

# 외환거래량을 이용한 정보모형의 비교 분석 : 서울외환시장을 중심으로\*

정재식\*\*

— 국문초록 —

본 연구의 목적은 미시적구조론(microstructure)의 함의를 이용하여 거래량과 정보의 함의를 분석하는 것이다. 서울외환시장에 사적정보 및 포지션조정 효과가 존재하는지, 존재한다면 환율과 변동성에 다른 함의가 있는지, 공적정보와는 어떻게 다른 효과가 있는지를 분석한다. 분석방법론은 준비모수 방법을 사용하였다. 분석결과 사적정보와 포지션조정 요인이 동시에 존재하며, 변동성에 1~2일 영향을 미쳤다. 그러나 두 충격이 변동성에 미치는 정도는 절대적 크기에서 다른 차이가 있었다. 또한 분석기간 동안 원화의 절하와 관계있는 공적정보는 변동성에만, 절상 관련 공적정보는 환율의 평균에만 영향을 미쳤다. 따라서 공적정보라 하더라도 절상과 절하 관련 정보에 따라 환율 평균과 변동성에 미치는 함의는 달랐다. 또한 공적정보가 환율의 자기상관관계에 영향을 미친 것으로 분석되었다.

핵심단어 : 미시적구조론, 사적정보, 공적정보, 포지션조정

JEL 분류기호 : F3, G12, G14

## I. 머리말

미시적 구조론(microstructure)을 이용한 국제금융관련 연구가 최근 활발히 진행되고 있다. 시장참여자들의 정보적(사적정보 존재 유무, 사적정보 대 공적정보 등), 시장구조적(order driven v.s. quote driven) 차이가 환율에 어떻게 영향을 미치는지가 미시적

\* 본 연구는 2007년도 서강대학교 교내연구비 지원에 의하여 이루어졌음.

\*\* 서강대학교 경제학부(Tel : 02-705-8704, E-mail : cschung@sogang.ac.kr)

구조론의 연구 주제라 할 수 있다. 전통적 거시적 환율결정 이론은 표본내·외에서 예측력의 한계가 있으며, 변동성의 집적성(clustering) 등을 설명하지 못한다. 반면 미시적구조론에서는 거래량과 정보구조 차이 등을 이용하여 외환시장에서 나타나는 제현상을 추가적으로 설명할 수 있다. 또한 미시적구조론은 환율결정 및 정책과 관련해서도 다양한 함의를 제공한다. 예를 들어 Evans and Lyons(2003)는 주문흐름(order flow)이 사적정보를 담고 있을 뿐만 아니라 선진국 환율의 예측력 제고에도 매우 유용하다는 주장을 펼친 바 있다. Evans and Lyons(2002)는 주문흐름의 이해가 외환시장 개입 등과 관련된 유용한 정책적 함의를 제공한다는 의견을 제시하였다.

미시적구조론에서 이견을 보이는 주제 중에 하나는 거래량이 변하는 이유에 관해서다. 거래량이 증가하는 이유를 사적정보(event uncertainty view)로 보기도 하며, 포지션조정 과정을 반영(hot potato view)하는 과정에서 발생한 현상으로 보는 견해가 있다.<sup>1)</sup> 대부분의 기존연구는 두 견해 중 한 모형이 맞는 지를 검정하거나 또는 일정한 조건하에서 두 가설이 모두 성립된다고 보고 있다(선정훈·엄경식, 2006; Payne, 2003). 그러나 최근 Evans and Lyons(2002)는 공적정보만이 시장유동성<sup>2)</sup>에 영향을 미치며, 거래량 및 변동성과 유동성은 관계가 없으며 포지션조정 관련 이론이 더 타당하다는 주장을 전개한 바 있다.

본 연구는 거래량과 관련된 이러한 상반된 견해를 미시적구조론의 함의 하에서 몇 가지를 가설을 분석한다. 서울외환시장에 사적정보가 존재하는지, 포지션조정 과정 충격이 존재하는지, 두 충격이 존재한다면 환율과 변동성에 어떻게 영향을 미치며 함의가 어떻게 다른지, 공적정보는 어떻게 영향을 미치는지를 분석한다. 사적정보의 관점에서 볼 때 새로운 사적정보의 유입은 거래량의 증가를 초래하며, 따라서 환율이 변화한다. 즉 거래량의 변화는 정보를 반영하며 변동성에 영향을 미친다. 반면 거래량 증가가 포지션 조정에 의해 유발되는 경우 거래량의 증가는 정보를 반영하는 것이 아니라 단순 손바뀜 과정이기 때문에 환율의 변화를 초래하지 않는다. 시장참여자들이 합리적기대를 갖고 있다면 공적정보의 유입인 경우 거래량의 변화 없이<sup>3)</sup> 환율만 움직일 것이다. 이들 각각의 상황은 시장에 예상치 못한 충격이 발생을 전후해 환율과 변동성(또는 다른 변수)에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하는 것과 동일하며, 계량적인 측면에서 볼 때 충격반응함수(impulse

1) 두 견해에 대해서는 다음 절 기존연구에서 좀 더 상술한다.

2) 어떤 거래가 가격에 미치는 영향의 정도를 유동성으로 정의하고 있다. 따라서 거래의 영향력이 클수록 유동성은 낮아진다.

3) 좀 더 엄밀히 표현하면 평균 거래량이 옳지만 이하에서는 표현의 간결성을 위해 변화가 없다는 의미와 같이 혼용한다.

response function) 분석과 동일하다. 이에 본 연구에서는 사적정보, 공적정보 충격을 만들어 이들이 환율에 어떤 영향을 미쳤는지를 비선형충격반응함수를 이용하여 분석한다.

본 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 우선 사적정보, 재고효과와 관련된 특징이 모두 나타나고 있는 것으로 분석되었다. 따라서 사적정보와 재고효과 모두는 변동성에 1일 이상 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다. 특히 사적정보의 변동성 증가 효과는 재고효과보다 크며 지속적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 따라서 서울외환시장은 두 이론 사적정보와 포지션조정 모형 함의를 동시에 갖고 있는 것으로 분석되었다. 또한, 원화의 절상 관련 공적정보는 원/달러 환율에 영향을 미친 반면 절하 관련 공적정보는 원/달러 환율의 변동성에 1일 이상 영향을 미쳤다. 통계적으로 유의한 원/달러 환율 변화율(수익률)의 1차 상관관계는 공적정보와 관련이 있는 것 분석되었다.

본장 서론 이후 다음 제 II장에서는 기존연구를 살펴 보면서 본 연구와의 차이점을 기술한다. 제 III장에서는 분석할 가설을 설정하고 방법론을 개괄한다. 제 IV장에서는 자료와 실증 결과를 제시하며, 마지막 제 V장에서는 연구결과를 요약한다.

## II. 기존연구

환율결정과 관련된 미시적구조론은 소위 사적정보모형(event uncertainty view)과 포지션조정모형(hot potato view)로 대별된다. 사적정보는 ‘無去來無情報(no trade, no information)’로 요약된다. 즉 거래가 없는 것은 정보가 없는 것이며 반대로 거래량이 변하는 것은 새로운 정보를 반영하는 것이라는 주장이다. 이러한 견해에서는 정보우월자가 새로운 사적정보를 이용하여 거래를 하면 거래량을 통해 정보적 열위자가 새로운 정보의 유입 가능성을 알게 되면서 거래량이 크게 증가한다. Easley and O'Hara(1992)의 연구가 해당 분야의 출발점이 된다. Kyle(1985)의 연구에서는 어떤 정보의 출현이 100% 확정되어 있으며, 이로 인해 거래가 발생한다. 반면 Easley and O'Hara의 연구에서는 어떤 거래가 사적정보로 유발되었는지 여부가 불확실(event uncertainty)하다는 것이다. 즉 사적정보의 발현여부가 확률적으로 존재하며 정보의 양과 거래량은 양의 관계를 갖게 된다. Dufour and Engle(2000)는 주식시장을 대상으로 실증분석한 결과 거래량이 증가할 때 사적정보의 양이 증가하는 것으로 보고한바 있어 사적정보모형을 지지하고 있다.

거래량이 일시적으로 늘어나는 것은 아무런 정보가 없다는 것이 포지션조정 관련

이론의 관점이다. 정보의 발생과 관계없이 외환의 일시적 수급불균형이 발생하는 경우 외환딜러들의 포지션위험 관리로 인해 그 여파가 전체 외환시장 참여자들에게 미치면서 거래량이 급속히 증가한다는 것이다. 시장참여자에게 일시적인 유동성 불균형이 발생하는 경우 이는 바로 다른 시장참여자들에게 영향을 미친다. 이러한 과정이 유동성 창출과정과 같은 현상을 유발하면서 거래량이 늘어난다는 것이다. 따라서 단기에 거래량이 늘어나는 것은 극단적으로 표현할 때 아무런 정보를 전달하지 못하며 환율 역시 변하지 않는다. 포지션조정 가설과 관련된 대표적인 관련 연구로는 Lyons(1995, 1996, 1997), Evans and Lyons(2002), Payne(2003) 등이 있다. Lyons(1997)는 포지션조정 가설의 이론적 모형을 설정·도출하였다. Lyons(1995, 1997)의 연구는 1992년 8월 3일~7일까지의 로이터 FAFX자료를 이용하여 달러의 포지션조정에 따라 가격에 큰 영향없이 거래량의 증가를 초래한다는 것을 실증분석하고 있다. Evans and Lyons는 1996년 5월 1일~8월 31일까지의 로이터 D2000-1자료를 이용하여 포지션조정모형 합의가 옳다고 주장하였다. Payne는 1997년 10월 6일~10일 동안의 로이터 D-2002자료를 이용하여 거래량이 많을 때 사적정보의 크기가 작다는 경험적 사실을 보고하면서 부분적<sup>4)</sup>으로 포지션조정 충격이 외환시장 내에서 존재한다고 주장하였다.

두 가설을 검증한 국내연구로는 선정훈·엄경식(2006)의 연구가 있다. 선정훈·엄경식은 2003년 4월 1일~5월 30일까지의 전자브로커 자료를 이용하여 실증분석한 결과 사적정보 가설을 지지하였다. 거래량을 이용하여 사적정보 개념을 활용한 연구로는 정재식·주상영·양두용(2000)의 연구가 있다. 이들은 일별 거래량과 환율을 이용하여 외환시장 자유화가 사적정보의 가격반영(pricing) 속도에 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 거래량의 정보적 속성을 공적정보<sup>5)</sup>로 해석하고 분석한 국내연구로는 정재식·주상영(2004), 정재식(2006), 박범조(2007)연구가 있다.

본 연구에 사용된 계량방법론은 Gallant and Tauchen(1989) 준비모수모형(semi-nonparametric)이다. 동 방법론은 통상적인 모수적 방법론(VAR, ARCH/GARCH)의 개념을 확장한 것으로, 정규분포와 다른 금융변수를 다루는데 매우 유용한 것으로 알려져 있다. 특히, 임의적인 모형 제약으로 인한 모형설정오류를 최소화할 수 있으며, 이러한 장점으로 인해 비모수적 방법론은 다양한 주제에 응용된 바 있다. Brunner(1992)는 실질 GNP의 비선형 특징을, Gallant, Hansen and Tauchen(1990)은 Hansen-Jagannathan 경제

4) Payne(2003)의 결과는 유동성 상황에 따라 두 가지 가설 모두 성립하는 것으로 보고하고 있다.

5) 혼합분포가설에서는 정보가 공히 거래량과 변동성에 영향을 미친다. 이때 정보는 공적정보로 해석한다.

추정, Tauchen, Zhang and Ming(1996)은 주식시장의 레버리지 효과 등을 분석하는데 준비모수 방법 및 비선형 충격반응함수를 이용한 바 있다.

기존 국내외 연구와 본 연구와의 차이점은 다음과 같다. 정재식(1999)은 비선형 충격함수를 이용하여 원/달러 환율의 변동성 특성을 분석한 바 있어 본 연구와 유사한 면이 있다. 그러나 본 연구는 다변량을 다루고 있고 설정된 가설 역시 정재식(1999)의 연구 주제와 다르다. Tauchen, Zhang and Ming(1996)과 동일한 방법론을 사용하여 주식시장을 분석한 바 있으나 본 연구와 분석대상이 다를 뿐 아니라 환율결정 이론의 틀 안에서 이들과 상이한 가설을 검정하고 있다.<sup>6)</sup> 또한 사적정보와 재조정 과정을 동시에 한 분석 틀에서 다루며, 두 가설의 타당성 및 환율과 변동성에 미치는 함의를 동시에 분석하면서 통계적 유의성을 제시한다는 점에서 본 연구는 기존 국내외 연구와 차별화 된다고 판단된다. 사적정보와 포지션조정 충격이 통계적으로 다른 지를 분석하고 이에 대한 통계적 엄밀성을 부여한 연구는 필자들이 아는 범위 내에서는 없다. 또 다른 차이점은 원/달러 환율을 대상으로 상대적으로 저빈도(일별)이지만 약 4년 간의 거래량 자료를 이용하여 분석한다는 점이다. 본 연구와 비슷한 주제를 다룬 기존 국내외 연구의 경우 30~40일 정도의 표본을 다루고 있어 사실상 일별(inter-day)분석이 용이하지 않다. 환율의 특징을 일중(intra-day)로 분석하는 것도 중요하지만 일별 자료 역시 정책당국자 및 기업인들에게 유용한 정보를 제공한다. 일별 자료는 분초 단위로 기록된 고빈도 자료에 비해 정보 손실이 발생할 수 있다. 그러나 사적정보가 일단위 이상으로 어떤 파급효과가 있는지를 분석하고 통계적으로 신뢰성있는 주장을 펼치기 위해서는 기존 해외연구와 같이 30~40개의 표본으로 분석하기에는 한계가 있으며, 이점에서 본 연구의 장점이 부각된다고 판단된다.

### Ⅲ. 가설설정 및 방법론

#### 1. 가설 설정

본 장에서는 두 개의 가설 즉 사적정보모형(event uncertainty view)와 포지션조정모형(hot potato view)이 갖는 함의를 어떻게 설정할 지를 살펴본다. 사적정보가 유입됨으로

---

6) 예를 들어 주식시장에는 포지션조정 가설(hot potato theory)이 없다.

인해 거래량이 증가하며, 이는 사적정보 유입의 신호(signal)가 되면서 거래가 더욱 활발히 이루어지며, 정보의 반영으로 변동성이 증가한다는 것이 사적정보모형의 함의다. 따라서 예상치 못한 사적정보가 발생하는 경우 거래량이 증가하면서 동시에 환율도 변하며, 이러한 상황은 다음 S1, S2와 같이 기술할 수 있다.

S1 : 사적정보 발생  $\Leftrightarrow$  |환율의 변화|  $\neq 0$  & (평균 이상의 거래량 발생)

$$\Leftrightarrow (\bar{x}_1 \pm \delta_1) \& (\bar{x}_2 + \delta_2)$$

S2 : 포지션조정 정보 발생  $\Leftrightarrow$  |환율의 변화|  $\simeq 0$  & (평균 이상의 거래량 발생)

$$\Leftrightarrow (\bar{x}_1) \& (\bar{x}_2 + \delta_2)$$

여기서 기호 '&'는 '동시(and)',  $|\cdot|$ 는 절대값을 의미하며,  $\delta_1, \delta_2 > 0$ ,  $\bar{x}_1 =$  (표본기간의 환율변화율 평균),  $\bar{x}_2 =$  (표본기간의 거래량의 평균)을 의미한다.

시장참여자들이 알고 싶은 함수값(예를 들면 평균, 분산 등)을  $g(y_t, \dots, y_{t-j})$ ,  $y_t = (y_{1t}, y_{2t})$ '라 할 때 사적정보나 포지션조정 변화가 발생치 않는 경우 이용가능한 정보집합  $x_t$ 에서  $g(\cdot)$ 의 기댓값  $\hat{g}(x_t)$ 은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\hat{g}(x) \equiv E[g(y_{t+j-j}, \dots, y_{t+j}) | x_t = x]$$

사적정보와 포지션과 관련된 사건이 발생하는 경우 각 이론이 성립하는지는 다음의 가설 H1~가설 H2를 통해 분석할 수 있다.

H1 : (사적정보 유입 여부)  $\Leftrightarrow g(\bar{x} + \delta^{EUV}) \neq g(\bar{x})$

H2 : (포지션조정 발생 여부)  $\Leftrightarrow g(\bar{x} + \delta^{HPV}) \neq g(\bar{x})$

여기서  $g(\bar{x} + \delta^{EUV}) \equiv E[g(y_{t+j-j}, \dots, y_{t+j}) | (\bar{x}_1 \pm \delta_1, \bar{x}_2 + \delta_2)]$ ,

$\hat{g}(\bar{x} + \delta^{HPV}) \equiv E[g(y_{t+j-j}, \dots, y_{t+j}) | (\bar{x}_1, \bar{x}_2 + \delta_2)]$ 를 각각 의미한다.

가설 H1, 가설 H2는 새로운 정보가 유입되는 경우 정보가 없는 상황과 동일한지를 분석하는 것으로, 개념적으로 볼 때 충격반응함수(impulse response function)와 동일하다. 가설 H1이 기각되는 경우 사적정보가 없거나 또는 사적정보가 존재하더라도 일중(intraday)에 사라진다는 것을 의미한다.

사적정보와 포지션조정이  $g(\cdot)$ 에 미친 영향이 상이한지 여부는 다음의 가설 H3을 통해 검정할 수 있다. 두 가설 H1, 가설 H2 모두가 성립하는 경우 가설 H3 검정을 통해 두 정보가 원/달러 환율에 동일한 영향을 미쳤는지를 분석할 수 있다. 예를 들어 두 가설이 원/달러 환율 변동성에 영향을 미쳤다면<sup>7)</sup> 그 크기와 지속성 측면에서 동일한 지를 검정하는 것이 가설 H3의 목적이다.

$$H3 : g(\bar{x} + \delta^{HPV}) = g(\bar{x} + \delta^{EVV})$$

공적정보가 유입되는 경우 시장참여자들의 합리적 기대로 인해 뉴스가 시장 가격에 신속히 반영되어 시장참여자들의 내재가격(reservation price)이 조정된다. 이때 내재가격의 조정과 일치로 인해 거래는 거의 발생하지 않게 된다. 따라서 다음과 같이 가설 H4를 설정할 수 있다.

$$H4 : (\text{공적정보 유입}) \Leftrightarrow g(\bar{x} + \delta^I) \neq g(\bar{x})$$

여기서  $g(\bar{x} + \delta^I) \equiv E[g(y_{t+j-1}, \dots, y_{t+j}) | (\bar{x}_1 \pm \delta_1, \bar{x}_2)]$ 을 의미한다.

## 2. 방법론

가설 H1~가설 H4를 검정하기 위해서는 기댓값  $E(\cdot)$ 의 계산이 필요하며, 따라서 자료의 동태적 특징(예를 들면 조건부 확률밀도 함수 등) 관련 정보가 필요하다. 기댓값  $E(\cdot)$ 를 추정하는 방법으로 서베이, 경제모형, 통계적 방법론 등이 가능하다. 일별 외환예측 자료와 3년 이상의 일별 주문흐름 자료 구득의 한계로 앞서 언급한 두 가지 방법은 적용될 수 없다. 이에 본 연구에서는 시계열적 방법론을 이용한다. 시계열적 방법으로는 Gallant and Tauchen(1989)의 준비모수(Semi-nonparametric) 방법을 사용한다. 준비모수 방법의 대안으로 전통적인 방법(VAR, 다변량 GARCH), Evans and Lyons(2002)에서 사용하였던 비모수방법(nonparametric) 방법이 가능하다. 그러나 전통적인 방법, 예를 들어 VAR의 충격반응 함수는 충격이 직교화 되어 있고 대칭적 충격의 분석만이 가능하기 때문에 앞서 설정한 가설을 검정할 수 없다. Evans and Lyons(2002)가 사용한 비모수방법의 경우 앞서 설정한 가설 검정을 위해 환율의 변동성 변수를 새롭게 추가해

7) 다음 실증분석 결과에서 이와 관련된 가설검정 결과가 제시된다.

야 한다. 그러나 Gallant and Tauchen 방법의 경우 모수적(parametric)으로 변동성 항목을 추정할 수 있어, 변동성 변수를 분석에 추가할 필요가 없는 장점이 있다.

Gallant and Tauchen(1989)의 준비모수 방법론에서 추정해야 하는 부분은 크게 평균 부분, 변동성 부분, 다항식 부분으로 나뉜다. 평균부분은 전통적인 VAR, 변동성은 ARCH/GARCH의 상대개념(counter parts)으로 이해할 수 있다. 다항식 부분은 정규분포에서 벗어난 분포적 특징을 설명하기 위한 부분이다. 준비모수 모형이 추정하는 확률밀도함수는 모수화된 다양한 무한대의 조건부 확률밀도함수를 포함하고 있기 때문에 Kernel, Spline 등의 비모수 방법과 맥을 같이 한다. 준비모수 확률밀도함수  $f(y_t|x_{t-1}, \theta)$ , 는 다음의 형태를 갖는다.

$$f(y_t|x_{t-1}, \theta) = \frac{A}{B} \quad (1)$$

여기서,  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}) = (\text{원/달러, 거래량})$   $A = \{P[r_{x_{t-1}}^{-1}(y_t - \mu_{x_{t-1}}), x_{t-1}]\}^2 \cdot \phi[r_{x_{t-1}}^{-1}(y_t - \mu_{x_{t-1}})]$ ,  
 $B = r_{x_{t-1}} \int [P(u, x_{t-1})]^2 \phi(u) du$ ,  $P(z, x) = \sum_{\alpha=0}^{K_x} \left( \sum_{|\beta|}^{K_y} a_{\alpha\beta} x^\beta \right) z^\alpha$ ,  $z_t = r_{x_{t-1}}^{-1}(y_t - \mu_{x_{t-1}})$ ,  
 $\phi(z) = \sqrt{2\pi} e^{-z^2/2}$ ,  $\mu_{x_{t-1}} = b_0 + b'x_{t-1}$ ,  $r_{x_{t-1}} = \rho_0 + \rho_r|x_{t-1}| + \rho_g r_{x_{t-2}}$ 를 나타낸다.

따라서 준비모수 방법에서 추정해야 하는 모수는, 다항식과 관련된 모수  $a = (a_{\alpha\beta})$ ,  $y$  수준과 관련된 모수  $b = (b_0, b')$ ,  $y$ 의 이산성(heteroskedastic)을 찾아내는 스케일(scale) 모수  $c = (\rho_0, \rho_r, \rho_g)$  등이다. 따라서 추정해야 할 모수 전체는  $\theta = (a', b', c')$ 가 된다. 준비모수 모형의 추정방법은 최적우도함수 방법을 이용하며, 모형 설정 기준은 통상적인 BIC(Bayesian Information Criterion), AIC(Akaike IC), HQ(Hannan-Quinn)를 사용한 후 잔차항의 특징 등과 같은 보조 지표를 함께 이용하였다.

원/달러 환율과 거래량의 확률밀도함수  $f(y_t|x_{t-1}, \hat{\theta})$ 를 사용하여 각 가설을 검정할 수 있다. 즉,

$$\begin{aligned} \hat{g}(x) &\equiv E[g(y_{t+j-J}, \dots, y_{t+j})|x_t = x] \\ &= \int \dots \int g(y_{j-J}, \dots, y_j) \left[ \prod_{i=0}^{j-1} f(y_{i+1}|y_i, \dots, y_{i-L+1}, \hat{\theta}) \right] dy_1 \dots dy_j \end{aligned}$$

기존 국내외 미시적구조론 관련 연구의 대부분은 1차, 2차 적률(moment)에 대한 함의만 있으며 그 이상 고차원 적률에 대한 이론적 잣대를 제공하지 않고 있다. 미시적구조론의 두 가설을 검정하는데 있어 Evans and Lyons(2002) 역시 1차, 2차 적률을 이용한 바 있다. 이에 본 연구에서는 제가설을 검정하는데 있어 함수  $g(\cdot)$ 를 조건부평균과 조건부분산으로 제한하여 분석한다. 따라서 각 가설 관련 정보가 유입되면서 조건부 평균과 변동성(조건부 분산)에 어떻게 영향을 미치는지를 분석함으로써 가설 H1~H4을 검정할 수 있다.

조건부 모멘트 행태함수를 구하기 위해서는 적분(integrals) 계산이 요구되는데, 정확한 해(closed solution)가 존재하지 않아 몬테카를로 방법을 이용하여 계산하였다. 즉,

$$\hat{g}(x) = \int \cdots \int g(y_j, \dots, y_{j-j}) \left[ \prod_{i=0}^{j-1} f(y_{i+1} | y_i, \dots, y_{-L+1}) \right] dy_1 \cdots dy_j$$

$$\approx \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R g(y_j^r, \dots, y_{j-j}^r)$$

여기서  $\{y_j^r\}_{j=1}^{\infty}$ 는 시뮬레이션을 통한 임의 추출(random sampling)을 통해 얻어낸 값이다. 즉,  $y_1^r$ 은  $f(y | y_0, y_{-1}, \dots, y_{-L+1})$ 에서, 다시  $y_2^r$ 은  $f(y | y_1^r, y_0, \dots, y_{-L+2})$ 에서,  $y_{j+1}^r$ 은  $f(y | y_j^r, y_{j-1}^r, \dots, y_{-L+1+j})$ 에서 추출되는 방식이다.

각 가설의 신뢰구간은 Gallant, Rossi and Tauchen(1993)의 방법에 따라 구했으며 그 절차는 다음과 같다. ① 매번 다른 랜덤숫자를 창출하여 추정된 비모수 모형을 이용하여 500개의 시뮬레이션 자료를 만든다. ② 500개의 시뮬레이션 자료 각각에 대해 비모수 모형을 추정한다. ③ 절차 ‘②’에서 추정된 모형을 이용하여 각 가설과 관련된 적률을 계산한다. ④ 각 가설 관련 적률 중 95%의 분위수(quantile)을 구하고, 이를 이용하여 각 가설의 95% 신뢰구간을 계산한다.

## IV. 자료와 실증분석 결과

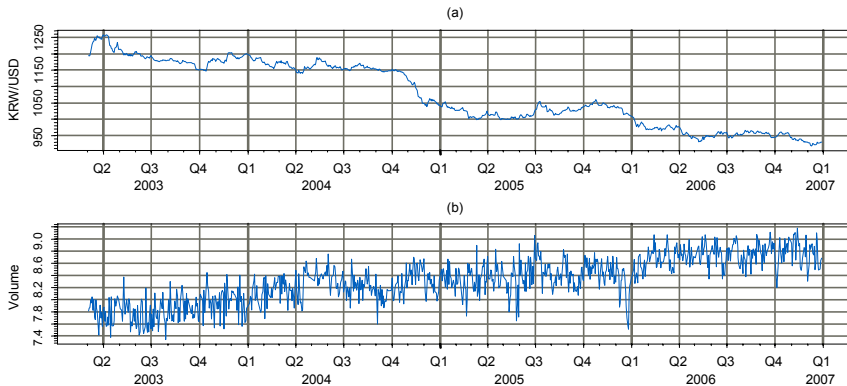
### 1. 자료 및 기초분석

본 연구에서는 일별 증가 원/달러 환율과 현물환 거래량을 실증분석에서 이용한다. 분석 기간은 2003년 3월부터 2006년 12월까지이며, 표본의 총관측수는 892개 이다.

<그림 1>은 두 변수의 분석기간 동안의 시계열 과정을 도해화한 것이다. 그림의 패널 (a)는 원/달러 환율의 움직임을 기술한 것으로, 표본기간 동안 원화가 지속적으로 절상되었음을 알 수 있다. 표본기간의 시작인 2003년 3월 4일 원/달러 환율의 종가는 1194.3원이며, 분석의 마지막 시점인 2006년 12월 28일은 930.6원으로 원화가 20% 이상 절상되었음을 알 수 있다. 패널 (b)는 거래량 자료의 시계열을 도해한 것으로 거래량 역시 지속적으로 증가한 것을 알 수 있다.

<Figure 1> Daily KRW/USD spot exchange rates and its trading volume

Figures show daily time series data of KRW/USD (panel (a)) and its logarithmic trading volume (panel (b)) from 03/02/2002 to 12/31/2006.



Source : Bank of Korea

원/달러 환율의 변화율(이하 원달러 수익률)과 거래량의 기초통계량은 <표 1>에 요약되어 있다. 원달러 수익률의 평균값은 거의 0에 가까워 환율 수준의 자기상관관계가 높음을 알 수 있다. 또한 왜도와 첨도가 정규분포의 그것과 다르다. 즉 정규분포에 비해 평균부분의 분포에 자료가 많이 몰려 있고 평균을 기준으로 한쪽 방향으로 치우친 분포(leptokurtic)를 갖고 있다. 이러한 수익률의 평균과 분포의 특징은 국내외 연구(Hsieh, 1989; 정재식, 1999)에서 이미 제기된 바 있다. 거래량은 자기상관관계가 매우 높게 나타나 1차 자기상관관계가 0.79를 기록하고 있다. 5일 이후에도 거래량의 자기상관관계가 0.7이상 높게 나타나 장기기억(long memory)적 특징이 있음을 알 수 있다.

기초통계량 중 원/달러 자기상관관계가 0과 다른 것은 기존 국제통화의 일반적인 특징과 매우 다르다. 통상적으로 국제통화간의 환율 수익률은 자기상관관계가 없는 것으

로 나타나지만 본 연구에서 사용된 원/달러 자료는 1차 자기상관관계가 상대적으로 높게 나타났다.<sup>8)</sup> 원달러를 대상으로한 국내연구의 경우 정재식(1999)은 원달러 환율의 자기상관관계 지속성을 지적한 바 있다. 정재식은 서울외환시장의 제도적 변혁기(1997년 12월 부터 1999년 7월초)를 대상으로 원달러 환율의 자기상관관계를 분석하여, 원달러 수익률의 자기상관관계가 2주 이상 0과 다르지 않다고 주장하였다. 정재식(1999)의 연구와 비교할 때 상대적으로 자기회귀성의 지속성이 줄어들었지만 국제통화와 다른 특징을 갖고 있음을 알 수 있다.

<Table 1> Basic statistics

The table shows basic statistics of variables used in this paper. The columns “JB” and  $\rho_i$ 's show the Jarque-Bera statistics with  $p$ -value in the parenthesis and  $i^{\text{th}}$  serial correlation, respectively.

	mean	std.dev	max	min	skewness	kurtosis	JB	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_5$
KRW/USD	-2.76E-2	3.76E-1	1.37	-1.74	-0.156	5.10	167 (0.00)	0.118	0.030	0.053
trading volume (log)	8.33	0.381	9.18	7.34	-0.197	2.43	17.91 (0.00)	0.791	0.749	0.726

source : Bank of Korea.

거래량의 자기상관관계는 상당히 지속적(persistent)임을 알 수 있다. 1차 자기상관관계가 0.79이며, 일주일 후에도 0.72로 자생적 충격이 매우 오랜 동안 영향을 미침을 알 수 있다. 거래량의 장기기억적 특징이 <그림 1>에서 보듯이 추세선에 의해 비롯될 수 있어 아래의 추세선 회귀식 (2)를 추정하였다. 예상한 바와 같이 시간  $t$  계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 0과 다를 뿐 아니라 시간의 제곱  $t^2$  계수 역시 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

$$Volume = 7.75^{***} + 0.002^{***}t + 0.0001^*t^2 \quad (2)$$

(0.023)      (0.0001)      (0.0001)

주 : \*\*\* 1%, \* 10%에서 유의적임을 의미.

이하의 실증분석에서 계절적 요소를 제거한 거래량을 사용하는데, 이는 통계적으

8) 시간 더미, 요일 더미를 사용하여 계절성을 검정하였으나 10%에서 유의성을 없는 것으로 나타났다. 따라서 계절성이 자기상관관계의 지속성을 유발하지 않은 것으로 판단된다.

로 뿐만 아니라 가설 검정에서도 이 절차는 매우 중요한 의미를 갖는다. Tauchen and Pitts(1983, 504쪽)은 거래량이 추세선을 갖는 경우 거래량과 가격 변화율(variability)간의 관계가 오도될 가능성이 있음을 지적한 바 있다. 시장참여자들이 급격히 증가할 경우 거래량과 변동성간의 관계가 나타나지 않을 수 있다는 것이 이들의 주장이다. 요일 효과 두 변수간의 관계에 영향을 미칠 수 있다는 판단 하에 요일 효과를 추가적으로 검정하였다. 그 결과(식 (3)) 월요일과 화요일에 요일 효과가 있음을 알 수 있다. 즉 금요일에 비해 상대적으로 월요일 및 화요일에 거래량이 작은 것으로 나타났다.

$$Volume = 7.763^{***} + 0.002^{***}t + 0.0001^{***}t^2 - 0.054^{**}D_M - 0.039^*D_{Tue} + 0.026D_W - 0.0134D_{Th} \\ (0.027) \quad (0.0001) \quad (0.0001) \quad (0.024) \quad (0.023) \quad (0.023) \quad (0.023) \quad (0.023)$$

(3)

주 :  $D$ 는 요일터미를 나타낸다.

추세선과 요일 효과를 제거한 후 자기상관관계를 다시 분석한 결과 자기상관관계의 정도는 줄었지만 자기상관관계가 여타 금융가격변수에 비해 높게 나타나고 있다. 추세선 및 요일효과를 제거하는 경우 거래량의 자기상관관계는  $\rho_1 = 0.39$ ,  $\rho_2 = 0.30$ ,  $\rho_5 = 0.13$ 으로 계산되었다. 장기기억적 특징이 그대로 내재해 있지만 계절성 요인을 제거함에 따라 그 정도는 많이 줄어들었음을 알 수 있다. 이러한 자기상관관계의 감소가 추세선에 의한 것인지 아니면 요일효과에 의한 것인지를 알기 위해 추세선만을 제거한 경우 거래량의 자기상관관계를 계산한 결과 자기회귀계수는  $\rho_1 = 0.39$ ,  $\rho_2 = 0.29$ ,  $\rho_5 = 0.13$ 으로 나타났다. 결국 거래량의 자기상관관계는 추세선과 밀접한 관계가 있음을 알 수 있다.

## 2. 준비모수모형 추정결과

거래량과 원/달러 환율간의 동태적 특징을 분석하기 위해 모형 선택 기준은 BIC (Bayesian Information Criterion), AIC(Akaike IC) HQ(Hannan-Quinn)을 사용하였다. 준비모수모형의 설정 모수를 다양하게 설정한 결과 평균부분의 시차는  $1(L_\mu = 1)$ , 변동성은 ARCH(1), 정규분포에서 벗어난 특징을 포함하는 다항식 부분  $K_s = 4$ ,  $I_s = 1$ 를 선택하였다.9) 분석기간 중 거래량과 원/달러 환율은 평균의 자기회귀성, 변동성의 집적성

9) 기호는 식 (1)과 동일하다.

(clustering), 정규분포와의 괴리 등의 특징이 있음을 알 수 있다. 모형선택 기준에 따라 선택된 준비모수 모형의 총 모수 개수는 27개로 전체 표본수를 고려할 때 과도하게 많지 않음을 알 수 있다.

추정된 준비모수 모형의 평균부분 회귀식을 잠깐 살펴보면 식 (4)와 같다. 앞의 자료의 기초분석과 동일하게 환율 수익률이 1차 계수가 통계적으로 유의하게 나타났다. 오늘의 환율 변화 중 어제 환율과 거래량이 각각 9%넘게 설명하는 것으로 분석되었다. 나타났다. 자유변동 환율제도하에서 과거 정보가 내일 환율의 18% 이상 설명할 수 있다는 사실은 예상 밖의 결과이다. 반면 거래량은 과거 거래량만이 통계적 유의성을 갖고 있는 것으로 분석되었다.

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= 0.062 + 0.092^{***} \Delta S_{t-1} + 0.091^{***} V_{t-1} & (4) \\ & (0.66) \quad (0.04) \quad (0.029) \\ V_t &= 0.494 - 0.022 \Delta S_{t-1} + 0.397^{***} V_{t-1} \\ & (0.12) \quad (0.03) \quad (0.03) \end{aligned}$$

추정된 변동성 부분의 ARCH 모수 벡터를  $P$ 라 할 때 추정치  $\hat{P}$ 은 다음과 같다.

$$\hat{P} = \begin{bmatrix} 0.208^{***} & 0.004 & -0.063^{**} \\ -0.082^{***} & -0.065 & 0.110^{***} \end{bmatrix}$$

여기서  $\hat{P}$ 의 첫 번째 열은 환율, 공분산, 거래량 각각 ARCH 항목의 계수이며, 두 번째 열은 거래량과 관련된 각 변수 ARCH 계수를 의미한다.<sup>10)</sup> 따라서 거래량과 환율의 변동성은 자신뿐만 아니라 다른 변수의 ARCH 항목에 의해 통계적으로 유의한 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 반면 공분산 항목은 각 변수 변동성에 영향을 미치지 못하고 있다.

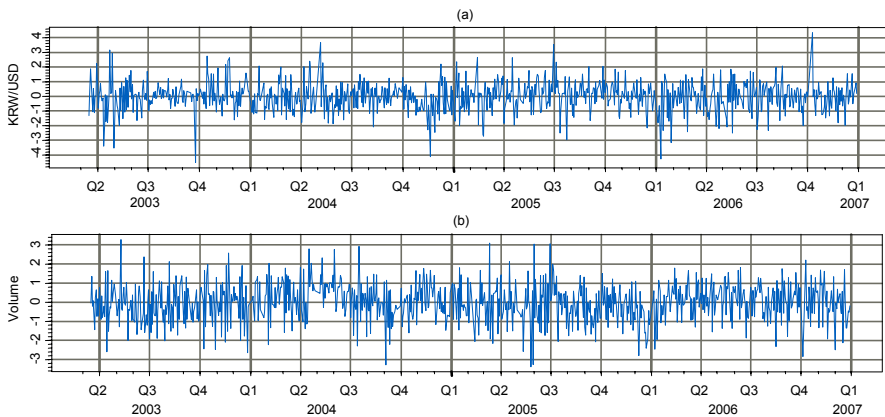
모형 설정 기준을 통해 선택된 준비모수 모형의 적정성 여부를 판단하기 위해 준비모수 추정 후 남은 잔차항 및 잔차항 제곱의 통계적 특징을 보조지표로 이용하였다. 표준화된 잔차항은 <그림 2>에, 잔차항 제곱의 자기상관관계는 <그림 3>에 도해하였다. <그림 2>에서 위 패널은 원/달러 환율 수익률 잔차항을, 아래 패널은 거래량 잔차항을 나타낸다. 만약 추정된 준비모수 모형이 적정하다면 잔차항이 뚜렷한 통계적 특성을 갖지 않아야 한다. 즉 화이트 노이즈와 유사해야 한다. 그림을 통해 볼 때 두 변수 모두

10) (\*\*)은 5%, (\*\*\*)은 1% 유의수준에서 통계적 의미가 있음을 의미한다.

95%내에 대부분 위치하고 있어 선택된 모형이 큰 문제가 없다고 판단된다. <그림 3>은 잔차항 제곱의 자기상관관계를 도해한 것으로 오른쪽 패널은 환율 잔차항의 제곱으로 낮은 차수의 경우 대부분 자기상관관계가 없는 것으로 나타나 준비모수 모형의 ARCH 모수가 잘 추정된 것으로 판단된다. 왼쪽 패널은 거래량 잔차항의 제곱으로 원자료의 장기기억적 특징과 매우 다른 모습을 보이고 있다.

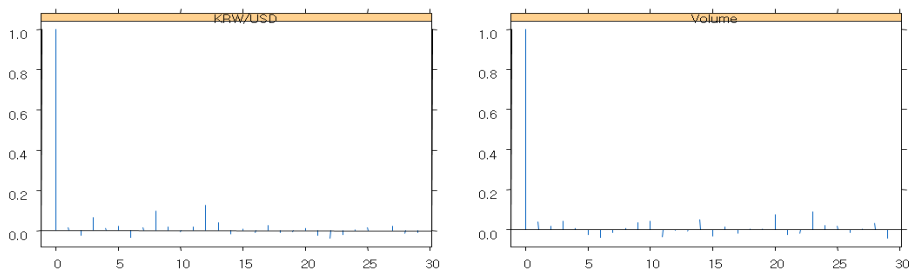
<Figure 2> Standardized Residuals of KRW/USD and its trading volume from Semi Non-parametric Estimation

Figures show standardized residuals of KRW/USD spot exchange rate and its trading volume after selecting, based on BIC, an appropriate semi non-parametric model.



<Figure 3> Serial correlation of residuals of KRW/USD and its trading volume

Figures show serial correlation of residuals of KRW/USD spot exchange rate (panel (a)) and its trading volume (panel (b)) after selecting, based on BIC, an appropriate semi non-parametric model. This statistic is an indirect evidence, along with BIC, of the adequacy of the model selection.

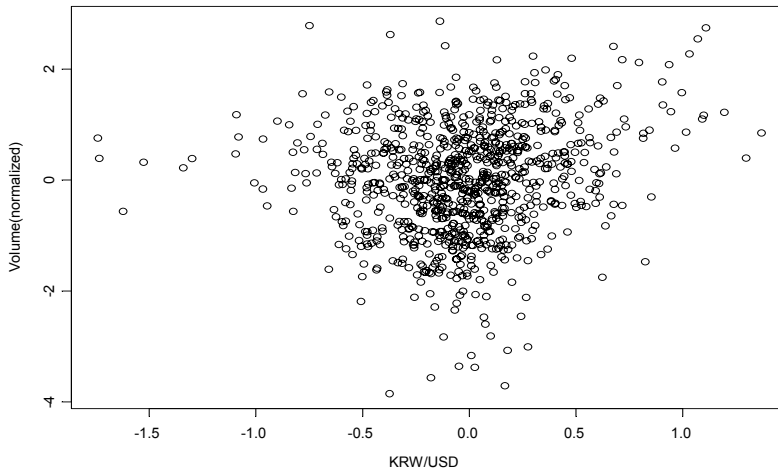


### 3. 자료를 이용한 가설의 재설정

이론적으로 어느 정도 거래량과 환율이 변해야 정보가 시장에 유입되었는지에 대한 기준이 없다. 따라서 본 연구에서는 전통적인 VAR 충격반응함수의 맥락에서 충분히 큰 거래량과 환율의 변화를 새로운 상황 발생으로 간주한다. 거래량과 환율이 매우 크게 움직이는 것에 대한 통계적·이론적 기준이 없기 때문에 실증분석 자료를 기준으로 선택할 수밖에 없다. 본 연구에서는 <그림 4>의 산포도(scatter plot)를 이용하여 큰 충격의 기준을 결정한다. <그림 4>의 X-축은 환율의 수익률을, Y-축은 표준화한 거래량을 나타낸다. 거래량을 표준화한 이유는 해석의 용이성 때문이다. 시각적으로 볼 때 원/달러 환율은 1% 정도를, 거래량은 약  $2 \times (\text{표준편차} = s_v)$ 가 큰 충격으로 볼 수 있다.

<Figure 4> Scatter diagram of residuals of KRW/USD and trading volume

Figure shows scatter plot of residuals after applying semi non-parametric estimation.



<그림 4>를 통해 결정한 환율과 거래량의 충격 기준을 앞서 설정한 가설 H1-4에 적용하면  $\delta_1 = 1.0$ ,  $\delta_2 = 2.0s_v$ 가 된다. 이를 이용하여 가설을 세분화하면 다음과 나타낼 수 있다(아래에서  $\bar{x}_1$ 는 환율의 표본 평균,  $\bar{x}_2$ 는 거래량의 표본평균, 함수  $g(\cdot)$ 는 조건부 평균과 변동성을 의미한다).

## 사적정보

$$H11 : g(\bar{x}_1+1.0, \bar{x}_2+2s_v) \neq g(\bar{x}_1, \bar{x}_2), H12 : g(\bar{x}_1-1.0, \bar{x}_2+2s_v) \neq g(\bar{x}_1, \bar{x}_2)$$

## 포지션조정

$$H2 : g(\bar{x}_1, \bar{x}_2+2s_v) \neq g(\bar{x}_1, \bar{x}_2)$$

## 두 가설(사적정보와 포지션조정)의 상이성

$$H31 : g(\bar{x}_1+1.0, \bar{x}_2+2s_v) \neq g(\bar{x}_1, \bar{x}_2+2s_v),$$

$$H32 : g(\bar{x}_1-1.0, \bar{x}_2+2s_v) \neq g(\bar{x}_1, \bar{x}_2+2s_v)$$

## 공적정보 충격

$$H41 : g(\bar{x}_1+1.0, \bar{x}_2) \neq g(\bar{x}_1, \bar{x}_2), H42 : g(\bar{x}_1-1.0, \bar{x}_2) \neq g(\bar{x}_1, \bar{x}_2)$$

## 4. 원/달러 환율의 조건부 평균에 대한 충격반응함수

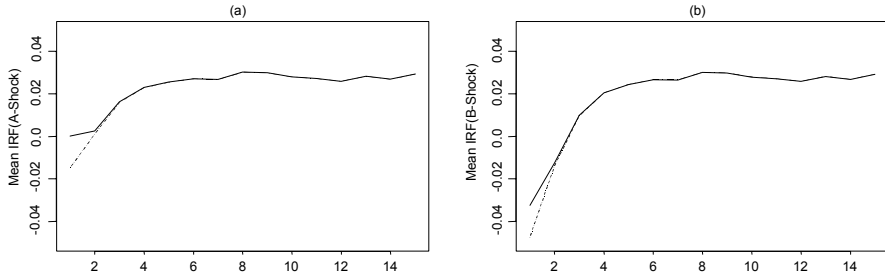
<그림 5>는 환율수익률의 조건부 평균이 앞서 설정한 가설(충격)이 어떻게 반응하는지를 도해한 것이다. 각 반응함수는 환율과 거래량의 평균 값에 충격이 발생하는 경우와 평균 값에서 발생하는 두 변수의 조건부 평균을 뺀 값이다. 예를 들어 가설 H11은  $(g(\bar{x}_1+1.0, \bar{x}_2+2s_v) - g(\bar{x}_1, \bar{x}_2))$ ,  $(g(\bar{x}_1-1.0, \bar{x}_2+2s_v) - g(\bar{x}_1, \bar{x}_2))$ 를 도해화 한 것이다. 그림의 패널 (a)는 사적정보가설 H11, H12의 충격반응함수로 실선은 H11, 1점쇄선은 H12, 점선은 H2 가설 관련 환율의 조건부 평균 충격반응을 나타낸다. 첫 번째 눈에 띄는 특징은 충격 발생 시 약 2~3일 이후 그 충격이 사라지고 있다. 사적정보가 유입되더라도 3일내로 사라진다는 것을 알 수 있다. 두 번째 특징은 사적정보 및 포지션조정 충격이 발생하는 경우 원/달러 수익률이 하락하다가 점진적으로 상승함을 알 수 있다. 세 번째는 환율의 급속한 상승을 유발하는 사적정보(H11)보다 하락을 유발한 사적정보(H12)가 환율에 더 큰 영향을 미쳤음을 알 수 있다.<sup>11)</sup>

<그림 5>의 패널 (b)는 공적정보와 관련된 환율의 충격반응으로 실선은 H12, 1점쇄선은 H12, 점선은 H2 가설과 관련된 충격에 대한 환율의 반응함수를 나타낸다. 눈으로 볼 때 사적정보 충격과 유사한 양상을 보이고 있다. 예상대로 원화 절상 충격은 환율을 하락시켰으며, 절하 충격은 반대로 나타나고 있다.

11) 신뢰구간을 이용한 통계적 분석은 아래에서 언급할 예정이다.

<Figure 5> Impulse response function of KRW/USD to information shocks

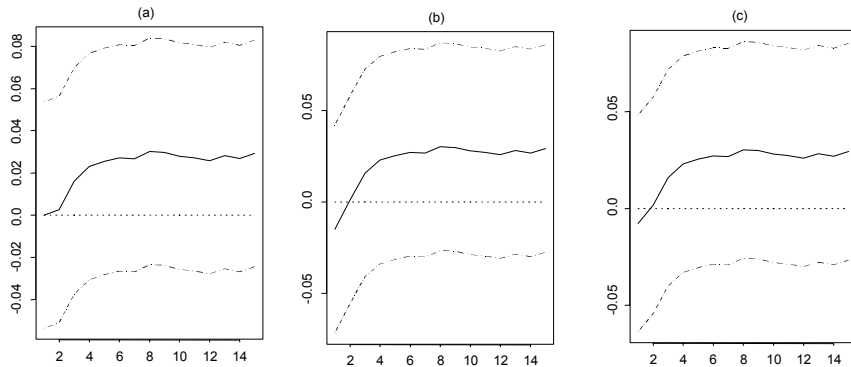
Panels (a) and (b) show the responses of the conditional mean of KRW/USD exchange rate to private information and public information shock, respectively. Each solid, dotted-and dash-dot line represents the KRW/USD's impulse responses to private information shocks (panel (a)) and public information shocks (panel (b)).



사적정보 및 포지션조정 관련 정보(충격)이 시장에 유입되었을 때 해당 정보가 시장 환율에 영향이 없다는 가설을 검정한 결과와 신뢰구간은 <그림 6>에 도해되어 있다. <그림 6>의 패널 (a), (b), (c)는 가설 H11, H12, H2에 대한 신뢰구간으로, 만약 신뢰구간이 0을 포함하고 있는 경우 통계적으로 사적정보와 포지션조정 정보 유입은 시장에 영향을 미치지 못한 것으로 해석된다. 이러한 해석을 기준으로 <그림 6>을 판단해 볼 때 두 가설 모두 조건부 평균에 대해서는 유의적이지 못함을 알 수 있다. 만약 사적, 포지션조정 정보가 발생하는 경우 그 충격은 1일내로 사라진다는 것을 의미한다.

<Figure 6> Impulse response function of KRW/USD to private information shock with 95% confidence bands

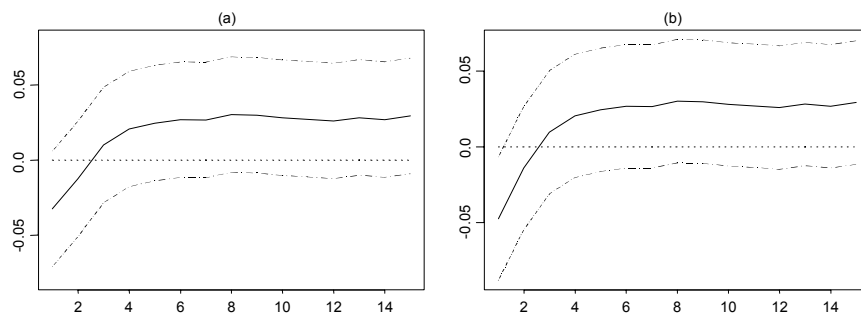
Panels show KRW/USD's impulse responses and its 95% confidence band to private information shocks ((a), (b)) and position adjustment shock (c).



<그림 7>은 공적정보 충격(가설 H41)와 관련된 95% 신뢰구간을 요약한 것이다. 패널 (a)는 환율의 상승을 초래하는 정보가 유입되는 경우이며, (b)는 환율 하락과 관련된 정보가 유입된 상황이다. 앞의 사적정보 충격과 달리 환율 하락 공적정보는 최소 1일 이상 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 따라서 분석기간 중 환율의 변화를 초래한 공적정보는 절상과 절하에 여부에 따라 비대칭적인 영향을 미치고 있다. 공적정보를 뉴스의 유입으로 해석할 때 이러한 결과는 송치영(2002)의 주장과 그 맥을 같이한다. 분석기간내 원화가 지속적으로 절상되는 상황에서 예기치 못한 원화 절상 관련 공적정보의 추가적 유입이 원/달러 환율의 지속성에 영향을 미친 것으로 해석된다. 이러한 분석을 통해 한 가지 알 수 있는 것은 원화 절상 공적정보가 원/달러 환율(변화율)에 영향을 미쳐 통계적으로 유의한 1차 자기상관관계(<표 1>)를 유발한 점이다. 즉 공적정보 유입이 원/달러 수익률의 1차 자기상관관계를 국제통화와 다르게 만든 것으로 판단된다.

<Figure 7> Impulse response functions of KRW/USD to public information shock with 95% confidence bands

Both panels show KRW/USD's impulse response and its 95% confidence band to various public information shocks.



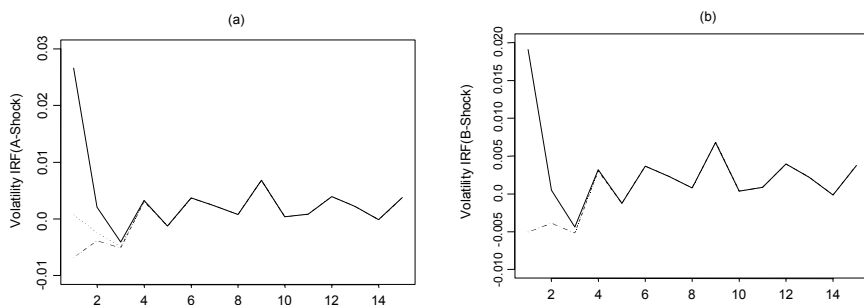
## 5. 조건부 분산(변동성)에 대한 충격반응함수

원/달러 변동성에 사적정보가 유입된 가설과 포지션조정 충격이 발생한 가설은 <그림 8>의 패널 (a)에 요약되어 있다. 패널 (a)에서 (H11, H12, H2) = (실선, 1점쇄선, 점선)으로 표시되어 있다. 첫 번째 눈에 띄는 특징은 사적정보 충격이 변동성에 비대칭적으로 영향을 미친다는 점이다. 환율의 상승을 초래하는 사적정보(실선)가 환율 하락 관련

사적정보(1점쇄선)에 비해 큰 변동성을 유발하고 있다. 또한 포지션조정 관련 정보가 발생하는 경우 역시 변동성이 증가하는 것으로 나타나고 있으나 그 크기는 원화 절하관련 사적정보에 비해 작다. 그림의 패널 (b)는 가설 H41(실선), H42(점선)의 검정결과를 보여주고 있다. 환율의 상승과 관련있는 공적정보가 유입되는 경우 변동성이 크게 증가하였으나, 환율 하락 관련 공적정보 유입은 변동성에 거의(상대적으로) 영향을 미치지 못했음을 알 수 있다. 이러한 결과는 분석기간 동안의 원화의 움직임을 고려할 때 타당성이 있다고 볼 수 있다. 분석기간 동안 환율은 지속적으로 하락(원화 절상)하였는 바, 대부분의 시장참여자들은 환율 하락을 예상했을 것이다. 만약 전반적인 예상과 다른 즉 환율의 상승을 유발하는 공적정보가 유입되는 경우 시장불확실성이 높아지면서 변동성에 영향을 미쳤다는 해석이 가능하다.

<Figure 8> Impulse response functions of KRW/USD's volatility to information shocks

Panels (a) and (b) show the response of the conditional volatility of KRW/USD exchange rate to private information and public information shock, respectively. Each solid, dotted-and dash-dot line represents the KRW/USD's volatility responses to private information shocks (panel (a)) and public information shocks (panel (b)).



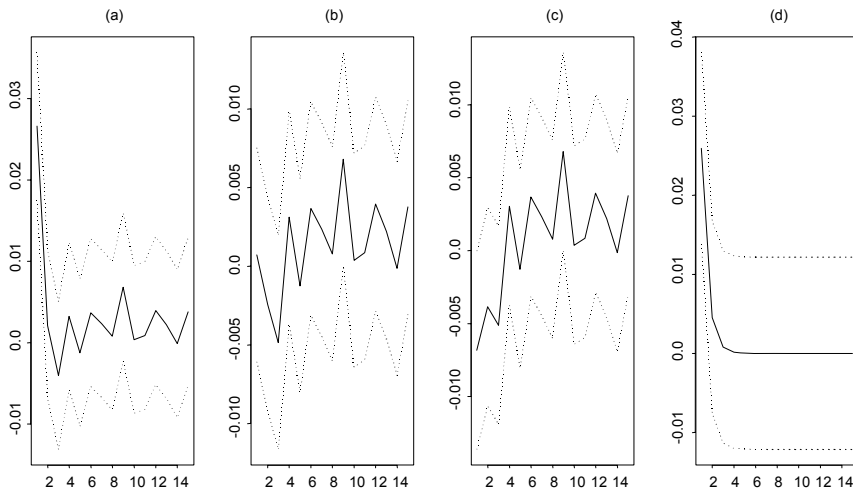
각 정보가 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치는지는 <그림 9>에 요약되어 있다. 원화가 절상되고 거래량이 증가하는 사적정보가 유입되는 경우(H11) 2일 이상 통계적으로 유의하게 변동성을 높이고 있다(패널 (a)). 반면 거래량이 증가하고 원화가 절하되는 충격 사적정보가설의 경우(패널 (b)) 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 포지션조정 관련 충격(가설 H2)의 경우 1일 정도 통계적으로 유의하게 변동성을 감소시키고(패널 (b)) 있다. 결국 사적정보 충격이라도 환율의 상승, 하락에 따라 변동성에 상이한 영향을 미치고 있으며, 포지션조정 관련 정보 역시 변동성에 영향

을 미치는 것으로 나타났다.

환율의 상승을 초래하는 사적정보가 유입되는 것과 포지션조정과 관련된 정보가 유입되는 경우 변동성에 대한 함의가 일별로 다른 지를 분석한 결과(가설 H31)<sup>12)</sup>는 <그림 9>의 패널 (d)에 있다. 앞의 분석에서 사적정보와 포지션 조정 정보가 변동성에 공히 영향을 미치고 있는데 이들이 통계적으로 동일한 함의를 갖는지를 분석할 필요가 있다. 패널 (d)의 실선은 충격 사적정보와 포지션 조정이 변동성에 미친 효과의 차이를(가설 H31의 기호로 표시하는 경우  $(g(\overline{x}_1+1.0, \overline{x}_2+2s_v) - g(\overline{x}_1, \overline{x}_2+2s_v))$ ), 점선은 이에 대한 95% 신뢰구간을 나타내고 있다. 그림에서 쉽게 알 수 있듯이 약 2일 이상 통계적으로 두 변동성간의 차이가 있음을 알 수 있다. 결국 사적정보, 포지션조정 모두 변동성에 영향을 미치되 사적정보가 포지션조정과 관련된 정보에 비해 더 긴(prolonged) 변동성 상승을 유발한다는 것을 알 수 있다.

<Figure 9> Impulse response functions of KRW/USD's volatility to private information shock with 95% confidence bands

Panels show KRW/USD's impulse response and its 95% confidence band to private information shocks ((a), (b)) and position adjustment shock (c). Panel (d) represents 95% confidence bands of the null hypothesis of no difference between private information and position adjustment shock.

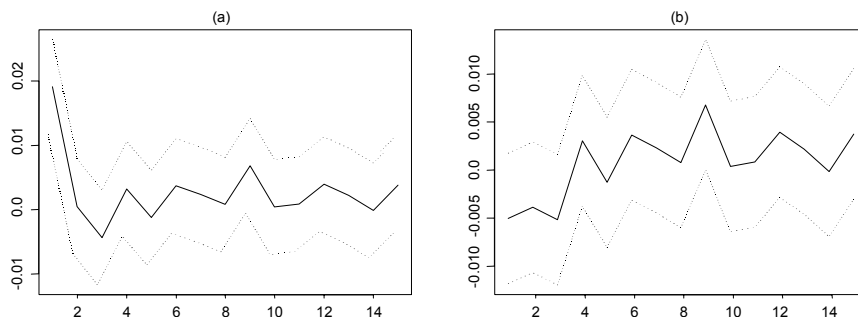


12) 환율 하락 관련 사적정보가 변동성에 유의적으로 영향을 미치지 못하는 반면 포지션조정 충격은 유의적 영향력이 있기 때문에 가설 H32는 성립되는 것을 알 수 있다.

공적정보의 경우 역시 환율에 미치는 충격에 따라 변동성에 대한 함의는 다르게 나타나고 있다. <그림 10>은 공적정보에 대한 변동성의 충격반응함수와 신뢰구간을 보여주고 있다. 환율 상승을 유발하는 가설 H41의 경우 최소 1일 변동성을 증가를 초래하는 반면 환율 하락 충격은 변동성에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 사적정보 충격과 같이 공적정보 역시 환율의 상승, 하락에 따라 변동성에 비대칭적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 공적정보가 변동성에 1일 이상 영향을 미친다는 사실은 결국 뉴스의 속성과 밀접한 관계가 있을 것으로 판단된다. 즉 시장참여자들의 예상에 반하는 국내의 사건이 발생하거나, 정부의 시장개입과 관련이 있을 것으로 판단된다.

<Figure 10> Impulse response functions of the volatility of KRW/USD to public information shock with 95% confidence bands

Both panels show KRW/USD's volatility response and its 95% confidence band to various public information shocks.



## V. 요약 및 결론

본고에서는 서울 외환시장에서 관측되는 일별 거래량과 원/달러 환율을 이용하여 미시적구조론의 함의를 분석하였다. 거래량이 증가하는 경우 사적정보의 유입으로 초래된 것인지(event uncertainty view) 아니면 단순히 달러간의 손바꿈의 결과인지(hot potato view)를 검정하였다. 사적 및 포지션조정 관련 정보 모두 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있어 두 가설 모두 지지되는 것으로 나타났다. 추가적으로 사적정보와 포지션조정 정보 중 어느 것이 변동성에 더 큰 영향을 미치는지를 검정한 결과 예상한대

로 사적정보가 더 크고 지속적인 영향을 끼쳤다.

공적정보(거래량 변화 없이 환율만 변하는 경우)는 원/달러 환율 수준과 변동성에 유의적인 영향을 미쳤으나 절상 또는 절하에 따른 그 통계적 유의성은 달랐다. 원화 절하와 관련된 공적정보가 유입되는 경우 원/달러 평균에 1일 이상 유의적인 영향을 미친 반면 변동성에는 유의적이지 못했다. 반면 원화 절하 관련 공적정보의 경우 변동성에만 유의적인 영향을 미쳤다. 분석 기간 중 원화가 지속적으로 절상된 바 이와 관련된 공적정보가 원/달러 평균 수준에 1일 이상 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 또한 원/달러 환율(변화율)의 유의적인 1차 자기상관관계는 원화의 절하와 관계되는 공적정보에서 비롯된 것으로 판단된다.

본 연구가 대립되는 두 가지 견해를 기존연구에 비해 좀 더 객관적인 방법을 활용하여 분석한 점, 1일 이상 지속되는 원화의 절상·절하율이 공적정보와 직접적으로 관련되어 있다는 점, 공적정보라 하더라도 시장의 일반적인 기대와 다른 충격의 유입 여부가 환율과 변동성에 다른 영향을 미친다는 분석결과는 기존 국내외 연구에 새로운 경험적 사실을 추가한 것으로 사료된다. 정보적 특성을 구체적으로 이해하고 세분화하는 모형의 개발과 여타 정보관련 변수를 추가적으로 분석하는 것이 원/달러 환율의 결정과정을 이해하기 위한 중요한 과제로 판단된다. 또한 국제통화(엔/달러, 유로/달러) 환율에서도 동일한 가설이 성립되는지, 차이가 있다면 그 원인이 무엇인지 분석하는 것 역시 원/달러 환율 및 개도국 환율의 결정 과정을 이해하는데 중요한 과제로 볼 수 있다.

## <참 고 문 헌>

1. 박범조, “외환시장의 충격정보가 변동성과 거래량의 관계에 미치는 영향,” 『경제분석』, 제19권 제1호, 2007, 56-87.
2. 선정훈·엄경식, “원/달러 외환시장에서 거래집중도와 거래정보효과와의 관계 : 사건 불확실성 가설과 뜨거운 감자 가설을 중심으로,” 『증권학회지』, 제35권 제6호, 2006, 77-102.
3. 송치영, “뉴스가 금융시장에 미치는 영향에 관한 연구,” 『국제경제연구』, 제8권 제3호, 2002, 1-34
4. 정재식, “준비모수 모형을 이용한 원/달러 환율의 특성 분석,” 『국제경제연구』, 제6권 제1호, 1999, 23-43.
5. 정재식, “원/달러 환율의 거래관련 정보와 변동성간의 관계 : 고빈도 실거래 자료를 중심으로,” 『국제경제연구』, 제12권 제1호, 1999, 15-45.
6. 정재식·주상영, “원/달러 환율의 실현변동성과 외환거래량과의 관계,” 『경제학연구』, 제52집 제1호, 2004, 5-28
7. 정재식·주상영·양두용, “Foreign Exchange Liberalization : Case of Korea,” KIEP, 2000.
8. Easley, D. and M. O’Hara, “Time and the Process of Security Price Adjustment,” *Journal of Finance* 47(2), 1992, 577-605.
9. Dufour, A. and R. F. Engle, “Time and the Price Impact of a Trade,” *Journal of Finance* 55(6), 2000, 2467-2498.
10. Evans, M. D. and R. K. Lyons, “Time-varying liquidity in foreign exchange,” *Journal of Monetary Economics* 49(5), 2002, 1025-1051.
11. \_\_\_\_\_, “Order Flow and Exchange Rate Dynamics,” *Journal of Political Economy* 110(1), 2003, 170-180.
12. Gallant A. R. and G. Tauchen, “Semiparametric Estimation of Conditionally Constrained Heterogeneous Processes: Asset Pricing Application,” *Econometrica* 57, 1989, 1091-1120.
13. Gallant A. R., P. E. Rossi, and G. Tauchen, “Nonlinear Dynamic Structures,” *Econometrica*, 61, 1993, 871-907.
14. Hsieh, D. A., “Modelling Heteroskedasticity in Daily Exchange Rates,” *Journal of Business and Economic Statistics* 7, 1989, 308-318.
15. Kyle, “Continuous Auctions and Insider Trading,” *Econometrica* 53(6), 1985, 1315-1335.
16. Lyons, R. K., “Tests of Microstructural Hypotheses in the Foreign Exchange Market,”

- Journal of Financial Economics* 39(October), 1995, 321-351.
17. \_\_\_\_\_, "A Simultaneous Trade Model of the Foreign Exchange Hot Potato," *Journal of International Economy* 42(May), 1997, 275-298.
18. Payne, R., "Informed trade in spot foreign exchange markets: an empirical investigation," *Journal of International Economics* 61(2), 2003, 307-329.

< Abstract >

# The Role of Information in the Seoul Foreign Exchange Market

Chae-Shick Chung

Based upon daily KRW/USD exchange rate, this paper attempts empirically to disentangle two contrast microstructure views, so called, Event uncertainty view and Hot potato view. To setup two views in empirically tangible way, we use KRW/USD exchange rates and its spot trading volume. We interpret large perturbations in trading volume accompanying the large exchange rate change as an arrival of private information. This phenomenon's interpretation is based on a market microstructure theory postulated by, for example, Easley and O'Hara(1993). Private information is diffused and incorporated into exchange rates through the trading of informed investors. The uninformed or liquidity traders infer a new piece of information via trading volume. Therefore, the trading process diffuses the information as the new piece of information arrives, resulting in a price movement or volatility on higher than normal trading volume. We connect hot potato view by Lyons(1995) with sole big change in trading volume without change in the price or volatility. High trading volume does not reflect the information processing rather than changing hands among dealers due to inventory adjustment.

To setup two views in tangible way, we use KRW/USD exchange rates and its spot trading volume within the framework of nonlinear impulse response function by Gallant, Rossi and Tauchen (1993). The reason we choose the semi-nonparametric(SNP) as an empirical tool is that the SNP family of conditional densities is large enough to encompass almost any conditional density, which will minimize the possibility of wrong interpretation of the liberalization measures on account of a specification error. The SNP technique uses Hermite polynomial expansion to directly approximate conditional density. The leading term of the expansion is an ARCH/GARCH. The higher-order terms in the expansion have coefficients which are functions of the conditioning data. In this manner, the polynomial expansion allows for shape deviations from normality and conditional heterogeneity of unknown form. Nonlinear impulse response functions,

---

\* School of Economics, Sogang University, Seoul, Korea(Tel : 02-705-8704, E-mail : cschung@sogang.ac.kr)

summarized in Gallant, Rossi and Tauchen(1994), are the extension of the impulse response function of linear VAR to the nonlinear case. In the nonlinear model, the dynamic properties can be elicited by perturbing the vector of conditioning arguments in the conditional density.

Under the assumption that the conditional density of the underlying process depends on at most L lag, the j-step ahead conditional mean profile given initial condition can be expressed by:

$$g(x) \equiv E[g(y_{t+j-L}, \dots, y_{t+j})|x_t = x]$$

$$= \int \dots \int g(y_{j-L}, \dots, y_j) \left[ \prod_{i=0}^{j-1} f(y_{i+1}|y_i, \dots, y_{i-L+1}, \hat{\theta}) \right] dy_1 \dots dy_j$$

where  $f(y|x)$  denotes the conditional density with  $x=(y'_{-L+1}, \dots, y'_0)$ .

Tested hypothesis and its relevant empirical setups are summarized as follows:

Hypothesis 1 : Private information shock exists  $\Leftrightarrow g(\bar{x} + \delta^{EUV}) \neq g(\bar{x})$

Hypothesis 2 : Position adjustment shock exists  $\Leftrightarrow g(\bar{x} + \delta^{HPV}) \neq g(\bar{x})$

Hypothesis 3 : Both private information and position shocks size and duration are same  $\Leftrightarrow g(\bar{x} + \delta^{HPV}) = g(\bar{x} + \delta^{EUV})$

Hypothesis 4 : Public information shock exists  $\Leftrightarrow g(\bar{x} + \delta^H) \neq g(\bar{x})$

$$\text{where } g(\bar{x} + \delta^{EUV}) \equiv E[g(y_{t+j-L}, \dots, y_{t+j}) | (\bar{x}_1 \pm \delta_1, \bar{x}_2 \pm \delta_2)],$$

$$\hat{g}(\bar{x} + \delta^{HPV}) \equiv E[g(y_{t+j-L}, \dots, y_{t+j}) | (\bar{x}_1, \bar{x}_2 \pm \delta_2)],$$

$$g(\bar{x} + \delta^H) \equiv E[g(y_{t+j-L}, \dots, y_{t+j}) | (\bar{x}_1 \pm \delta_1, \bar{x}_2)]$$

Empirical results show that both views are prevalent in the market. However, private information affect, as expected, more prolonged and larger on the exchange rate's volatility than hot potato view related shock. Additionally we find that public information shock affects the exchange rate asymmetrically : KRW depreciation and appreciation related public information affects volatility and mean, respectively. This asymmetric public information shock is the main source of statistically significant autocorrelation in the change in KRW/USD, which is one of salient features compared to other international currency.

Key words : Inventory Adjustment, KRW/USD, Microstructure, Private Information, Public Information

JEL Classification : F3, G12, G14