따라 다르게 나타난다. 초과포지션 변동성과 스프레드의 관계를 보다 분명하게 나타내기 위해서 초과포지션의 발생비율( $\tilde{k}$ )이 매도초과일 때 1, 매입초과일 때 -1, 초과포지션이 제로일 때 0의 확정적인 값을 갖는다고 하자. 초과포지션이 발생할 확률이 확정적이라면 그 변동성은 제로가 된다( $\sigma_k^2=0$ ). 만약  $\tilde{k}=1$  일 때  $E(\tilde{s}) = \frac{1}{2} \gamma q \sigma_s^2 + 1$ 이며,  $\tilde{k}=-1$  일 때  $E(\tilde{s}) = \frac{1}{2} \gamma q \sigma_s^2 - 1$ 이며,  $\tilde{k}=0$  일 때  $E(\tilde{s}) = \frac{1}{2} \gamma q \sigma_s^2$ 이다.<sup>7)</sup> 즉, 스프레드의 결정에서 중요한 요소는 거래량( $q$ )과 위험기피정도( $\gamma$ )의 크기이다.

식(8)은 초과포지션과 그 변동성이 스프레드에

6) 소비자의 위험기피로 발생하는 진정한 위험프리미엄에 대한 연구는 Engel(1992)참조.

7)  $\tilde{k}=1$ 일 때:  $\sigma_k^2=0$ ,  $E(\tilde{k})=1$ 이며  $\tilde{k}=-1$ 일 때  $\sigma_k^2=0$ ,  $E(\tilde{k})=-1$ 이다.  $\tilde{k}=0$  일 때  $\sigma_k^2=0$ ,  $E(\tilde{k})=0$ 이다.

미치는 효과를 분석하고 있는데 이를 확장하면 초과포지션이 발생할 확률이 스프레드에 미치는 효과를 확대하여 분석할 수도 있다. 이를 위해 먼저 주어진 거래량( $q$ )에서 초과포지션( $k$ )이 베르누이(Bernoulli) 확률분포를 따르며 그 크기가  $E(\bar{s})$ 일 확률이  $\pi$ 이라고 하자.<sup>8)</sup> 이때 초과포지션( $k$ )이 제로(0)일 확률은  $(1-\pi)$ 이다. 베르누이(Bernoulli) 확률분포를 이용하면  $E(k) = \pi E(\bar{s})$ 이며,  $\sigma_k^2 = \pi(1-\pi)E(\bar{s})^2$ 이다. 이 결과를 이용하여 식(8)의 스프레드를 다시 정리하면 다음과 같다.

$$E(\bar{s}) = \frac{\frac{1}{2} \gamma q \sigma_s^2}{(1-\pi)[1 - \frac{1}{2} \gamma q (1-2s')\pi]} \quad (9)$$

식(9)에서 초과포지션이 발생할 수 있는 확률이  $\pi=0$ 이면 스프레드는 초과포지션의 변동성과 관계없이 거래량과 위험기피정도에 따라 결정된다. 그 결과 식(9)의 분모가 1이 되며  $E(\bar{s}) = \frac{1}{2} \gamma q \sigma_s^2$ 이다. 초과포지션의 발생확률( $\pi$ )이 증가할수록 식(9)의 순 스프레드는 증가한다. 식(8)과 식(9)을 비교하면 초과포지션의 변동성과 평균값이 증가할수록 순 스프레드가 증가하는데 반해 식(9)에서는 초과포지션의 발생확률이 증가할수록 스프레드는 증가한다. 따라서 초과포지션의 변동성과 평균값을 확률의 개념으로 전환시킨 것 이외에 식(8)과 (9)는 동일한 결과를 가진다.

기존연구에서 가격변동성이 증가할수록 거래시간 간격동안 보유하고 있는 재고 포지션으로 인해 발생하는 위험이 커지므로 그에 대한 보상으로써 스

프레드가 증가한다. 재고보유비용을 나타내는 스프레드의 중요한 결정변수는 거래시간간격의 불확실성과 가격변동성이다. 한편, 식(8)은 기존연구와 다르게 지속적으로 거래가 이루어지는 시장에서 거래시간간격의 불확실성보다는 초과포지션의 변동성이 스프레드의 결정에 중요한 역할을 한다는 것을 보여준다.<sup>9)</sup> 이 같은 결과는 스프레드를 추정하는 실증분석에서 설명변수로서 가격변동성 대신에 초과포지션의 변동성이 설명변수로 사용되어야 한다는 것을 의미한다.

베르누이(Bernoulli) 확률모형을 이용하면 초과포지션이 발생할 확률을 불확정적인 거래시간의 변수로 변환시킬 수 있다. 먼저 외환중개거래에서 딜러가 고객으로부터 외환을 매입한 후에 그 외환을 다시 완전하게 매도할 때까지 걸리는 보유기간( $\tau$ )은 다음과 같다.

$$\tau = 1 + \sum_{h=1}^T \pi^h h (1-\pi) \quad (10)$$

여기에서  $h$ 는 외환포지션을 보유하고 있는 기간이며  $T$ 는 보유할 수 있는 총기간이다. 만약  $T \rightarrow \infty$ 이면 식(10)에서 포지션의 보유기간( $\tau$ )은 다음과 같다.

$$\tau = \frac{1}{1-\pi} \quad (11)$$

식(11)에서 초과포지션이 발생할 확률 대신에 보유기간을 이용하면 식(9)의 스프레드를 다시 정리할 수 있다.

8) 실제 초과보유포지션은  $qk$ 이며 주어진 거래량( $q$ )에서 불확정적인 변수인 ( $k$ )에 따라 그 크기가 결정된다.

9) 가격변동성과 시간의 불확실성이 스프레드에 미치는 효과에 대해 Bollen, et al(2004) 참조.

$$E(\tilde{s}) = \frac{\frac{1}{2} \tau \gamma q \sigma_s^2}{[1 - \frac{1}{2} \gamma q (1 - 2s') \frac{(\tau - 1)}{\tau}]} \quad (12)$$

식(12)에서 초과포지션의 보유기간( $\tau$ )이 길어질수록 스프레드가 증가하고 있다는 것을 알 수 있다. 즉, 초과포지션의 보유기간이 길어질수록 위험이 증가하며 그에 대한 보상인 순 스프레드가 증가한다. 만약 초과포지션이 발생할 확률이 제로(0)이라면 보유기간( $\tau$ )=1이며, 스프레드는 다음과 같다.

$$E(\tilde{s}) = \frac{1}{2} \gamma q \sigma_s^2 \quad (13)$$

여기에서 보유기간이 1 이라는 것은 초과포지션이 발생하지 않으며 매 기간별로 매도량과 매입량이 정확하게 일치한다는 것을 나타낸다. 만약 초과포지션이 발생할 확률이 1 이라면 보유기간( $\tau$ )= $\infty$ 이며, 스프레드( $E(\tilde{s})$ ) 또한 무한대가 된다. 정(+ )의 스프레드가 존재한다고 가정하면 이 경우는 고려에서 제외할 수 있다.

식(9)을 이용하면 주어진 거래량과 위험기피정도에서 초과포지션이 발생할 확률에 대해 순 스프레드가 어떻게 변화하는지를 시뮬레이션(simulation)을 통해 살펴볼 수 있다. 이를 위해 거래량( $q$ )은 외환거래의 기본단위인 1(백만 달러)이며  $\sigma_s^2 = 0.01$ ,  $s' = 0.001$ 이라고 하자. 이 경우 순 스프레드  $E(s - \mu) \approx \frac{0.005\gamma}{(1 - \pi)(1 - \frac{1}{2} \gamma \pi)}$ 이다. 달러의 절대위험기피정도( $\gamma$ )가 2.0, 6.0, 10.0, 14.0으로 각각

변화할 때 초과포지션이 발생할 확률( $\pi$ )과 순 스프레드의 관계를 추정할 수 있다.

식(9)에서 흥미로운 사실은 원하지 않는 초과포지션의 변동으로 인해 위험보상의 성격을 가진 순 스프레드가 제로(0)보다 커야 하는데 ( $E(\tilde{s}) > 0$ ) 스프레드가 제로(0)보다 크기 위해서는 초과포지션의 발생확률( $\pi$ )과 달러의 절대위험기피정도( $\gamma$ ) 사이에 일정한 관계가 성립한다. 즉,  $(1 - \frac{1}{2} \gamma \pi) \geq 0$ 이 성립해야 한다. 이 관계를 이용하면 초과포지션이 발생할 확률의 최대 한계치(upper bound)를 구할 수 있는데  $\pi \leq \frac{2}{\gamma}$ 이다. 초과포지션이 발생할 확률( $\pi$ )이 항상 1 보다 작으므로 달러의 위험기피정도는 반듯이  $\gamma \geq 2$  이어야 한다. 일반적으로 달러의 위험기피정도가  $\gamma \geq 2$ 라는 사실은 외환 리스크 프리미엄에 대한 국제금융연구에서 나타나고 있는 결과이기도 하다.<sup>10)</sup>

〈표 1〉은 달러의 절대위험기피정도( $\gamma$ )가 각각  $\gamma = 2, \gamma = 6, \gamma = 10, \gamma = 14$ 일 때 초과포지션이 발생할 확률( $\pi$ )과 순 스프레드의 관계를 시뮬레이션을 통해 분석한 추정결과이다. 〈그림 2〉에서 〈그림 5〉는 달러의 위험기피정도가  $\gamma = 2, \gamma = 6, \gamma = 10, \gamma = 14$ 일 때 초과포지션의 발생확률과 순 스프레드의 크기를 시뮬레이션 그림으로 나타낸 것이다. 〈표 1〉과 〈그림 2〉~〈그림 5〉의 시뮬레이션 추정 결과는 초과포지션의 발생확률, 위험기피정도와 순 스프레드의 관계에 몇 가지 흥미로운 사실을 제시하고 있다. 첫째, 달러의 위험기피정도가 클수록, 초과포지션의 발생확률이 증가할수록 그에 대한 스프레드가 증가한다는 것을 보여준다. 또한 동일한 초과포지션의 발생 확률에서 달러의 위험기피정도가 증가할수록 순 스프레드가 증가한다. 예를 들어

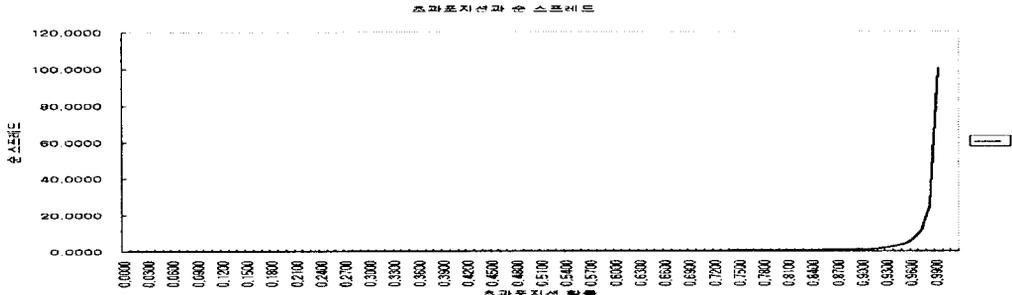
10) Mehra·Prescott(1985), Metrick(1995)와 Chetty(2003)에서 절대위험기피정도의 크기는 0~15로 나타나고 있다.

〈표 1〉 초과포지션의 발생확률과 순 스프레드의 simulation 추정결과

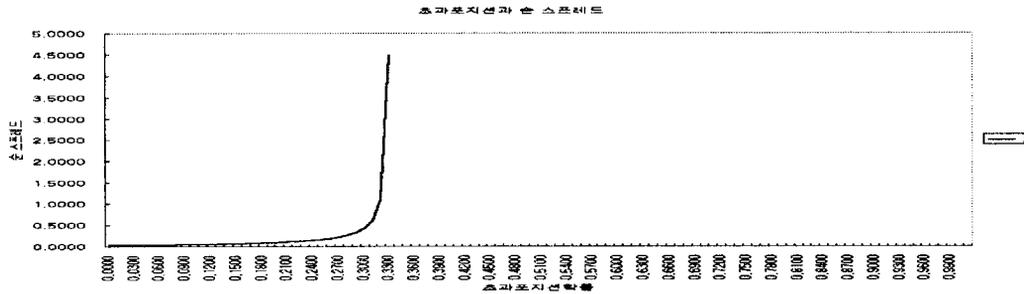
$\pi$	$E(\bar{s})$			
	$\gamma=2$	$\gamma=6$	$\gamma=10$	$\gamma=14$
0.0000	0.0100	0.0300	0.0500	0.0700
0.0100	0.0102	0.0312	0.0532	0.0760
0.0200	0.0104	0.0326	0.0567	0.0831
0.0300	0.0106	0.0340	0.0606	0.0913
0.0400	0.0109	0.0355	0.0651	0.1013
0.0500	0.0111	0.0372	0.0702	0.1134
0.0600	0.0113	0.0389	0.0760	0.1284
0.0700	0.0116	0.0408	0.0827	0.1476
0.0800	0.0118	0.0429	0.0906	0.1729
0.0900	0.0121	0.0452	0.0999	0.2079
0.1000	0.0123	0.0476	0.1111	0.2593
0.1100	0.0126	0.0503	0.1248	0.3420
0.1200	0.0129	0.0533	0.1420	0.4972
0.1300	0.0132	0.0565	0.1642	0.8940
0.1400	0.0135	0.0601	0.1938	4.0698
0.1500	0.0138	0.0642	0.2353	
0.1600	0.0142	0.0687	0.2976	
0.1700	0.0145	0.0738	0.4016	
0.1800	0.0149	0.0795	0.6098	
0.1900	0.0152	0.0861	1.2346	
0.2000	0.0156	0.0938		
0.2100	0.0160	0.1026		
0.2200	0.0164	0.1131		
0.2300	0.0169	0.1257		
0.2400	0.0173	0.1410		
0.2500	0.0178	0.1600		
0.2600	0.0183	0.1843		
0.2700	0.0188	0.2163		
0.2800	0.0193	0.2604		
0.2900	0.0198	0.3250		
0.3000	0.0204	0.4286		
0.3100	0.0210	0.6211		
0.3200	0.0216	1.1029		
0.3300	0.0223	4.4776		
0.4000	0.0278			
0.5000	0.0400			
0.6000	0.0625			
0.7000	0.1111			
0.8000	0.2500			
0.9000	1.0000			
0.9300	2.0408			
0.9500	4.0000			
0.9700	11.1111			
0.9900	100.0000			

초과포지션과 스프레드

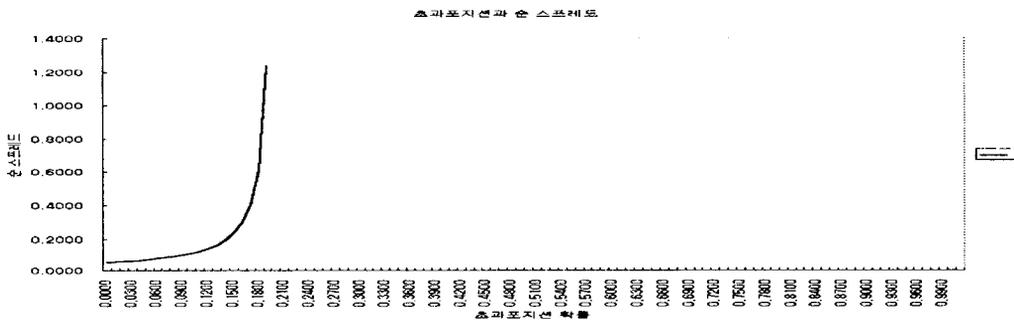
〈그림 2〉 초과포지션발생확률과 순 스프레드:  $\gamma = 2$



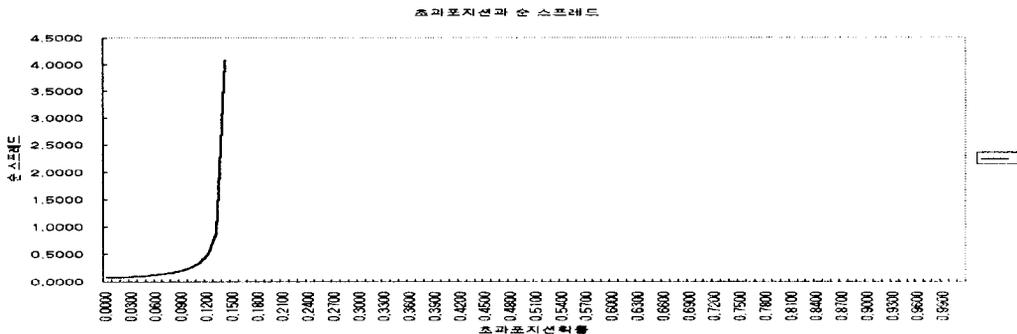
〈그림 3〉 초과포지션발생확률과 순 스프레드:  $\gamma = 6$



〈그림 4〉 초과포지션발생확률과 순 스프레드:  $\gamma = 10$



〈그림 5〉 초과포지션발생확률과 순 스프레드:  $\gamma = 14$



초과포지션이 발생할 확률이 0.1인 경우 달러의 위험기피정도가  $\gamma=2, \gamma=6, \gamma=10, \gamma=14$ 으로 증가할수록 순 스프레드는 0.0123, 0.0476, 0.1111, 0.2593으로 증가한다. 둘째, 초과포지션의 확률에 대한 최대 한계치(upper bound)가  $\pi \leq \frac{2}{\gamma}$ 이므로 위험기피정도가 증가할수록 초과포지션 발생확률의 최대한계치(upper bound)가 감소하게 된다. 즉, 달러의 위험기피정도가  $\gamma=2, \gamma=6, \gamma=10, \gamma=14$ 으로 증가할수록 초과포지션 발생확률의 최대 한계치(upper bound)는 1.0, 0.4, 0.2, 0.14로 감소하고 있다는 것을 알 수 있으며 이는 <표 1>에서 초과포지션 확률의 최대한계치로 나타나고 있다.

셋째, <그림 2>~<그림 5>에 나타나 있듯이 초과포지션의 발생확률이 증가하면 그에 대한 위험의 보상인 순 스프레드는 선형이 아니라 비선형적으로 증가하고 있다는 것을 알 수 있으며 초과포지션의 발생확률이 최대한계치에 다가갈수록 순 스프레드는 급격히 증가하고 있다는 것을 알 수 있다.

넷째, 달러의 위험기피정도가 증가할수록 초과포지션 발생확률의 최대한계치는 감소하며 그 결과 초과포지션의 발생확률은 그 최대한계치에 더욱 빠르게 도달하게 된다. 이때 주어진 위험기피정도에서 초과포지션의 발생확률이 순 스프레드에 미치는 효과가 더욱 크게 증가한다. 이는 마치 병목의 넓이가 좁아질수록 물의 유속이 빨라지는 것과 같은 원리와 같다. 병목의 넓이인 초과포지션의 발생확률의 최대한계치가 줄어들수록 병목이 좁아지며 그에 따라 유속인 위험보상의 스프레드가 더욱 빠르게 증가하는 것이다. 여기에서 중요한 사실은 초과포지션의 발생위험에 대한 최대한계치는 달러의 위험기피정도에 따라 결정된다는 사실이다. 이는 초

과포지션의 불확실성에 대한 달러의 위험기피정도가 스프레드의 결정에서 구조적으로 중요한 역할을 하고 있다는 것을 나타낸다.

이 연구에서 순 스프레드는 원하지 않는 초과포지션의 변동위험에 대한 보상비용을 반영하고 있으며 실제 가격변동위험에 노출되어 있는 거래량은 거래량 전체가 아니라 반대매매가 성립되지 않는 원하지 않는 초과포지션에 국한된다. Stoll(1978)은 재고보유비용이 달러가 외환중개거래로 원하지 않는 거래를 함으로써 발생하는 자산선택의 투자비용이라고 설명하고 있으나 실제로는 거래량 전체에 대한 가격변동위험의 비용을 반영하고 있다. 따라서 이 연구와 같이 외환거래가 지속적으로 발생하는 경우 기존연구의 재고보유비용은 실제 재고보유비용을 과대평가하게 된다. Stoll(1989)은 실제 거래된 스프레드의 크기가 매매를 위해 호가된 스프레드보다 작게 나타나고 있다는 사실을 실증적으로 확인하고 있다.<sup>11)</sup>

## IV. 스프레드 결정에 대한 실증분석

### 4.1 스프레드 추정모형

이론에서 순 스프레드  $E(\tilde{s})$ 는 외환중개거래로 원하지 않는 초과포지션을 보유함으로써 발생하는 위험프리미엄이며 달러의 예상효용감소분을 반영한다. 스프레드의 중요한 변수는 주어진 위험기피정도( $\gamma$ )에서 거래량( $q$ ), 초과포지션의 변동성( $\sigma_k^2$ )과 그 평균값( $E(\tilde{k})$ )이다. 첫째, 거래량이 증가할수록

11) 달러의 가격전략에 대한 연구는 Ho · Stoll(1981) 참조.

스프레드는 증가하는 데 두 변수간의 정확한 관계는 달러의 위험기피정도( $\gamma$ )과 초과포지션의 변동성( $\sigma_k^2$ )에 따라 결정된다. 일반적으로 달러의 위험기피정도가 클수록, 초과포지션의 변동성이 증가할수록 거래량이 스프레드에 미치는 효과가 증가한다. 둘째, 원하지 않는 초과포지션의 변동성과 그 평균값( $E(k_t)$ )이 증가할수록 예상손실위험이 증가하고 스프레드도 증가한다. 이론적 결과를 이용하여 스프레드를 추정하기 위해서는 설명변수로 거래량, 원하지 않는 초과포지션과 그 변동성이 필요하다. 이 연구가 다른 실증모형과 다른 점은 스프레드의 결정에서 재고보유비용을 나타내는 가격변동성보다는 거래량과 초과포지션의 변동성이 중요한 요인이라는 점이다.<sup>12)</sup>

$$s_t = a_0 + a_1 q_t + a_2 k_t + a_3 E(k_t) - E(k_t)^2 + e_t \quad (14)$$

where  $e_t | \Omega_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ ;

$$\sigma_t^2 = c_0 + \sum_{i=1}^p c_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q d_j \sigma_{t-j}^2$$

$s_t$ 는 현재( $t$ 기)의 상대적 스프레드(relative spread)이며 이론에서 사용된 예상 스프레드 대신에 합리적 기대(rational expectation)를 가정하여 실제 스프레드와 예측오차( $e_t$ )로 나타내었다.  $q_t$ 는 매매 거래가 완료된 거래량이며  $k_t$ 는 원하지 않는 초과포지션이다.  $E(k_t) - E(k_t)^2$ 는 초과포지션의 변동성을 나타내며 분산의 개념이다. 식(14)에서 초과포지션의 예상하지 못한 변동은 추정오차( $e_t$ )의 분산

을 시간에 따라 서로 다르게 변화시킬 수 있다. 즉, 추정오차의 분산이 시간에 따라 급격히 증가하거나 또는 비교적 안정적인 변화를 보일 수 있다. 이 같은 오차의 이분산(heteroscedasticity)을 나타내기 위해 조건부 분산(conditional variances)이 시간에 따라 변화하며 GARCH( $p, q$ ) 과정을 가지고 있다고 가정한다. 여기에서 무조건부 분산(unconditional variance)는  $\sigma^2 = \frac{c_0}{1 - \sum_{i=1}^p c_i - \sum_{j=1}^q d_j}$ 이며 조건부 분산(conditional variance)의 지속성은  $\sum_{i=1}^p c_i + \sum_{j=1}^q d_j$ 으로 나타낼 수 있다.

이론에서  $a_0$ 은 양(+의 상수)이며 고정적인 외환 거래비용( $\mu$ )을 나타낸다.<sup>13)</sup>  $a_1$ 은 거래량이 스프레드에 미치는 효과를 나타내며 거래량이 증가하면 원하지 않는 초과포지션과 스프레드가 증가하므로  $a_1 > 0$ 이다.  $a_1$ 의 크기는 달러의 위험기피정도( $\gamma$ )와 초과포지션의 변동성( $\sigma_k^2$ )에 따라 다르게 나타난다. 한편, 원하지 않는 초과포지션이 증가할수록 예상손실위험이 증가하므로 스프레드는 증가하며  $a_2 > 0$ 이다.  $a_3$ 는 초과포지션의 변동성이 스프레드에 미치는 효과이며 그 변동성이 증가할수록 스프레드가 증가하므로  $a_3 > 0$ 이다.

#### 4.2 자료

Hartmann(1999)과 Lyons(1995) 등을 제외하고 거래량과 스프레드에 대한 실증연구는 이들 관계가 통계적으로 유의적이지 못하다는 것을 보여 주고 있다. 그 이유 중에 하나는 현물이 장외시장

12) 가격변동성이 스프레드에 미치는 효과는 Wei(1994), Bollerslev · Melvin(1994), Melvin · Tan(1996) 참조. 가격변동성과 스프레드의 관계에 대한 실증모형은 다음과 같다.  $s_t = a_0 + a_1 \sigma_{et}^2 + \varepsilon_t$ .

13) 스프레드의 추정식에서 상수항이 거래비용을 나타낸다는 점은 Wei(1994)와 Glassman(1987) 참조.

에서 거래되므로 정확한 거래량에 대한 자료를 구할 수 없기 때문에 선물거래량을 대응변수로 사용하기 때문이다. 그러나 선물거래량은 현물거래량의 규모에 비해 상당히 작고 현물거래량의 정보와는 서로 다른 정보를 가지고 있기 때문에 거래량과 스프레드의 관계가 왜곡되어 나타날 수 있다. Hartmann (1999)은 동경시장에서 외환브로커들이 매일 거래량을 보고하고 있어서 동경시장에서 거래되는 현물거래량을 사용하여 예측한 거래량과 예측하지 못한 거래량이 스프레드에 미치는 효과를 분석하고 있다. Hartmann의 연구에서 예측한 거래량은 거래비용과 스프레드를 감소시키며 예측하지 못한 거래량은 재고보유비용과 스프레드를 증가시키는 것으로 나타났다. Lyons(1995)는 매입과 매도의 호가 환율과 실제 거래가 실행되는 실행환율이 서로 다르다는 사실에 착안하여 한 특정 개인딜러의 실행 환율과 거래량을 사용하여 거래량과 딜러가격의 관계를 분석하고 있다. Lyons는 거래량이 증가할수록 재고보유비용과 스프레드는 증가하나 원하지 않는 포지션이 존재하는 경우 스프레드가 감소하고 있다는 것을 보여주고 있다. 그는 딜러가격에서 원하지 않는 포지션이 중요하다는 것을 보여주고 있지만 실증분석에서는 원하지 않는 포지션이 일정하다고 가정함으로써 상수항으로 처리하고 있다. 우리나라의 원/달러 자료를 사용하여 정재식·주상영(2004)은 원/달러 거래량과 환율변동성 사이에 흥미로운 관계가 성립하고 있다는 것을 보여주고 있으나 거래량을 따로 구분하고 있지 못하다.

이 연구는 거래량 중에서 원하지 않는 초과포지션이 스프레드에 미치는 효과를 살펴보기 위해 2004년 1월 2일부터 6월 29일까지 원/달러 매도와 매입환율과 거래량에 관한 일별자료(daily data)를 사용하였다. 원/달러 매도와 매입환율은 증가

(closing quote rate)이며 원/달러 현물거래계약의 기본단위는 1백만 달러이다. 원/달러 스프레드는 매일 거래종료시점에서 매도환율과 매입환율의 차이를 사용하였다. 모든 환율의 호가와 시장 환율, 그리고 현물 거래량 자료는 서울외국환중개(주) 자료에서 발췌되었다. 우리나라 현물 원/달러 거래는 서울외국환중개와 한국자금융중개, 두 군데의 외국환중개기관에서 거래되는데 서울외국환중개(주)는 과거 금융결제원의 조직과 인적자원을 그대로 사용하고 있으며 우리나라 전체 외환거래의 70% 이상을 중개하고 있다. 원/달러시장에서 원하지 않는 초과포지션의 정확한 대응변수를 구하기 위해서는 현물의 거래잔량을 구해야 하는데 이는 다음날 환율에 직접적으로 영향을 미치는 거래정보이어서 딜러들이 공개하기를 꺼려하기 때문에 구하기 힘들다. 따라서 원하지 않는 초과포지션의 대응변수로서 다음 두 가지 방법을 사용하였다. 첫째, 현물거래량을 예측한 거래량과 예측하지 못한 거래량으로 구분하여 예측하지 못한 거래량을 초과포지션의 대응변수로 사용하였다. 예측하지 못한 거래량은 시계열분석의 추정을 통하여 예상 거래량을 얻은 다음 실제 거래량에서 예상 거래량을 빼준 값으로 구할 수 있었다. 예상 거래량을 추정하기 위한 설명변수로는 과거의 거래량과 현재와 과거 환율을 이용하였다. 둘째, 현물거래잔량 대신에 선물 미결제약정거래량을 원하지 않는 초과포지션의 대응변수로 하였으며 이 경우 실제 거래량도 선물거래량을 합한 값이다. 원/달러 선물거래계약의 기본단위는 5만 달러이나 이를 현물거래 계약단위와 일치시키기 위해 1백만 달러로 변환시켰다.

스프레드는 거래기간별로 변화가 심하지 않고 변

화의 빈도수가 작아서 통계적 해석이 수월하지 않다. 이를 해결하기 위해 이론에서와 같이 절대적 스프레드보다는 상대적 스프레드를 사용하였으며 이는 매입과 매도환율의 차이에서 매도와 매입환율의 중간가격(middle point)으로 나누어준 값이다.<sup>14)</sup> 실제 식(14)의 스프레드 추정에서 매도와 매입환율의 차이를 나타내는 절대적 스프레드의 정의를 사용한 경우 설명력이 낮게 나타났으나 상대적 스프레드의 경우 설명력이 비교적 만족스럽게 나타났다. 스프레드를 제외하고 스프레드의 추정식(14)에서 모든 설명변수는 로그변수로 표시하였다.

### 4.3 실증 결과

실증분석에서 유념해야 하는 것은 기존연구와 같이 다른 설명변수, 예를 들어 환율변동성이나 달러간의 시장경쟁조건(competition factor), 거래빈도(transaction rate) 등을 고려하여 스프레드를 추정할 수 있다.<sup>15)</sup> 이 연구에서는 초과포지션과 그 변동성의 역할을 중점적으로 분석하기 위해 다른

설명변수를 실증분석에서 제외하였다.<sup>16)</sup>

식(14)의 스프레드 추정에서 설명변수가 불안정한 시계열을 가지고 있는 경우 전통적인 기법에 의한 추정결과가 가성적으로(spurious) 나타날 수 있다. 따라서 먼저 변수의 시계열이 안정적인가를 살펴보기 위해 *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* 단위근 검증을 하였으며 그 결과는 <표 2>에 나타나 있다.

<표 2>에서 로그 선물 미결제약정 거래량의 *ADF* 통계량이 -0.450으로 나타나서 이 변수의 시계열 과정이 불안정적이며(non-stationary) 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 그러나 다른 변수들의 시계열은 안정적이었으며 단위근이 없는 것으로 보인다. 불안정적인 시계열을 가진 변수로 인해 나타날 수 있는 가성적인 추정결과를 해결하기 위해 식(14)의 추정에서 모든 로그 설명변수를 1차 차분(first difference)하여 사용하였다.

한편, 식(14)의 스프레드를 추정하는데 있어서 추정오차의 분산이 시간에 따라 급격히 변화하거나 또는 비교적 안정적으로 변화하는 행태를 번갈아서

<표 2> 변수의 ADF 단위근 검증\*\*

변수*	상대적 스프레드	절대적 스프레드	$lnq_t$ (현물거래량)	$lnk_t$ (예상하지 못한 현물거래량)	$lnq_t$ (선물거래량)	$lnk_t$ (선물미결제약정)
<i>ADF</i> 통계량	-8.098 <sup>a</sup>	-8.095 <sup>a</sup>	-6.184 <sup>a</sup>	-10.766 <sup>a</sup>	-6.570 <sup>a</sup>	-0.450

\*  $lnq_t$ 는 거래량의 로그값,  $lnk_t$ 는 원하지 않는 초과포지션의 로그값이다.

\*\* 자료 관측개수는 120개이며 *ADF* 통계량의 임계치(critical value)는 1% 유의수준에서 -3.43, 5% 유의수준에서 -2.86, 10% 유의수준에서 -2.57이다.

a는 변수의 *ADF*-통계량이 유의적이며 단위 근이 없다는 것을 나타낸다.

14) 상대적 스프레드의 정의를 사용한 연구는 Bollen, et al(2004) 참조.

15) 포지션 보유비용으로서 스프레드를 추정하는 식에서 거래량과 시장경쟁조건, 거래시간의 간격 등 다른 독립변수를 고려한 연구는 Bollen et al(2004) 참조.

16) 만약 스프레드를 설명하는 다른 중요한 변수가 있는데도 불구하고 추정식에 포함되지 않을 경우 상수항이 통계적으로 매우 유의적으로 나타나며 상수항과 다른 설명변수사이에 다중공선성(multi-collinearity)관계가 존재할 수 있으며 설명력(R<sup>2</sup>)도 낮게 나타날 수도 있다.

나타날 수 있다. 특히, 자료가 일별자료인 경우 통계빈도가 높아서(high frequency) 추정잔차가 이분산(heteroscedasticity)을 보이는 것이 일반적이다. 이 경우 전통적인 OLS(Ordinary Least Squares)방법은 편기된 추정결과를 가질 수 있어서 오차의 자기상관과 이분산 문제를 제거하고 올바른 추정 결과를 얻기 위해 GARCH 모형을 이용한 Maximum Likelihood 기법을 사용하여

추정하였다. 이를 위해 추정오차의 조건부 분산(conditional variances)이 GARCH(1,1) 과정을 가지고 있다고 가정하였다. 오차분산의 GARCH(1,1)모형은 국제금융이론에서 금융변수의 조건부 분산의 시계열과정을 나타내는 데 적합하여 많은 연구에서 사용되고 있다.<sup>17)</sup>

GARCH(1,1)모형을 이용한 Maximum Likelihood 기법에 의한 스프레드의 추정결과는 <표 3>

<표 3> GARCH(1,1)모형의 Maximum Likelihood 추정결과

$$s_t = a_0 + a_1q_t + a_2\bar{k}_t + a_3E[\bar{k}_t - E(\bar{k})]^2 + e_t; \sigma_t^2 = c_0 + c_1e_{t-1}^2 + d_1\sigma_{t-1}^2$$

대용변수 ( $q_t, \bar{k}_t$ )	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$c_0$	$c_1$	$d_1$	기타
현물거래량, 예측 못한 현물거래량	0.0010 (2.25)*	0.0002 (0.06)	-0.0001 (-0.28)	0.0017 (2.27)*	0.0002 (3.35)*	0.2443 (3.71)*	0.7110 (18.42)*	adj. R <sup>2</sup> =0.1741 log L=743.45 D=0.0641 Q <sub>6</sub> =5.71(0.435) LRT1=9.298*
예측한 현물거래량, 예측 못한 현물거래량	0.0011 (2.21)*	0.0002 (0.06)	-0.0001 (-0.42)	0.0017 (2.21)*	0.0009 (3.37)*	0.2443 (3.71)*	0.7086 (18.41)*	adj. R <sup>2</sup> =0.1741 log L=743.45 D=0.0642 Q <sub>6</sub> =8.017(0.171) LRT1=8.471*
선물거래량, 미결제약정거래량	0.0013 (1.52)	0.0001 (1.25)	0.0028 (1.20)	0.0003 (0.19)	0.0011 (2.22)*	0.2161 (2.42)*	0.7141 (9.24)*	adj. R <sup>2</sup> =0.1436 log L=742.25 D=0.0621 Q <sub>6</sub> =10.11(0.274) LRT1=9.123*

\*는 전통적인 유의수준에서 유의적이다. log L은 log likelihood function의 값이다. Q<sub>6</sub>는 과거 6시차의 Ljung-Box 통계량이며 팔호안의 값은 p-값이다. Ljung-Box 통계량은 x<sup>2</sup>분포를 가지며 추정오차에 대한 white noise 검정이다. D는 Kolmogorov-Smirnov 통계량이며 추정오차의 정규성(normality)검정이다.

D통계량은 자료관측수가 119개일 때 5%유의수준에서 임계치가 1.36이다. LRT는 Log Likelihood Ratio 검정 통계량이며 x<sup>2</sup>분포를 가진다. 자유도 2의 x<sup>2</sup>분포 임계치는 5%유의수준에서 5.991, 10%에서 4.605이다.

17) 스프레드의 변화를 일정한 변동범위별로 구별하여(categorized) 구간별 변수로 다시 변환하여 probit 추정기법을 사용할 수도 있으나 이 기법 또한 스프레드의 변동 범위의 대한 기준(criterion)이 불분명하여 편기된 추정결과(biased results)를 가질 수 있다. 스프레드를 변동범위에 따라 구분하여 Probit기법을 사용하여 추정한 연구는 Bollerslev · Melvin(1994)참조.

에 나타나 있으며 초과포지션의 대응변수에 따라 스프레드를 다르게 추정하였다. <표 3>의 첫 번째 줄은 거래량과 원하지 않는 초과포지션에 대한 대응변수로서 실제 거래량과 예측하지 못한 현물거래량을 사용하여 추정한 결과이며, 두 번째 줄은 예측한 현물거래량과 예측하지 못한 현물거래량을 사용하여 추정한 결과이다. 마지막 줄은 선물거래량과 선물 미결제약정거래량을 대응변수로 사용하여 얻은 추정결과이다. <표 3>의 주요숫자들은 추정계수이며 계수 밑에 괄호 안에 있는 숫자는 t-통계량이다. <표 3>에서 조정된  $R^2$ 가 0.14-0.17로 거래량과 초과포지션 변수가 스프레드를 비교적 잘 설명하고 있다는 것을 알 수 있다. <표 3>의 첫 번째와 두 번째 줄에서 현물거래량을 사용한 추정결과는 거래량과 원하지 않는 초과포지션( $a_1$ 와  $a_2$ )의 효과가 전통적인 유의수준에서 통계적으로 유의적이지 못했다. 하지만 초과포지션의 변동성( $a_3$ )은 이론에서 예측한 것과 같이 부호가 양(+)의 효과이고 전통적인 수준에서 통계적으로 유의적이었다.

이는 스프레드의 결정에서 거래량과 초과포지션 자체보다는 초과포지션의 변동성이 중요하다는 것을 나타낸다. 초과포지션의 변동성이 증가하면 예상손실위험이 증가하고 달러의 예상효용이 감소되므로 위험에 대한 보상인 스프레드가 증가하게 된다. 초과포지션 자체( $a_2$ )가 스프레드에 미치는 효과가 유의적이지 못한 이유는 초과포지션이 평균적으로 거의 제로에 가깝고 독립적인 랜덤변수의 성격을 가지고 있기 때문이다. 실제 또는 예측된 거래량이 스프레드에 미치는 효과( $a_1$ )는 통계적으로 비유의적으로 나타났으나 이론에서와 같이 정(+)의 부호를 보이고 있다. 즉, 거래량이 증가하면 초과포지션의 발생확률이 커지며 그에 따라 예상효용 감소에 대한 보상인 스프레드가 증가하게 된다.

<표 3>에서 세 번째 줄에서 선물거래량을 사용하여 추정결과는 선물거래량과 선물 미결제약정거래량, 그 변동성이 모두 통계적으로 유의적이지 못했다. 이는 선물거래량이 현물거래량에 비해 규모가 상당히 작고(현물거래량의 약 10%), 현물거래량의 정보를 제대로 반영하지 못하기 때문이다.

엔/달러의 일별자료를 사용하여 Hartmann(1999)와 Lyons(1995)는 예측되지 못한 거래량이 스프레드에 미치는 효과가 정(+)의 효과를 가지고 있는 것을 보여주고 있다. 하지만 예측된 거래량은 거래의 규모경제에 따라 거래비용을 낮추게 되므로 스프레드를 감소시키고 있다. 이들 연구가 본 연구와 다른 추정결과를 보여주는 이유는 엔/달러 시장의 자료를 사용하고 있기 때문인 것으로 생각된다. 즉, 국가별, 외환시장별로 시장조건에 따라 거래량과 스프레드의 관계가 서로 다르게 나타날 수 있다는 것이다. Bessembinder(1994)는 예측한 거래량과 예측하지 못한 거래량이 스프레드에 미치는 효과가 통계적으로 유의적이지 못하다는 것을 보여주고 있는 데, 이는 Bessembinder가 현물거래량보다는 간접적인 선물거래량을 대응변수로 사용했기 때문인 것으로 추정된다.

추정오차의 GARCH 모형에서 조건부 분산은 통계적으로 유의적이었으며 시간에 따라 크기와 부호가 변화하고(time varying) 있다는 것을 알 수 있다. 즉, 초과포지션의 예상하지 못한 변동은 시간에 따라 크기와 부호가 변화하며 이러한 조건적 변동은 스프레드의 분산에 통계적으로 유의적인 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다. GARCH(1,1)과정에 대한 타당성 검정( $H_0: c_1 = d_1 = 0$ )에서 Log Likelihood Ratio 통계량(LRTI)이 모두 통계적으로 유의적이었는데 이는 스프레드의 추정잔차가 GARCH(1,1)과정을 가지고 있으며 시간에 따

라 이분산을 가지고 있다는 것을 보여준다. *GARCH(1,1)* 오차의 분산(conditional variances)에서 추정계수  $c_0$ ,  $c_1$ ,  $d_1$ 이 모두 제로(0)보다 커서 분산의 non-negativity조건을 충족시키고 있다. 또한 추정결과에서  $c_1 + d_1 < 1$  이어서 오차의 분산이 안정적이라는 것을 보여주고 있다. 과거 6시차를 가진 Ljung-Box Q-통계량( $Q_6$ )이 통계적으로 비유의적이어서 표준화된 추정오차(standardized error)가 white noise이라는 것을 알 수 있다. 추정오차의 정규성(normality)검정을 위해 Kolmogorov-Smirnov D-통계량을 사용했으며 5% 유의수준에서 추정오차가 정규분포를 보이고 있다.

추정결과를 요약하면 다음과 같다. 현물거래량을 대용변수로 사용하는 경우 이론과 같이 초과포지션의 변동성은 예상손실위험을 증가시키고 딜러의 예상효용을 감소시켜서 스프레드를 증가시키고 있다. 하지만, 거래량과 초과포지션 자체는 스프레드에 크게 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 선물거래량을 대용변수로 사용하는 경우 선물거래량이 현물거래량의 정보를 제대로 반영하지 못해서 초과포지션의 변동성이 스프레드에 미치는 효과가 유의적이지 못했다. 이러한 거래량, 초과포지션과 스프레드의 관계는 시장별로 서로 다른 특성을 보인다.

## V. 요약과 결론

이 연구는 스프레드의 중요한 결정요소인 재고보유비용(inventory holding cost)에 대해 이론적 실증적 모형을 제시한다. 기존연구와 다르게 딜러는 위험을 기피하며 시장에서 중개거래가 지속적으로 발생한다고 가정한다. 중개거래의 지속성 가정

으로 스프레드는 거래시간간격의 불확실성보다는 외환거래가 완전하게 중개되지 못함으로서 원하지 않게 보유하게 되는 초과포지션의 불확실성을 반영하게 된다. 이 경우 스프레드에서 초과포지션의 불확실성이 중요한 결정요인이며 불확실성과 스프레드의 관계가 시간차원(time dimension)에서 거래량차원(volume dimension)으로 변환하게 된다. 기존연구와 이 연구의 가장 큰 차이점은 스프레드 결정에서 불확실성이 가격변동성보다는 초과포지션의 변동성에서 발생한다는 점이다. 이 연구에서 원하지 않는 초과포지션 증가할수록 딜러는 원하지 않는 포트폴리오를 보유하게 되고 그로 인해 위험이 증가하게 되며 딜러의 예상효용이 감소한다. 스프레드는 초과포지션의 변동위험에 대해 딜러의 예상효용감소분을 보상하게 된다.

2004. 1월2일부터 2004. 6월29일까지 원/달러 시장의 일별자료를 사용하여 *GARCH(1,1)*모형의 Maximum Likelihood 추정결과는 이 연구의 가설을 강하게 지지하고 있다. 원/달러시장의 실증분석에서 원하지 않는 초과포지션의 변동성은 스프레드에 통계적으로 유의적인 영향을 미치고 있으며 그 변동성이 증가할수록 스프레드가 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 실제 거래량과 초과포지션 자체는 스프레드에 크게 영향을 못 미치고 있었다. 이는 초과포지션 자체가 효율적 시장에서 평균적으로 제로(0)에 가깝고 독립적인 랜덤변수의 성격을 가지고 있기 때문으로 해석된다. 선물거래량을 이용한 실증분석에서 초과포지션의 변동성과 스프레드 간에는 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다. 이는 선물거래량이 현물거래량에 비해 거래규모가 작고 현물거래량의 시장정보를 충분히 반영하지 못하기 때문이다. 한편, 스프레드 추정잔차의 *GARCH(1,1)*모형은 통계적으로 유의적으로 나타나서 초

과포지션의 변동이 시간에 따라 스프레드의 변동성을 서로 다르게 변화시키고 있다는 것을 알 수 있다.

이 연구의 추정결과가 기존연구의 추정결과와 서로 다르게 나타나는데 상반된 추정결과는 국가별 또는 외환시장별로 시장조건에 따라 거래량과 스프레드의 관계가 서로 다르게 나타날 수 있다는 것을 의미한다. 스프레드의 결정에 추가적으로 고려해야 하는 사실 중 하나는 달러의 가격책정전략이다. 하지만 이 연구는 스프레드가 시장에서 효율적으로 결정되는 일종의 가격으로 보고 분석하고 있으며 달러의 가격전략에 대한 연구의 확장은 이 연구의 범위를 넘어서고 있어서 향후 미래 연구과제로 남겨둔다.

## 참고문헌

- 정재식·주상영, (2004), "원/달러 환율의 실현변동성과 외환거래량의 관계," *경제학연구*, 52(1), 5-28.
- Bessembinder, H., (1994), "Bid-Ask Spreads in the Interbank Foreign Exchange Markets," *Journal of Financial Economics*, 35, 317-348.
- Bollen, N., T. Smith, and R. Whaley, (2004), "Modeling the Bid-Ask Spread: Measuring the Inventory-Holding Premium," *Journal of Financial Economics*, 72, 97-141.
- Bollerslev, T. and M. Melvin, (1994), "Bid-Ask Spreads and Volatility in the Foreign Exchange Markets: an Empirical Analysis," *Journal of International Economics*, 36, 355-372.
- Chetty, R., (2003), "A New Method of Estimating Risk Aversion," *National Bureau of Economic Research*, WP 9988.
- Copeland, T. and D. Galai, (1983), "Information Effects on the Bid-Ask Spread," *Journal of Finance*, 38(5), 1457-1469.
- Demsetz, H., (1968), "The Cost of Transacting," *Quarterly Journal of Economics*, 82(1), 33-53.
- Engel, C., (1992), "On the Foreign Exchange Risk Premium in a General Equilibrium Model," *Journal of International Economics*, 32, 305-319.
- George, T., G. Kaul, and M. Nimalendran, (1991), "Estimation of the Bid-Ask Spreads and Its Components," *Review of Financial Studies*, 4, 623-656.
- Glassman, D., (1987), "Exchange Rate Risk and the Transactions Cost: Evidence from Bid-Ask Spreads," *Journal of International Money and Finance*, 479-490.
- Glosten, L. and L. Harris, (1988), "Estimating the Components of the Bid-Ask Spread," *Journal of Financial Economics*, 21, 123-142.
- Hartmann, P., (1999), "Trading Volumes and Transaction Costs in the Foreign Exchange Market: Evidence from Daily Dollar-Yen Spot Data," *Journal of Banking and Finance*, 23, 801-824.
- Ho, T. and H. Stoll, (1981), "Optimal Dealer Pricing under Transactions and Return Uncertainty," *Journal of Financial Economics* 9, 47-73.
- Huang, R. and H. Stoll, (1997), "The Components of the Bid-Ask Spread: A General Approach," *Review of Financial Studies*, 10(4), 995-1034.
- Lyons, R., (1995), "Tests of Microstructural Hypotheses in the Foreign Exchange Market," *Journal of Financial Economics*, 39, 321-351.

- Madhavan, A., and S. Smith, (1993), "An Analysis of Changes in Specialist Quotes and Inventories," *Journal of Finance*, 48, 1595-1628.
- Melvin, M. and K. Tan, (1996), "Foreign Exchange Market Bid-Ask Spreads and the Market Price of Social Unrest," *Oxford Economic Papers* 48, 329-341.
- Mehra, R. and E. Prescott, (1985), "The Equity Premium: A Puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 15, 145-161.
- Metrick, A., (1995), "A Natural Experiment in Jeopardy!," *American Economic Review*, 85, 240-253.
- Roll, R., (1984), "A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market," *Journal of Finance*, 39, 1127-1139.
- Sandmo, A., (1971), "On the Theory of the Competitive Firm under Price Uncertainty," *The American Economic Review*, 61, 65-73.
- Stoll, H., (1978), "The Supply of Dealer Services in Securities Markets," *Journal of Finance*, 33(4), 1133-1151.
- Stoll, H., (1989), "Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests," *Journal of Finance*, 44(1), 115-134.
- Wei, S., (1994), "Anticipations of Foreign Exchange Volatility and Bid-Ask Spreads," *NBER Working Papers*, no. 4737.

## Undesired Inventory and Spread

Heeho Kim\* · Seokchin Kim\*\*

### Abstract

Spread is defined as a difference between ask and bid rates for a specific currency in the foreign exchange (FX) market. The spread reflects the transaction costs as well as the exchange risk. Its change is interpreted as signal of the information changes on the efficient market. Even though its growing importance in the market, many studies have not focused on the spread either because the spread is believed to be a kind of transaction cost or because it practically determined in the market.

Inventory holding cost of spread was studied by many researchers such as Demsetz(1968), Ho · Stoll(1981), Stoll(1978), and Bollen · Smith · Whaley(2004). As exchange volatilities increase, the spread tends to increase and the expected loss gets greater by exchange risk against holding a foreign exchange inventory. According to Demsetz(1968), the inventory holding cost is a compensation for guaranteeing immediacy of transaction to the customers. A dealer would take the position asked by a seller if that position was not completely traded. The dealer takes exchange risk with that position in return for spread. The immediacy depends on the time interval taken in a transaction during which a position is completely offset.

The shorter time interval will not cause much exchange risk and, thus, the less inventory holding cost. Th spread is stochastic, as such is the time interval of transaction.

The previous studies are based on two important assumptions: a risk neutral dealer and non-trivial time interval. The development in internet and information technology, however, eliminates the time interval of transaction and result in the immediacy of transaction in the FX market. Spread does not reflect the inventory holding cost anymore and is not a compensation for the immediacy of transaction.

---

\* Department of Economics, KyungPook National University.

\*\* Department of Management, KyungPook National University.

Taking this recent market development into account, this paper proposes two different assumptions from the previous ones: no time interval of transaction and a risk averse dealer. Under these two assumptions, spread does not count on the uncertainty of time interval, but on the uncertainty of excessive position brought about by immediate transaction. An important emphasis shifts over from time dimension to volume dimension in determining spread. A main channel through which the undesired inventory affects spread depends on the risk aversion degree of dealer and variance of the undesired inventory in the FX market. The undesired position tends to deviate a dealer's portfolio balance from his optimal balance and thus decreases his expected utility, otherwise maximized. Spread would compensate for a dealer's expected loss of utility caused by the undesired position.

This study develops a theoretical model to examine the effect of undesired excessive position on the spread. We provide the simulation results by exploring how differently the probability of undesired excessive position influence the spread in the market. We test spread as dependant of undesired excessive position and its volatilities.

Using GARCH(1,1) method and the daily data of the Korean Won/U.S. Dollar exchange rate from a market leading dealer during January 2-June 29, 2004, evidence provides a strong support for our theory. It is shown that the undesired excessive position and its volatilities have an significant impact on the spread in the Korea FX market. Actually realized volume of transaction does not seem to affect the spread, though. Taking data of futures trading as a proxy for undesired excessive position, the evidence was not statistically significant in explaining spread changes.

This empirical result seems to be in sharp contrast to those of the previous studies. The relationship between trading volume and spread seems to vary across the markets. We skip over the effect of dealer's pricing strategy on spread because it goes beyond the scope of our study. A study on the effect of dealer's pricing strategy is remained for a future research.

KEL Classification: F3

Key words: excessive undesired position, risk aversion, expected utility, spread