외환시장의 미시적 정보를 이용한 원화환율 변동요인 분석*

최근 주요 선진국에서는 거시환율모형들이 환율변동을 설명하는 데 상당한 한계를 보임에 따라 외환시장 참가자들의 기대 및 거래행태를 반영하는 매수 · 매도 스프레드, 거래주문흐름 등 미시적 정보에 초점을 맞춘 미시구조 접근법이 널리 이용되고 있다. 특히 매수(+) · 매도(-) 거래주문량의 차이인 거래주문흐름(Order flow)은 외환시장 참가자들의 사적정보를 잘 반영하고 있기 때문에 이를 주요 설명변수로 하는 실증분석이 활발히 이루어지고 있다. 우리나라도 외환위기 이후 자유변동환율제의 도입, 외환 및 자본 자유화 조치 등으로 환율의 변동성이 확대되는 가운데 은행간 외환시장 규모가 늘어남에 따라 외환시장 참가자들의 기대 및 거래행태 등 미시적 정보가 원화환율 변동에 상당한 영향을 미치고 있는 것으로 판단된다.

이러한 점을 감안하여 본 논문에서는 Evans & Lyons(2002) 등이 제시한 미시환율모형과 이를 거시환율모형에 접목한 혼합환율모형을 이용하여 1999년 1월 2003년 2월중 일별 및 월별 원화환율을 대상으로 외환시장 참가자들의 사적정보를 반영하는 거래주문흐름과 환율간의 관계에 대해 실증분석해 보았다.

먼저 일별 원화환율의 경우 공개정보인 거시경제변수가 포착하지 못한 부분을 거래주문흐름이 잘 설명하는 것으로 나타났다. 또한 전체기간을 주요 절상기 및 절하기로 나누어 추정해 보면 거래주문흐름의 추정계수가 절상기보다 절하기에 높게 나타나 거래주문흐름의 영향력이 절하기에 더 커지는 경향을 보였다. 한편 월별환율의 경우 기존의 거시환율모형과 거래주문흐름을 추가한 혼합환율모형을 각각 추정한 결과 거래주문흐름이 원화환율의 단기적인 변동은 물론 장기적인 추세 변동에도 영향을 미치는 등 혼합환율모형이 설명력 및 안정성 측면에서 기존의 거시환율모형보다 우월한 것으로 나타났다.

* 본고는 조사국 국제금융팀 권성택 조사역(5급)과 기획국 공보실 전광명 조사역(4급)이 집필하였음. 본고의 내용은 집필자의 개인의견으로서 한국은행의 공식견해를 나타내는 것이 아님

이상의 분석결과를 종합해 볼 때 다음과 같은 정책적 시사점을 찾아볼 수 있다. 첫째 외환당국은 시장의 안정성 제고를 위해 공개정보인 주요 거시경제변수의 흐름 이외에도 은행간 외환시장의 매매주문, 매수 · 매도 스프레드, 건별 거래주문량 등 거래주문 흐름과 관련된 외환시장의 미시적 정보를 면밀히 관찰하는 등 이에 대한 모니터링을 강화해야 할 것이다. 둘째 우리나라보다 외환시장이 발달한 주요 선진국에서 거래주문 흐름의 환율변동에 대한 설명력이 더 크다는 점을 고려할 때 앞으로 전자중개시스템을 통한 외환거래가 더욱 활발히 이루어져야 할 것이며 이와 함께 외환시장의 효율성이 더욱 제고될 수 있도록 외환 및 자본거래 관련 제도의 지속적인 개선에도 많은 노력을 기울여야 하겠다. 셋째 외환시장의 거래주문흐름이 환율의 단기 변동뿐만 아니라 장기 추세에도 큰 영향을 미칠 수 있으므로 원화환율 수준의 적정성 여부를 판단하거나 외환정책적 대응이 필요한 경우에는 거래주문흐름 등 외환시장의 미시적 정보를 적극 활용하여야 할 것으로 판단된다.

I. 머리말

II. 우리나라 외환시장의 미시구조(microstructure) 변화

III. 기존 연구에 대한 개관
1. 이론적 배경
2. 기존의 국내외 연구

IV. 외환시장의 미시적 정보를 이용한 실증 분석
1. 거래주문흐름 산출
2. 원/달러 환율변동에 대한 실증 분석

V. 맺음말

Ⅰ. 머리말

전통적인 거시환율모형[1]들은 환율과 거시경제변수간의 장기균형관계를 규명하는 데 어느 정도 성공적이었으나 환율의 단기변동을 설명하는 데는 미흡한 것으로 나타났다. 이에 따라 최근 주요 선진국에서는 외환시장 참가자들의 私的 情報(non-public information)를 반영하고 있는 거래주문흐름(Order flow) 등 미시적 정보를 명시적으로 고려하여 환율의 장단기 움직임을 분석하는 미시구조 접근법(microstructure approach)이 주요 환율모형으로 대두되고 있다.

우리나라도 외환위기 이전에는 시장평균환율제도하에서 외환거래규제 등이 있었음에도 불구하고 원화환율의 단기변동성이 크지 않아 전통적인 거시환율모형이 환율의 움직임을 어느 정도 잘 설명할 수 있었다.[2] 그러나 외환위기 이후 자유변동환율제 도입, 외환 및 자본자유화 확대 등으로 환율의 변동성이 커진 데다 은행간 외환시장 규모의 증대로 시장참가자들의 기대 및 거래행태 등도 환율에 상당한 영향을 미침에 따라 거시환율모형이 원화환율변동을 충분히 설명하지 못할 것으로 추정된다.

이러한 점을 감안하여 본고는 거래주문흐름에 바탕을 둔 미시구조 접근법을 이용하여 원화환율의 장단기 변동요인을 규명하고자 한다. 1년 이내의 단기분석에 그치고 있는 기존의 국내외 연구와는 달리 본 논문은 4년 정도의 기간을 대상으로 거래주문흐름이 일별·월별 원화환율에 미치는 영향을 분석하려고 한다. 아울러 거시환율모형과 미시환율모형을 접목한 혼합환율모형이 원화환율의 단기 변동과 장기 추세를 동시에 설명하는 데 유용한지에 대해서도 실증분석하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 Ⅱ장에서 은행간 외환시장을 중심으로 우리나라 외환시장의 미시구조를 살펴보고 Ⅲ장에서는 거래주문흐름에 기초한 미시구조 접근법의 이론적 배경 및 기존 연구결과를 살펴보았다. 다음으로 Ⅳ장에서는 우리나라 외환시장의 거래주문흐름을 산출하고 이러한 미시적 정보가 1999년 이후 기간중 일별 및 월별 원화환율에 어떠한 영향을 미쳤는지 실증분석하였다. 마지막으로 Ⅴ장에서는 주요 분석결과를 요약·정리하고 이로부터 주요 시사점을 찾아보았다.

주 : 1) 환율이 주로 거시경제변수에 의해 결정된다고 보는 거시환율모형은 플로우 접근법(flow approach)과 통화론적 접근법, 포트폴리오 균형접근법으로 대표되는 자산시장 접근법(asset market approach)으로 크게 구분할 수 있다. 이 외에도 1990년대 들어 연구가 이루어지기 시작한 생산성 접근법(productivity based approach), 비교역재 가격 접근법(nontradables price channels) 등을 들 수 있다.

2) 정찬우·차백인(1999), Chinn(1998)

Ⅱ. 우리나라 외환시장의 미시구조(microstructure) 변화

외환위기 이후 정부는 자유변동환율제 도입(1997.12월), 1·2단계 외환자유화 조치(1999.4월, 2001.1월) 및 외환제도 선진화 계획 시행(2002.7월) 등 외환시장 발전을 위한 각종 조치를 지속적으로 추진하였다. 이에 힘입어 우리나라 외환시장은 원화환율 변동성이 확대[3]된 가운데 외환거래 규모가 늘어나고 거래상품이 다양화되는 등 외환시장이 과거 선진국의 경험과 유사한 발전형태를 보이고 있다.[4]

<표 1> 우리나라 외환거래 규모 추이
(연간 기준)

단위 : 억달러, %

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
총외환거래(A)	13,510	13,457	19,322	10,005	16,516	20,381	20,738	22,516
현 물 환[1]	<78.6>	<74.2>	<71.2>	<70.1>	<62.9>	<61.9>	<57.9>	<55.1>
선 물 환	< 9.6>	< 8.3>	<11.2>	< 7.4>	< 8.8>	<11.7>	<12.3>	<13.6>
외 환 스 왑	< 8.2>	<10.7>	<11.0>	<18.3>	<23.9>	<20.6>	<21.2>	<21.3>
외환파생상품[2]	< 3.6>	< 6.9>	< 6.6>	< 4.2>	< 4.4>	< 5.7>	< 8.5>	< 9.9>
교역규모[3](B)	2,537	2,749	2,804	2,226	2,620	3,350	2,890	3,109
명목GDP(C)	4,895	5,198	4,753	3,185	4,061	4,615	4,272	4,769
A / B (배)	5.3	4.9	6.9	4.5	6.3	6.1	7.2	7.2
A / C (배)	2.8	2.6	4.1	3.1	4.1	4.4	4.9	4.7

주 : 1) < > 내는 총외환거래액대비 비중(%)
2) 통화 및 금리관련 외환파생상품, 주식·신용관련 외환파생상품은 제외
3) 수출+수입, 국제수지 기준

3) 원화환율의 변동성을 외환위기 전후(1995.1월 1997.9월, 1999.1월 2003.2월)로 나누어 비교해 보면 우선 전일대비 변동률은 0.15%에서 0.31%로, 일중 변동률은 0.25%에서 0.51%로 각각 2배 이상 커졌으며 조건부분산(conditional variance)도 0.06에서 0.20으로 크게 높아졌다.

4) BIS에 따르면 국내외환시장 거래규모가 세계 총외환거래에서 차지하는 비중은 일평균 거래량(2001.4월 현재)으로 보면 일본, 싱가포르(6.2%), 홍콩(4.1%) 등 국제금융시장 중심국가를 제외하면 아시아지역 내에서 가장 높은 수준으로 대만, 인도네시아 등 주요 아시아 국가들에 비해 3 6배 정도 크다.

국가별 외환거래 비중[1]

단위 : %

	1989	1992	1995	1998	2001
영 국	25.6	27.0	29.5	32.5	31.1
미 국	16.0	15.5	15.5	17.9	15.7
일 본	15.5	11.2	10.2	6.9	9.1
한 국	-	-	0.3	0.2	0.6
대 만	-	-	-	0.3	0.2
인도네시아	-	-	-	0.1	0.2

주 : 1) 세계 총외환거래에서 각 국가가 차지하는 비중
자료 : BIS, Triennial Central Bank Survey 2002

먼저 외환거래 규모는 외환위기 직후인 1998년중 일시 감소하기도 하였으나 그 후 증가세로 돌아서 2002년에는 외환위기 이전 수준(1995 1996년 평균)[5]의 1.7배인 연간 2조 3천억달러에 달하였다. 이는 1998년 이후 세계외환시장의 거래 규모가 감소[6]한 점에 비추어 국내 외환시장이 매우 빠른 속도로 성장하였음을 의미한다. 외환거래를 형태별로 보면 현물환 및 선물환 거래규모는 외환위기 이후 크게 증가(1996년 1.1조달러 → 2002년 1.5조달러)하였으나 외환스왑거래가 더 빠른 속도로 증가함에 따라 그 비중은 지속적으로 하락(1996년 82.5%→2002년 68.7%)하였다.[7]

외환거래를 거래당사자별로 보면 2002년중 은행간 거래 비중이 66.5%, 대고객 거래 비중이 33.5%를 기록하여 거래당사자별 거래 비중은 1995년 이래 거의 변동하지 않은 것으로 나타났다.[8] 그러나 외환위기 이후 은행간 거래 및 대고객 거래 규모는 모두 꾸준히 증가함에 따라 외환시장에서 개인, 기업 등 일반 고객들에 비해 정보력 및 분석력이 우월한 외환딜러와 중개사(broker)들의 역할이 종전에 비해 크게 증대된 것으로 보인다. 실제로 외환딜러들은 대고객 거래를 통해 외환당국, 기업 및 비은행 금융기관 등 일반 고객이 보유한 사적정보를 그들의 거래주문을 통해 파악한 뒤 자신들의 사적정보와

5) 외환위기의 충격으로 대규모 외화유출이 발생한 1997년은 비교대상에서 제외하였다.

6) BIS에 따르면 1998년까지 증가세를 보인 국제외환시장은 2001년중 일평균 거래량이 1조 2천억달러를 기록하여 1998년(1조 4천 9백억달러)보다 14% 감소하였다.

7) 세계 전체적으로도 1990년대 들어 현물환을 중심으로 현물환 및 선물환 거래비중은 지속적으로 하락하고 있으나 Lyons(2000)은 외환시장 참가자들의 사적 정보를 반영한 거래주문흐름이 주로 현물환 및 선물환 시장에서 순매수압력(net-buying pressure) 또는 순매도압력(net-selling pressure)으로 나타나기 때문에 환율에 여전히 유의한 영향을 미치는 것으로 보았다. 반면 외환스왑(FX swaps)의 경우에는 두 통화에 대한 거래가 반대 방향으로 동시에 이루어져 자산구성 변화가 발생하지 않기 때문에 거래주문흐름에 반영되는 사적정보가 환율에 영향을 미치는지를 파악하기 어렵다고 분석하고 있다.

세계 총외환거래[1] 규모 추이
(일평균 기준)

단위 : 십억달러

	1989	1992	1995	1998	2001
총외환거래	590	820	1,190	1,490	1,200
현물환	317 (53.7)	394 (48.0)	494 (41.5)	568 (38.1)	387 (32.3)
선물환	27 (4.6)	58 (7.1)	97 (8.2)	128 (8.6)	131 (10.9)
외환스왑	190 (32.2)	324 (39.5)	546 (45.9)	734 (49.3)	656 (54.7)
오차및누락	56	44	53	60	26

주 : 1) 해당 년도의 4월중 일평균 총외환거래
2) ( ) 내는 총외환거래에서 차지하는 비중(%)
자료 : BIS, Triennial Central Bank Survey 2002

8) 뉴욕외환시장 등 선진화된 주요 외환시장의 경우도 은행간 거래가 전체 외환거래의 59%(2001년 4월 기준) 정도를 차지하고 있다.

<표 2> 거래당사자별 외환매매 규모 추이
(일평균기준)

단위 : 백만달러

	1995	1997	1998	1999	2000	2001	2002
은행간거래	3,831 (69.5)	5,299 (67.5)	2,544 (63.3)	4,697 (68.2)	5,149 (61.6)	5,397 (64.3)	5,505 (66.5)
국내은행[3]	<53.8>	<50.3>	<58.1>	<53.7>	<47.5>	<50.2>	<50.8>
외은지점	<46.2>	<49.7>	<41.9>	<46.3>	<52.5>	<49.8>	<49.2>
대고객거래	1,683 (30.5)	2,556 (32.5)	1,473 (36.7)	2,092 (31.8)	3,204 (38.4)	2,998 (35.7)	2,772 (33.5)
총외환매매	5,514	7,855	4,017	6,580	8,353	8,396	8,277

주 : 1) ( ) 내는 총외환매매에 대한 비중(%)
2) < > 내는 은행간 거래에 대한 비중(%)
3) 외은지점을 제외한 국내 외국환은행

결합하여 은행간 거래에 활용한다. 따라서 은행간 거래시장의 규모 확대는 외환시장에 분산되어 있는 사적정보가 외환딜러들의 거래주문흐름을 통해 환율에 보다 정확하게 반영되고 있음을 시사한다.

한편 은행간 외환거래는 서울외국환 및 한국자금 중개사를 통한 중개거래가 대부분을 차지하고 있는데[9] 외환딜러들의 매수·매도호가, 거래체결내역 등의 시장정보가 중개사에 연결된 단말기를 통해 실시각으로 제공되기 때문에 시장 참가자들의 사적정보가 환율에 신속·정확하게 반영된다고 할 수 있다. 특히 전자중개시스템(Electronic Broking System)의 도입(2002년 10월)은 중개사의 외환시장 사적정보 전달능력을 더욱 강화시켰는데 2003년 2월 현재 전체 현물환거래의 68.0%가 전자주문방식으로 이루어지고 있다.[10] 또한 전자중개시스템은 거래주문흐름 자료의 체계적 정비를 가능케 함으로써 향후 원화환율 분석에 있어 미시구조 접근법의 유용성을 높이는 데도 크게 기여할 것으로 예상된다.[11]

9) 우리나라의 은행간 외환시장에서 중개거래가 차지하는 비중은 1996년 93.3%를 기록한 뒤 최근까지도 동 수준을 유지해 온 것으로 추정된다.

10) Lyon(2001)은 중개사를 통한 중개거래의 비중, 특히 전자중개시스템(Electronic Broking System)을 통한 전자주문방식 거래의 비중이 높을수록 시장참가자들의 사적정보가 거래주문흐름을 통해 환율에 반영되는 속도 및 정확성이 높아진다고 주장하였다. 주요 국제외환시장에는 전자중개시스템이 1990년대 초부터 본격적으로 도입되기 시작하여 지금은 전자중개방식 거래가 보편화되었는데 동경외환시장의 경우 현물환거래의 90 95%를 점유하고 있다.

11) Evans(1997)는 Reuter 전자중개시스템인 D2000-1에 축적되어있는 1996.5월 8월중 주요 9개국 통화에 대한 직거래(direct inter-dealer trade) 내역을 입수하여 실제 거래주문흐름을 최초로 산출함으로써 미시구조 접근법의 발전에 기여하였다.

<표 3> 현물환거래시 전자주문방식 거래비중
(2003년 2월 현재)

단위 : 억달러, %

	국내은행		외은지점		총 계		전체
	서울외국환	한국자금	서울외국환	한국자금	서울외국환	한국자금	
전자방식거래(A)	231.3	117.1	249.6	146.6	480.9	263.7	744.6
전화방식거래(B)	177.0	85.0	74.9	13.4	251.9	98.4	350.3
A/(A+B)*100(%)	56.7	57.9	76.9	91.6	65.7	72.8	68.0

종합적으로 볼 때 우리나라에서도 외환시장의 미시구조 변화로 인해 거래주문흐름이 원화환율에 상당한 영향을 미치고 있는 것으로 보이며 이러한 점에서 미시구조 접근법은 기존의 거시환율모형이 설명하지 못한 원화환율변동을 분석하는 데 크게 도움이 될 것으로 판단된다.

III. 기존 연구에 대한 개관

1. 이론적 배경

1973년 브레튼우즈 통화체제의 붕괴와 함께 주요 선진국이 고정환율제에서 변동환율제로 이행한 이후 환율결정이론은 Dornbusch(1976) 및 Frankel(1976)의 통화론적 접근법, Branson(1978) 및 Frankel(1980)의 포트폴리오 균형접근법 등 자산시장 접근법(asset market approach)이 주도하여 왔다. 그러나 Meese & Rogoff(1983)는 실증분석을 통해 전통적인 거시환율모형이 환율의 움직임을 설명하는 데 한계가 있음을 지적하였으며[12] 이후의 많은 연구들도 거시환율모형이 환율의 단기변동을 설명하는 데 미흡하다고 주장하고 있다.[13] Frankel & Rose(1995)[14], O'Hara(1995)[15], Lyons(1995) 등은

12) Meese & Rogoff(1983)가 1970년대 자유변동환율제도 시기를 대상으로 실증분석한 결과에 따르면 통화론적 모형과 포트폴리오 균형모형의 예측력이 임의보행(Random walk)모형에 비해 우월하지 않은 것으로 나타났다.

13) Cheung & Chinn & Pascula(2003)는 포트폴리오 균형접근법 등 5가지의 전통적인 거시환율모형을 이용해 1983.1/4 2000.4/4분기중 주요 5개국 통화(파운드화, 엔화, 마르크화, 스위스프랑화, 캐나다달러화)의 대미달러환율에 대한 예측력을 측정하였다. 분석 결과 전체 기간(1983.1/4 2000.4/4분기)중에는 거시환율모형의 예측력이 대체로 임의보행모형보다 다소 우월하였으나 분석대상 기간 및 통화에 따라 예측력이 다르게 나타남에 따라 양 모형중 어느 것이 우월한지는 판정을 내리기 어려웠다.

14) Frankel & Rose(1995)는 외환거래 규모 및 환율 변동성의 확대가 외환시장 참가자들의 환율예측과 관련된 기대심리의 이질성 등에 기인한다고 보고 미시환율모형(microeconomic model)이 환율변동을 보다 정확히 분석할 수 있다고 주장하였다.

15) O'Hara(1995)는 미시구조(microstructure)를 ' 명확한 거래원칙 하에서 이루어지는 자산교환(exchanging assets) 과정 및 결과 로 정의하고 거래주문흐름, 매수 · 매도 스프레드(bid - ask spread) 등과 같은 외환시장의 미시변수가 환율결정에 중요한 역할을 한다고 주장하였다.

이러한 설명력 부족이 거시환율모형이 외환시장 참가자들이 동질적(homogeneous)이고 보유정보도 대칭적(symmetric)이라고 가정함으로써 외환시장의 미시구조, 참가자들의 기대 및 거래행태를 간과한 데에 주로 기인하는 것으로 판단하였다. 따라서 이들은 거시환율모형과는 달리 외환시장 참가자들이 이질적(heterogeneous)이고 정보도 비대칭적(asymmetric)이라고 가정하고 이를 반영하는 외환거래량, 매수·매도 스프레드(bid-ask spread), 거래주문흐름(Order flow) 등과 같은 외환시장의 미시적 정보를 이용하는 미시구조 접근법을 제시하였다.

미시구조 접근법은 전통적인 거시환율모형이 환율결정에 영향을 미치는 외환시장의 거래과정(trading mechanism)을 간과하였기 때문에 설명력이 매우 낮다는 비판에서 출발한다. 또한 거시환율모형은 월·분기·연간으로 편제되는 低빈도(low frequency)의 거시경제변수를 설명변수로 사용하므로 환율의 장기 추세 또는 월·분기의 움직임은 어느 정도 설명할 수 있으나 시시각각 변하는 高빈도(high frequency)의 환율 움직임을 설명하는 데는 한계가 있을 수밖에 없다. 즉 통화량, 소득, 물가 등 거시경제변수가 환율에 유의한 영향을 주는 것은 사실이나 이들 변수는 새로운 뉴스가 발표되는 특정 시점을 전후하여 한시적으로만 환율에 영향을 미친다. 이러한 점을 감안하여 미시구조 접근법에서는 외환시장 참가자들의 연속적인 거래행태를 반영하는 매수·매도 스프레드[16], 거래주문흐름 등과 같은 미시적 정보가 환율을 결정하는 단기요인이라고 보았으며 Evans & Lyons(2002)은 거래주문흐름이 가장 대표적인 결정요인이라고 주장하였다.

거래주문흐름(Order flow)은 미시구조이론(microstructure theory)에서 처음 제시된 개념으로 일정기간의 주식, 채권, 외환 등 자산(asset)에 대한 買受者發(buyer-initiated) 거래주문(+)과 賣渡者發(seller-initiated) 거래주문(-)을 합산하여 도출되는 부호화한 거래량[17]으로 정의된다. 환율모형에서 거래주문흐름이 중요한 의미를 갖는 것은 거시경제여건을 포함한 외환시장의 전반적인 상황에 대해 외환시장 참가자들이 보유하는 사적정보(non-public information)를 반영하고 있기 때문이다.[18]

기존의 거시환율모형은 외환시장의 모든 정보가 일반 고객, 외환딜러 등 외환시장 참

16) Bollerslev & Domowits(1993)는 마르크/달러 환율의 매수·매도 스프레드에 대한 고빈도자료를 이용하여 외국환은행, 즉 외환딜러의 거래형태 및 외환수익률의 시계열 특성을 분석하는 등 미시구조 접근법을 이용하여 실증분석한 바 있다. Lyons(2000)도 미시구조 접근법의 가장 핵심적인 환율설명변수로 거래주문흐름과 함께 매수·매도 스프레드를 제시하고 있다.

17) 거래량(transaction volume)과 거래주문흐름은 다른 개념이다. 예를 들어 한 외환딜러가 10달러를 매수(매도)하면 거래량은 똑같이 10이지만 거래주문흐름은 +10(-10)으로 표시된다. 따라서 거래주문흐름은 거래주문량을 매수·매도로 구분하여 부호화함으로써 순매수 또는 순매도압력을 수치화한 것으로 볼 수 있다.

18) Cheung & Chinn(2001)은 거시경제변수와 같은 공개정보 이외에 외환시장에 전파되어 환율변동을 야기하는 사적정보를 경제성장을 주도하는 혁신(innovation)에 비유하면서 그 영향력을 강조하였다.

가자들에게 발표되는 즉시 공유되고 이들의 동질적 기대(homogeneous expectation)의 변화를 통해서 환율이 결정된다는 것을 암묵적으로 가정하고 있다. 즉 전통적인 거시환율모형은 거시경제변수를 포함한 외환시장내의 모든 정보들이 공개정보(public information)이기 때문에 외환시장 참가자들간에는 정보의 비대칭성이 존재하지 않으며 환율변동에 대하여 동질적 기대를 한다는 비현실적인 가정을 하고 있다. 그러나 실제로 외환시장 참가자들은 공개정보 이외에도 개인적으로 보유한 사적정보 및 이에 근거한 상이한 기대형성을 통하여 미래의 환율을 예측하고 거래주문을 내고 있다. 따라서 환율은 공개정보 이외에 외환시장 참가자들의 사적정보에 의해서도 결정될 수 있으며 이러한 사적정보는 거래주문흐름에 반영되어 환율을 결정하는 주요 요인으로 작용한다.

2. 기존의 국내외 연구

외환시장의 미시적 정보를 이용해 환율변동을 분석한 대표적인 연구로는 Evans & Lyons(2002)을 들 수 있다. 이들은 기존의 포트폴리오 균형 모형과 같이 환율이 외화자산에 대한 수요 등 자산구성변화(portfolio shifts)에 의해 결정된다고 보았다. 다만 기존 모형과는 달리 외환시장 참가자들이 거시경제여건 및 환율수준을 전망하는 데에 통화량, 소득, 금리 등 공개정보 이외에도 개인적인 사적정보를 이용한다는 점을 반영하여 다음과 같이 거시환율모형과 미시환율모형을 결합한 혼합환율모형을 제시하였다.[19]

$\triangle S_t = f(i,m,z) + \varepsilon$: 거시환율모형

$\triangle S_t = g(X,I,Y) + \psi$: 미시환율모형

$\triangle S_t = f(i,m,z) + g(X,I,Y) + \mu$: 혼합환율모형

s: 환율, i: 금리, m: 통화량, z: 기타 거시경제변수

X: Order flow, I: 외환딜러 순포지션, Y: 기타 미시변수

단, 이자율을 제외한 모든 변수는 로그변환치

Evans & Lyons(2002)은 거시환율모형에서 통화량, 소득, 금리 등 공개정보로는 설명되지 않는 교란항 ε를 사적정보가 설명변수로 포함된 미시환율모형으로 설명할 수 있다고 보고 거래주문흐름과 금리[20]를 모두 포함하는 혼합모형을 설정하였다. 여기서 거래

19) Goldberg & Tenorio(1997)는 거시-미시 혼합모형을 이용하여 러시아 루블화의 변동요인을 분석한 바 있다.

20) 거시환율모형과 미시환율모형간에는 본질적인 차이가 존재하는데 그것은 모형을 구성하는 설명변수들의 시계열적 특성이다. 즉 통화량, 소득, 물가 등 거시경제변수들은 최소주기가 월별이기 때문에 거시-미시환율모형을 결합한 혼합모형을 도출할 때 한계가 있을 수밖에 없다. 이러한 점을 감안하여 Evans & Lyons은 일별자료 추출이 가능한 금리만을 거시경제변수로 활용하여 혼합모형을 설정하였다.

주문흐름은 외환시장 참가자들의 사적정보를 반영하는 정보집합체(information aggregator)로서 순매수압력(net-buying pressure)을 나타내는데 구체적으로는 매수주문량과 매도주문량의 차이로 정의된다. 이들은 Reuter D2000-1시스템에서 얻은 1996.5.1 8.31일중 마르크/달러 및 엔/달러 현물환의 직거래자료를 토대로 거래주문흐름을 산출하여 실증분석을 시도하였는데 분석 결과 거래주문흐름은 마르크화 및 엔화환율의 일일변동중 63%(R^2=0.63) 및 40%(R^2=0.40)를 각각 설명하는 것으로 나타났다. 또한 거래주문흐름의 계수를 토대로 추정한 결과 마르크화의 경우 10억달러의 매수주문이 마르크/달러 환율을 0.54% 정도 상승시키는 것으로 나타났으며 2주내의 표본외 예측력도 임의보행모형보다 30 40% 정도 우월한 것으로 드러났다.

Cheung & Chinn(2000)은 경제학자들과 외환딜러들간에 환율변동 요인을 바라보는 시각에 결정적인 차이가 있다는 점에 착안하여 1996.10 1997.11월중 미국 외환시장에서 활동중인 외환딜러들을 대상으로 매수·매도 스프레드, 거래주문회수, 정보비대칭성 및 분석기법 등 외환시장 전반에 관해 설문 조사하였다. 조사결과 외환시장이 발달할수록 금리를 제외한 거시경제변수들이 환율의 단기변동을 잘 설명하지 못하며 외환딜러 자신들도 거래행태를 결정함에 있어 기술적 분석이 거시경제여건 분석보다 더욱 중요하다고 인식하고 있는 것으로 나타났다.[21)]

거래주문흐름과 환율간의 장기균형관계에 대한 실증연구로는 Killeen & Lyons & Moore(2000)가 대표적이다. 이들은 국제외환시장의 대표적 전자중개사인 EBS를 통해 1998년중 일별 마르크/달러, 프랑스프랑/달러, 프랑스프랑/마르크 환율 및 1999년중의 유로/달러 환율에 대한 중개거래자료를 수집하여 거래주문흐름을 산출한 뒤 환율과 누적 거래주문흐름간에 장기균형관계가 존재함을 규명하였다. 즉 환율(자연대수치), 누적 거래주문흐름, 내외금리차로 구성된 VECM(Vector Error Correction Model)을 추정한 결과 누적 거래주문흐름이 환율과 안정적인 장기균형관계를 갖고 있으며 누적 거래주문흐름의 추정계수도 이론적 예상부호(陽(+))와 일치하고 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

21) Cheoung & Chinn(2000)이 미국 외환딜러들의 거래행태를 조사한 결과를 보면 기술적 분석기법의 비중이 더욱 중요해지고 있다.

미국 외환딜러 거래패턴 추이

단위 : 비중, %

	기술적 분석	고객 주문	경제여건분석	기 타
1995	19.4	23.4	23.0	34.3
2000	29.5	22.4	24.9	23.2

원화환율에 대한 미시구조 접근법을 이용한 국내의 실증분석 연구로는 박해식 · 장원창(1999)을 들 수 있는데 이들은 1999.3.26 7.16일을 대상으로 외국환은행의 달러화에 대한 일별 매매주문(거래주문흐름)과 원화환율 변동간의 관계를 최소자승법(OLS)으로 추정하였다. 추정 결과 달러화 매매주문과 원/달러 환율간에 유의한 正(+)의 상관관계가 존재하였으며 달러화 매매주문이 일별 원/달러 환율변동중 28%(R^2=0.28)를 설명하는 것으로 나타났다. 시간별 환율을 이용한 구조적 VAR모형 분석에서도 외국환은행의 매매주문이 원/달러 환율의 시간당 변동율과 正(+)의 관계를 갖고 그 영향력도 장기간 지속되는 것으로 추정되었으며 모형의 설명력도 30%로 비교적 높았다.

또한 이영섭 · 함준호(1998)는 시장평균환율제도 기간(1990.3 1996.7월중)을 대상으로 월별자료를 이용하여 외환거래량, 외환당국의 외환시장 개입[22] 및 환율변동성 등 외환시장의 미시정보(market micro information)가 환율에 미치는 영향과 파급경로를 분석하였다. 이들은 전통적인 거시환율모형이 외환시장의 미시정보를 간과함으로써 단기적인 환율변동을 제대로 설명하지 못하고 있으며 외환시장의 미시정보를 이용하는 경우 환율의 단기예측력을 크게 개선시킬 수 있다고 주장하였다.

Ⅳ. 외환시장의 미시적 정보를 이용한 실증분석

1. 거래주문흐름 산출

1999년 1월 2003년 2월[23]을 대상으로 일중(9:30am 16:30pm) 2분 간격의 외국환은행간 미달러화 매수호가(Bid) · 매도호가(Ask) 자료 155,291개를 수집한 후 Evans(1997), 박해식 · 장원창(1999)의 방법을 원용하여 일별 거래주문흐름($Order_t$)을 산출하였다.[24] 2분 간격의 매수호가(Bid_t)가 전기보다 상승한 경우 매수주문(B_t)에 1을 부여하는데 이는 외환딜러가 사적정보에 의거 원화 약세(달러화 강세)를 기대하고 달러화를 매수하려고 함을 나타낸다. 반대로 매도호가(Ask_t)가 전기보다 하락하면 매도주문(S_t)에 1을 부여하고 이를 외환딜러가 원화 강세(달러화 약세)를 예상하고 달러화를 매도

22) 한국은행의 외화자산보유액 전월대비 증가액을 대용변수로 사용하였다.
23) 외환위기의 영향으로 1998년말까지 외환시장이 크게 불안했던 점을 감안하여 대상 기간은 1999년 이후로 하였다.
24) Evans & Lyons(2002)은 Routers D2000-1을 통해 현물환 직거래자료(매수 · 매도호가, 거래주문량)를 수집하여 거래주문흐름을 산출하였다. 그러나 본고에서는 거래주문량의 시계열 자료 입수가 불가능하여 델톤(주)로부터 2분 간격의 외국환은행 최종 매수 · 매도호가 자료를 입수하여 거래주문흐름을 산출하였다. 거래주문흐름의 구체적인 자료구성 예는 부록을 참조.

하려는 의도를 갖고 있는 것으로 해석한다. 이와 같이 부호화된 매수주문과 매도주문은 거래주문이 매수자와 매도자중 어느 쪽에서 시작되었는지를 알려주므로 2분 간격의 매수(B_t) · 매도(S_t) 주문을 매영업일 단위로 합산한 일별 거래주문흐름($Order_t$)을 다음과 같이 산출한다.

$$Order_t = \Sigma(B_t - S_t) / \Sigma(B_t + S_t)$$

일별 거래주문흐름 $Order_t$는 -1과 1사이의 값을 갖게 되는데 0보다 큰 경우에는 외환딜러들의 매수주문이 매도주문을 상회($B_t > S_t$)함을 의미한다. 이 경우 외환시장에서는 미래의 원화환율 상승(달러화 강세)을 지지하는 사적정보가 원화환율 하락(달러화 약세)을 예상하는 사적정보를 압도함으로써 달러화에 대한 초과수요압력이 존재하는 것으로 해석할 수 있다. 반면 $Order_t$가 0보다 작으면 외환시장에 달러화의 초과공급압력이 있는 것으로 판단할 수 있다. 거래주문흐름은 실제 외환시장의 수급상황에 영향을 미칠 수 있는 시장참가자들의 사적정보와 기대를 집약한 것이기 때문에 사전적 의미에서 외환의 초과수요 · 공급에 대한 정보변수의 성격이 강하다. Lyons(2001)도 외환시장이 균형을 이룰 경우 외환에 대한 초과수요(또는 초과공급)는 반드시 零이 되지만 거래주문흐름은 零이 아닐 수 있다고 지적하였다.[25]

1999년 1월 이후 거래주문흐름의 누적 시계열과 일별 원/달러 환율의 추이를 살펴보면 누적 거래주문흐름이 높아짐에 따라 대체로 원화환율도 상승함으로써 두 변수간에는 강한 正(+)의 상관관계[26]가 있는 것으로 나타났다.

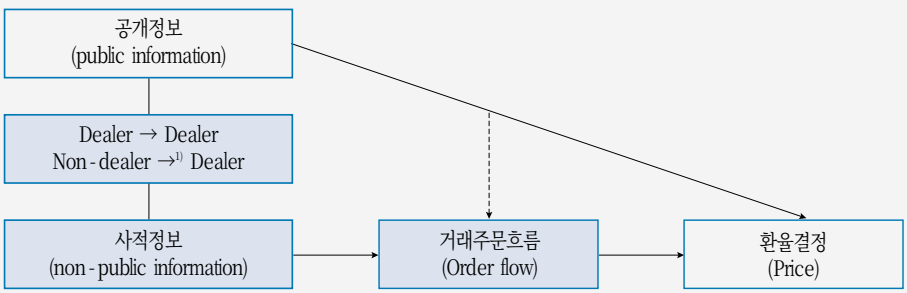
25) 외환시장이 균형상태를 유지할 경우 실제 성사되는 모든 거래에서 매수자와 매도자의 거래량이 반드시 일치하기 때문에 초과수요는 항상 零일 될 수밖에 없다. 그러나 외환딜러들이 중개인(broker)을 통해 내는 매수 · 매도주문은 최종적인 거래체결과정을 거쳐야 하므로 반드시 零이 될 필요는 없다. 특히 거래주문흐름은 실제 거래에 의해서 뒷받침되며 또한 관측 가능하다는 점에서도 가상적인 수요곡선과는 다르다.

26) 전체기간중 누적 거래주문흐름과 원화환율간 상관계수는 0.82로 계산되었다.

<그림 1> 원/달러 환율과 누적 거래주문흐름 추이

거래주문흐름과 환율간의 밀접한 연관성은 외환시장에 분산되어 있는 공개정보 및 사적정보가 일반 고객 및 외환딜러들의 거래주문흐름을 통하여 환율에 파급되고 있음을 시사한다. 정보의 구체적인 파급과정은 <그림 2>와 같이 도시할 수 있는데 일반 고객 및 외환딜러의 거래주문흐름은 사적정보뿐만 아니라 공개정보도 반영하고 있다. 그런데 공개정보는 외환시장 참가자들 사이에 널리 알려져 있어 거래주문흐름을 통하지 않고서도 환율에 즉각 반영될 소지가 매우 크므로 거래주문흐름에는 공개정보보다는 사적정보가

<그림 2> 외환시장내 정보의 파급경로



주 : 1) 외국환은행의 외환딜러는 은행간 거래주문뿐만 아니라 일반 고객이 외환딜러에게 요청하는 대고객 거래주문을 통해서도 외환시장의 사적정보를 얻을 수 있다.

훨씬 많이 포함하고 있을 가능성이 크다. 실제로 마르크/달러 환율에 대한 Lyons(2001)의 실증분석 결과에 따르면 거래주문흐름에 반영되어 있는 외환시장의 정보집합중 공개정보 비중은 30% 정도 내외의 낮은 수준에 그친 반면 사적정보 비중은 70%에 달하는 매우 높은 수준으로 추정되었다.

2. 원/달러 환율변동에 대한 실증분석

가. 일별 원화환율

거래주문흐름이 일별 원화환율 변동에 미치는 영향은 Evans & Lyons(2002) 등의 모형을 원용하여 1999년 1월 2003년 2월중의 일별 자료를 대상으로 분석하였다. 일별 자료로는 앞에서 산출한 거래주문흐름 이외에 원/달러 환율, 내외금리차[27], 엔/달러 환율(동경시장 16:30분 기준)[28], 외국인주식순매수 및 외평채 가산금리[29] 등이 이용되었다.

<표 4> 이용변수 일람표[1]

이 용 변 수	자료 내역
원/달러 환율(won)	- 서울 외환시장 종가 기준
내외금리차($i - i^f$)	- 국내(i): call 금리, 미국(i^f): Federal Funds 금리
엔/달러 환율(yen)	- 동경시장 종가(16:30분) 기준
외국인주식순매수 (fstock)	- 거래소 및 코스닥 시장 외국인 일별 매수·매도금액 - [매수-매도] / [매수+매도]
위험 프리미엄 (premium)	- 2008년만기 외평채 가산금리

주 : 1) 환율변수는 자연대수치임

이들 변수의 시계열적 안정성을 판정하기 위한 단위근 검정(unit root test)에는 ADF 검정(Augmented Dickey-Fuller Test) 및 PP검정(Phillips-Perron Test)이 적용되었다. 추정 결과 원/달러 및 엔/달러 환율 및 내외금리차는 단위근을 갖는 불안정한 I(1)

27) 금리는 기존의 전통적인 거시환율모형에서도 실증적으로 환율변동에 유의한 영향을 미치는 것으로 입증되었으며 특히 일별 자료수집이 가능하다는 점에서 대표적인 거시경제변수로 모형에 포함시켰다. 또한 본고에서는 정책금리인 콜금리와 Federal Funds 금리가 이용되었는데 이는 시장금리가 정책금리와 연동하여 움직인다는 점, 우리나라의 CD수익률과 런던시장의 Libor금리(3개월물)을 이용해도 추정결과(단위근검정 및 모형추정)가 크게 달라지지 않는다는 점 등을 감안한 것이다.

28) 외환위기 이후 원화환율의 엔화동조화 현상이 뚜렷하게 나타난 점을 고려하였으며 우리나라 외환시장의 마감시간이 16:30분이므로 동경외환시장의 16:30분 기준 환율이 이용되었다.

29) 외국인주식순매수는 외국인주식투자한도 폐지(1998.5월) 등 자본자유화 조치로 원화환율에 미치는 영향력이 크게 증대되었다. 또한 외환위기 이후 외평채 가산금리는 원화의 위험 프리미엄을 나타내는 대표적인 지표로 인식되어 왔다.

시계열로 판명되었으나 거래주문흐름, 외국인 주식순매수 및 외평채 가산금리는 단위근을 갖지 않는 안정적인 I(0) 시계열로 나타났다.

이러한 단위근 검정결과를 바탕으로 환율모형을 다음과 같이 세 가지로 설정하였다.

<표 5> 단위근 검정결과

	Level				1st difference			
	ADF검정		PP검정		ADF검정		PP검정	
	ADF[1]	Prob.	PP[2]	Prob.	ADF	Prob.	PP	Prob.
won	-1.55	0.51	-1.45	0.56	-9.01	0.00	-31.24	0.00
$i-i^f$	-1.60	0.49	-1.75	0.41	-27.17	0.00	-41.17	0.00
yen	-2.79	0.20	-3.02	0.13	-29.53	0.00	-47.35	0.00
order	-11.20	0.00	-27.94	0.00	-	-	-	-
fstock	-5.46	0.00	-21.53	0.00	-	-	-	-
premium	-3.06	0.03	-3.00	0.04	-23.83	0.00	-30.08	0.00

주 : 1) Augmented Dicky-Fuller 검정통계량
2) Phillips-Perron 검정통계량

환율모형

<모형 I > $\Delta won_t = \alpha + \beta Order_t + \varepsilon$

<모형 II> $\Delta won_t = \alpha + \beta Order_t + \beta\Delta(i-i^f)_t + \varepsilon$

<모형III> $\Delta won_t = \alpha + \beta Order_t + \beta\Delta yen_t + \beta\Delta fstock_t + \beta premium_t + \beta\Delta(i-i^f)_t + \varepsilon$

단, Δ와 f는 각각 1차 차분 및 미국을 의미

Evans & Lyons(2002)을 참고하여 <모형 I >은 외환시장의 미시적 정보인 거래주문흐름만을 포함한 미시환율모형으로, <모형 II>는 거시경제변수인 내외금리차를 추가한 혼합모형으로 구성하였다. <모형III>은 우리나라의 특수성을 감안하여 <모형 II>에 엔/달러 환율, 외국인주식순매수, 위험 프리미엄 등 원화환율에 영향을 미치는 공개정보변수를 추가하였다.

1999년 1월 2003년 2월중 일별 원화환율자료를 가지고 최소자승법(OLS)으로 추정한 결과 거래주문흐름은 모든 모형에서 원화환율과 正(+)의 부호를 갖고 통계적 유의성도 매우 높았다.

<표 6> 모형 추정 결과[1)]

	$Order_t$	$\Delta(i-f)_t$	Δyen_t	$fstock_t$	$premium_t$	회귀진단	
						$R^{2\ 2)}$	D.W.
모형 I	0.020** (15.82)					0.20 <0.20>	1.92
모형 II	0.020** (15.83)	-0.002* (-2.16)				0.21 <0.20>	1.94
모형 III	0.017** (15.34)	-0.001† (-1.77)	0.266** (16.04)	-0.003** (-6.24)	0.001† (1.91)	0.39 <0.38>	1.99

주 : 1) **, *, †는 각각 1% , 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미
2) < >내는 조정결정계수(adjusted R^2)

모형별로 살펴보면 <모형 I >에서는 거래주문흐름이 대상기간중 일별 원화환율변동의 20% 정도를 설명하고 추정계수(0.02)도 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.[30)] 이는 앞서 살펴본 마르크/달러 및 엔/달러 환율변동에 대한 Evans & Lyons(2002)의 분석 결과보다는 낮은 수준이다.[31)] 내외금리차를 추가한 <모형II>에서도 거래주문흐름의 추정계수 및 설명력은 <모형 I >과 비슷하였으며[32)] <모형III>의 경우에는 거래주문흐름의 추정계수가 다소 낮아졌으나 모형의 설명력은 크게 높아졌고 특히 엔/달러 환율, 외국인주식순매수 등의 추정계수가 예상된 부호 및 통계적 유의성을 갖고 있어 공개정보가 원화환율변동에 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 또한 금리, 엔화환율, 외국인주식순

30) 김진용 · 권성택(2003)은 2001.9월 02.9월을 대상으로 미시환율모형을 추정하여 본고와 비슷한 결과를 얻었다.

31) Evans & Lyon(2002)의 분석 결과 <모형 I >의 설명력이 마르크/달러 및 엔/달러 환율의 경우 각각 63% 및 40%로 추정되었다. 이는 Evans & Lyons(2002)의 경우 매수 · 매도주문에 대한 실제 거래량 자료를 사용했으며 선진국 외환시장이 우리나라 외환시장에 비하여 거래규모나 환율의 신축성 측면 등에서 훨씬 발달되어 있는 데 기인하는 것으로 보인다. 참고로 독일 및 일본의 외환시장 규모는 국내 외환시장보다 각각 9배 및 15배 정도 크며 세계 총외환거래에서 마르크/달러 및 엔/달러가 차지하는 비중은 40 50%에 달한다.

통화별 외환거래 규모

단위 : 십억달러

	마르크/달러	엔/달러	기타통화/달러
1998	290 (20%)	256 (18%)	167 (12%)
2001	354 (30%)	231 (20%)	195 (17%)

주 : 1) ( )내는 세계 총외환거래에서 차지하는 비중
2) 마르크/달러의 경우 2001년은 유로/달러

32) Evans & Lyons(2002)의 추정결과에 따르면 내외금리차를 추가한 혼합모형의 설명력(R^2)이 미시환율모형에 비해 마르크/달러 및 엔/달러의 경우 각각 1%와 6% 높아지는 데 그쳤으며 특히 마르크/달러 환율모형에서는 내외금리차가 유의성이 없는 것으로 나타났다.

매수 등 공개정보변수들을 통제변수로 활용하여 거래주문흐름에 포함된 공개정보의 영향력을 제거하더라도 거래주문흐름의 추정계수가 안정적(<모형Ⅰ> 0.020 → <모형Ⅱ> 0.020 → <모형Ⅲ> 0.017)이어서 외환딜러들의 개인적인 사적정보가 주로 거래주문흐름에 반영되어 있음을 알 수 있다.

한편 원화환율의 변동성이 절상기에 비해 절하기에 더 커지는 경향[33]을 보이고 있는데 이는 외환시장 참가자들이 절상기 및 절하기별로 상이한 거래행태를 취함으로써 거래주문흐름이 환율변동에 미치는 효과가 달라질 수 있음을 시사하는 것이다.[34] 즉 환율의 변동성이 높은 절하기에는 절상기에 비해 상대적으로 환위험이 확대될 소지가 크므로 외환시장 참가자들은 사적정보를 토대로 환율 움직임을 시시각각 분석하고 예측해야 할 필요성이 더 높으며 그 결과 거래주문흐름이 절상기에 비해 절하기에 환율에 더 큰 영향을 줄 수 있다.

<표 7> 주요 절상 · 절하기별 변동성 추이
(기간중 평균)

단위 : %

주요절상기				주요절하기			
	절상율[1]	일일 변동율	일중 변동율		절하율[1]	일일 변동율	일중 변동율
99. 9.29 00.3.31	10.1	0.29	0.53	00.9.4 01.4.4	-19.1	0.47	0.70
02. 4.12 7.22	14.3	0.34	0.49	01.11.26 02.4.12	-5.2	0.24	0.42
02.10.15 03.1.30	8.0	0.29	0.46	02.7.22 10.15	-7.7	0.37	0.60
절상기		0.31	0.47	절하기		0.38	0.59

주 : 1) 기간중 절상 · 절하(-)율을 연간으로 환산

전체기간을 주요 절상기 및 절하기로 구분한 후 앞의 <모형Ⅰ>을 이용하여 거래주문흐름이 원화환율에 미치는 영향이 달라졌는지를 분석해 보았다. 추정결과를 보면 거래주문흐름의 추정계수가 절상기에는 0.018 0.025 정도였으나 절하기에는 0.016 0.036으로 나타나 거래주문흐름의 영향력이 절하기에 더 커지는 경향을 보였다.

33) 이러한 경향은 달러화 등 국제통화로 무역결제 및 해외차입이 이루어짐에 따라 원화 절하기에 대외채무에 대한 상환 및 수입결제 부담이 커질 뿐만 아니라 원화 절하기가 주로 국내 경제상황이 악화되는 가운데 자본유출입의 변동성이 확대되는 시기에 집중되어 나타난 데에 기인하는 것으로 보인다.

34) Killeen & Lyons & Moore(2000)에 따르면 거래주문흐름은 고정환율제도(EMU)보다 자유변동환율제도(EMS)에서 환율을 잘 설명하는 것으로 나타났다.

<표 8> 절상기 및 절하기별 추정 결과

	주요 절상기			주요 절하기		
	1999.9.29 2000.3.31	2002.4.12 7.22	2002.10.15 2003.1.30	2000.9.4 2001.4.4	2001.11.26 2002.4.12	2002.7.22 10.15
c	-0.001 (-1.73)	-0.001 (-1.03)	-0.001 (-1.79)	0.000 (0.66)	0.000 (1.46)	0.000 (0.81)
$Order_t$	0.023** (5.20)	0.018** (3.69)	0.025** (4.49)	0.030** (6.41)	0.016** (4.86)	0.036** (3.99)
R^2	0.20	0.18	0.22	0.23	0.21	0.22
D.W.	1.95	2.22	2.21	1.98	1.69	2.14

주 : **, *, †는 각각 1% , 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미

나. 월별 원화환율

원화환율의 단기적인 움직임에 영향을 미치는 거래주문흐름이 장기적으로도 환율변동의 주요 결정요인으로 작용하는지 살펴보기 위해 Killeen & Lyons & Moore(2000), Bjonnes & Rime(2001)[35] 등을 토대로 원화환율과 거래주문흐름간에 장기균형관계 즉 공적분(Cointegration)벡터가 존재하는지를 추정하였다. 또한 월별로는 주요 거시경제변수의 시계열도 입수할 수 있으므로 거시환율모형과 미시환율모형을 접목한 혼합오차수정모형을 설정하고 이러한 모형이 월별 원화환율의 변동을 설명하는 데 어느 정도 기여할 수 있는지 분석하였다.

원/달러 환율과 누적 거래주문흐름에 대해 단위근 검정을 실시한 결과 두 변수 모두 단위근을 갖는 불안정한 I(1) 시계열인 것으로 판정됨에 따라 미시환율모형을 다음과 같이 설정하고 Johansen기법으로 공적분검정을 실시하였다.

<표 9> 단위근 검정결과

	Level				1st difference			
	ADF검정		PP검정		ADF검정		PP검정	
	ADF	Prob	PP	Prob	ADF	Prob	PP	Prob
Won[1]	-1.06	0.93	-1.04	0.94	-10.97	0.00	-27.67	0.00
Corder[2]	-1.37	0.87	-1.34	0.88	-14.08	0.00	-29.45	0.00

주 : 1) 월별 원/달러 환율(자연대수치) 2) 누적 거래주문흐름(Cumulative Order flow)

35) Bjonnes & Rime(2001)는 마르크/달러 및 크로나/마르크 환율과 누적 거래주문흐름간에 각각 장기균형관계(공적분관계)가 존재함을 규명하였다.

<미시환율모형> $Won_t = \alpha + \beta Corder_t + \varepsilon$

단, Won : 월별 원화환율, Corder : 누적 거래주문흐름

Johansen 공적분검정(Cointegration Test) 결과 원화환율과 누적 거래주문흐름간에는 공적분 관계가 1% 유의수준에서 1개 존재하고 있으며 누적 거래주문흐름의 추정계수(공적분 모수)는 예상대로 원화환율에 대해 正(+)의 값을 갖고 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

<표 10> 공적분 검정 및 추정결과[36]

	Trace 통계량	5% 임계치	1% 임계치
$H_0 : r = 0$	25.90	18.17	23.46
$H_0 : r = 1$	0.73	3.74	6.40

$$Won_t = 7.05 + 0.024 Corder_t$$
$$(10.72)^{**}$$

단, **는 1% 수준에서 유의함을 의미

이와 같이 거래주문흐름이 월별 원화환율의 장기적인 추세 변동에도 통계적으로 유의한 영향을 주고 있으므로 거래주문흐름을 거시환율모형에 설명변수로 추가할 경우 공개정보인 거시경제변수들이 포착하지 못한 환율변동을 보다 잘 설명할 가능성이 있다.

이에 따라 기존의 거시환율모형에 거래주문흐름을 추가하여 환율모형의 설명력 및 안정성이 제고될 수 있는지 실증분석해 보았다. 대표적인 거시환율모형으로서 Dornbush & Frankel(1976)의 경직가격 통화론적 모형(sticky-price monetary model, <모형A>)과 여기에 누적 거래주문흐름을 설명변수로 추가한 혼합환율모형(<모형B>)을 구성하였다.

36) <표 10>에 따르면 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설(r = 0)은 Trace통계량이 임계치를 상회하므로 기각된다. 반면 공적분관계가 많아야 1개 존재한다는 귀무가설(r = 1)은 Trace통계량이 임계치를 하회하므로 기각될 수 없다. 이러한 결과로부터 대상변수들간에는 공적분관계가 1개 존재함을 알 수 있다.

경직가격 통화론적 모형 - <모형A>[37]

$$Won_t = \alpha + \beta_1(m - m^f)_t + \beta_2(y - y^f)_t + \beta_3(i - i^f)_t + \beta_4(p - p^f)_t + \varepsilon$$

혼합환율모형 - <모형B>

$$Won_t = \alpha + \beta_1(m - m^f)_t + \beta_2(y - y^f)_t + \beta_3(i - i^f)_t + \beta_4(p - p^f)_t + Corder_t + \varepsilon$$

단, m: 통화량, y: 산업생산지수, i: 단기금리, p: 소비자물가지수

f: 미국을 의미하며 이자율을 제외한 모든 변수는 자연대수치

설명변수들에 대해 단위근 검정을 실시한 결과 모든 변수들이 단위근을 갖는 불안정한 I(1) 시계열인 것으로 판정됨에 따라 원화환율과 여타 경제변수간에 공적분 관계가 존재하는지 Johansen기법으로 검정하였다. 검정 결과 <모형A>와 <모형B>는 각각 1% 유의수준에서 1개의 공적분 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다.

<표 11> 공적분 검정결과

<모형A>	Trace 통계량	5% 임계치	1% 임계치
H_0 : r = 0	83.08	68.52	76.07
H_0 : r = 1	43.89	47.21	54.46
H_0 : r = 2	22.79	29.68	35.65
<모형B>	Trace 통계량	5% 임계치	1% 임계치
H_0 : r = 0	108.92	94.15	103.18
H_0 : r = 1	74.71	68.52	76.07
H_0 : r = 2	43.55	47.21	54.46

<표 12> 공적분 벡터 추정결과

	$(m-m^f)_t$	$(y-y^f)_t$	$(i-i^f)_t$	$(p-p^f)_t$	$Corder_t$
모 형 A	2.71** (3.73)	-3.64** (-2.48)	-0.29** (-5.18)	18.64** (3.42)	–
모 형 B	1.08** (6.68)	-1.97** (-5.91)	-0.03* (-2.39)	3.01** (2.44)	0.02** (5.43)

주 : **, *, †는 각각 1% , 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미

37) 통화량은 거래적 화폐수요 대용지표인 M1을, 소득(GDP)은 월별 대용지표인 산업생산지수를, 단기금리는 CD수익률(3개월), 물가는 소비자물가지수를 각각 이용하였다.

공적분 벡터의 추정결과에 따르면 <모형A>와 <모형B>에서 모든 설명변수들의 추정계수는 예상 부호와 일치하였으며 특히 거래주문흐름을 추가한 <모형B>가 <모형A>보다 이론적으로 더욱 잘 부합되는 것으로 나타났다.[38] 이는 거시환율모형에 거래주문흐름을 추가한 혼합환율모형이 기존의 거시환율모형에 비해 환율 및 설명변수간의 장기균형관계를 더 안정적으로 포착한다고 해석될 수 있다.

다음으로 공적분벡터 추정결과를 토대로 거래주문흐름이 월별 원화환율의 단기 동태적인 움직임에 영향을 주는지 알아보기 위해 <모형A> 및 <모형B>의 단기동태방정식인 오차수정모형을 각각 추정하였다. 오차수정모형의 설명변수로는 오차수정항(Error Correction Term)과 공적분 벡터를 구성하는 변수, 기타요인으로 엔/달러 환율(yen), 외국인 주식순매수(fstock) 등을 이용하였다.[39]

오차수정모형(Error Correction Model)

$$\Delta Won_t = c + \beta ECT_{t-1} + \beta \Delta Won_{t-1} + \beta \Delta Z_{t-1} + \beta S_t + \mu$$

단, ECT : 오차수정항 $[Won_t - \widehat{Won_t}]$, 단 $\widehat{Won_t} = \widehat{\beta' Z_t}$

Z : $[(m - m^f), (y - y^f), (i - i^f), (p - p^f), Corder]$로 구성된 벡터

S : 기타 변수[Order, yen, fstock]

<표 13> 오차수정모형 추정결과[1]

	ECT_{t-1}	ΔWon_{t-1}	$\Delta(m-m^f)_{t-1}$	$Order_t$	Δyen_t	$fstock_t$	회귀진단		
							조정계수	R^2 [2]	Q-통계량[3] (p-값)
모형A	-0.02 (-1.32)	0.23† (1.71)	-	-	-	-	-0.02	0.13 <0.09>	0.05 (0.83)
	-0.01 (-0.24)	0.24* (2.29)	-	-	0.52** (5.76)	-0.002* (-2.08)	-0.01	0.50 <0.46>	2.24 (0.13)
모형B	-0.11* (-2.35)	-	-	0.015** (4.83)	-	-	-0.11	0.53 <0.51>	1.16 (0.28)
	-0.08† (-1.86)	-	0.22* (2.06)	0.011** (3.87)	0.39** (4.10)	-0.002† (-1.90)	-0.08	0.69 <0.65>	0.67 (0.41)

주 : 1) **, *, †는 각각 1% , 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미
2) < >내는 조정결정계수(adjusted R^2)
3) Ljung - Box Q통계량으로 유의한 값을 갖는 경우 해당모형에 자기상관이 존재하는 것을 의미

38) 통화주의 모형에서 국내외 통화량$(m-m^f)$ 추정계수는 이론적으로 1이며 상대소득 추정계수$(y-y^f)$는 경험적으로 1에 가깝다.

39) 오차수정모형 추정에는 유의하지 않은 설명변수를 제거해 나가는 General-to-specific 기법이 이용되었다.

먼저 설명력(R^2)을 보면 거래주문흐름을 포함한 혼합환율모형(<모형B>)이 거시환율모형(<모형A>)에 비해 훨씬 높은 수준을 보였으며 특히 엔/달러 환율과 외국인 주식순매수를 제외할 경우 혼합환율모형의 설명력은 53%(조정결정계수 51%)에 달하나 거시환율모형은 13%(조정결정계수 9%)에 불과한 것으로 나타났다. 이는 거래주문흐름이 원화환율의 주요 변동요인이라는 점을 다시 한번 입증하는 것이다. 또한 혼합환율모형에서 오차수정항(ECT_{t-1})의 추정계수(조정계수)가 거시환율모형보다 그 수준 및 통계적 유의성이 크게 높은 점에 비추어 환율이 균형수준에서 괴리되었다가 다시 복귀하는 실제 조정과정이 거시경제여건만을 고려하여 예상한 경우보다 상당히 빠르게 이루어지고 있음을 알 수 있다.[40] 이는 거시경제여건에 의해 결정되는 환율의 균형수준과 외환시장 참가자들이 기대하는 균형수준이 다를 수 있으며 이들의 기대변화 및 사적정보까지 감안하면 정책당국자가 생각하는 것보다 환율이 균형수준으로 복귀하려는 성향이 훨씬 클 뿐 아니라 불균형의 지속 기간도 짧아질 수 있음을 시사한다. 따라서 환율 수준의 적정성을 판단하는 데 있어서 거시경제여건은 물론 거래주문흐름과 같은 외환시장의 미시적 정보도 충분히 고려되어야 할 것으로 판단된다.

Ⅴ. 맺음말

본 논문은 기존의 거시환율모형과는 달리 외환시장의 미시적 정보인 거래주문흐름을 중시하는 미시구조 접근법에 의해 1999년 1월 2003년 2월중 일별 및 월별 자료를 이용하여 원화환율의 변동요인을 실증분석해 보았는데 주요 결과는 다음과 같다.

먼저 일별 원화환율의 경우 외환시장 참가자들의 사적정보를 반영하는 거래주문흐름이 공개정보인 거시경제변수가 포착하지 못한 변동 부분을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 또한 전체기간을 주요 절상기 및 절하기로 나누어 추정해 보면 거래주문흐름의 추정계수가 절상기보다 절하기에 높게 나타나 절하기에 거래주문흐름의 영향력이 확대되는 양상을 보였다. 한편 기존의 거시환율모형과 거래주문흐름을 추가한 혼합환율모형을 각각 추정한 결과 거래주문흐름이 원화환율의 단기 변동뿐만 아니라 장기 추세에도 큰 영향을 미치는 등 혼합환율모형이 설명력 및 안정성 측면에서 기존의 거시환율모형보다 우월한 것으로 나타났다.

40) 추정결과에 따르면 <모형A>에서 환율은 균형수준으로 월 1 2% 정도 조정되는 반면 <모형B>에서는 월 8 11%씩 조정되는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과를 종합해 볼 때 외환정책과 관련하여 다음과 같은 정책적 시사점을 찾아볼 수 있다.

첫째 은행간 외환시장의 거래주문흐름이 원화환율의 주요 변동요인으로 작용하고 있는 점에 비추어 외환당국은 시장의 안정성을 제고하기 위해 공개정보인 주요 거시경제변수 외에도 은행간 외환시장의 매매주문, 매수 · 매도 스프레드, 건별 거래주문량 등 거래주문흐름과 관련된 미시적 정보를 면밀히 관찰하는 등 외환시장에 대한 모니터링을 강화해야 할 것이다. 이는 외환당국이 시장참가자들의 환율에 대한 기대 및 거래행태를 신속히 파악함으로써 교란거래 등 시장불안 요인에 보다 효과적으로 대처할 수 있기 때문이다.

둘째 우리나라와 주요 선진국에 대한 실증분석 결과를 비교해 보면 주요 선진국의 경우 시장제도 및 전자주문방식 거래 중심의 거래행태 측면에서 우리나라보다 발달해 있어 사적정보가 거래주문흐름을 통해 환율에 보다 신속 · 정확하게 전달됨으로써 거래주문흐름의 환율변동에 대한 설명력이 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 점을 고려할 때 앞으로 전자중개시스템을 통한 외환거래가 더욱 활발히 이루어져야 할 것이며 이와 함께 외환시장의 효율성이 선진국 수준으로 제고될 수 있도록 외환 및 자본거래 관련 제도의 지속적인 개선에도 많은 노력을 기울여야 하겠다.

셋째 외환딜러들의 사적정보를 반영하는 거래주문흐름이 원화환율의 단기 변동은 물론 장기 추세적 움직임에도 큰 영향을 줄 수 있는 만큼 원화환율 수준의 적정성 여부를 판단하거나 외환정책적 대응이 필요한 경우에는 외환시장의 거래주문흐름 등 미시적 정보를 적극 활용하여야 할 것으로 판단된다.

<부록> 거래주문흐름(Order flow) 산출 예시(2003.2.28일)

오전장				
시간	Bid	Ask	Bt	St
9:32	1189.00	1191.90		
9:34	1190.50	1191.90	1	0
9:36	1191.50	1191.00	1	1
9:38	1190.30	1190.80	0	1
9:40	1190.90	1191.30	1	0
9:42	1191.00	1191.30	1	0
9:44	1191.30	1191.50	1	0
9:46	1191.00	1191.30	0	1
9:48	1190.70	1191.00	0	1
9:50	1190.90	1191.00	1	0
9:52	1190.80	1191.20	0	0
9:54	1190.80	1191.00	0	1
9:56	1190.60	1190.70	0	1
9:58	1190.70	1190.80	1	0
10:00	1190.50	1190.60	0	1
10:02	1190.50	1190.70	0	0
10:04	1190.30	1190.50	0	1
10:06	1190.20	1190.30	0	1
10:08	1190.10	1190.50	0	0
10:10	1190.10	1190.40	0	1
10:12	1189.50	1189.60	0	1
10:14	1189.70	1189.90	1	0
10:16	1189.60	1189.90	0	1
10:18	1189.70	1189.90	1	0
10:20	1189.60	1189.80	0	1
10:22	1189.90	1190.00	1	0
10:24	1189.70	1189.90	0	1
10:26	1190.00	1190.10	1	0
10:28	1189.70	1189.80	0	1
10:30	1189.80	1190.00	1	0
10:32	1189.80	1190.00	0	0
10:34	1189.80	1190.00	0	0
10:36	1189.90	1190.00	1	0
10:38	1190.00	1190.30	1	0
10:40	1190.10	1190.30	1	0
10:42	1190.20	1190.40	1	0
10:44	1190.20	1190.40	0	0
10:46	1190.30	1190.40	1	0
10:48	1190.50	1190.70	1	0
10:50	1190.70	1190.80	1	0
10:52	1190.30	1190.60	0	1
10:54	1190.30	1190.50	0	1
10:56	1190.10	1190.20	0	1
10:58	1190.00	1190.20	0	0
11:00	1189.10	1189.50	0	1
11:02	1189.50	1189.80	1	0
11:04	1189.50	1189.70	0	1
11:06	1189.30	1189.30	0	1
11:08	1189.10	1189.30	0	0
11:10	1188.80	1189.00	0	1
11:12	1188.80	1189.00	0	0
11:14	1188.80	1189.00	0	0
11:16	1189.00	1189.20	1	0
11:18	1189.20	1189.30	1	0
11:20	1188.90	1189.00	0	1
11:22	1189.00	1189.10	1	0
11:24	1189.00	1189.20	0	0
11:26	1189.00	1189.20	0	0
11:28	1189.10	1189.30	1	0
11:30	1189.30	1189.50	1	0
11:32	1189.30	1189.50	0	0
11:34	1189.30	1189.50	0	0
11:36	1189.30	1189.50	0	0
11:38	1189.30	1189.50	0	0
11:40	1189.30	1189.40	0	1
11:42	1189.30	1189.60	0	0
11:44	1189.10	1189.20	0	1
11:46	1189.10	1189.20	0	0
11:48	1189.10	1189.20	0	0
11:50	1189.90	1189.00	0	1
11:52	1188.80	1189.10	0	0
11:54	1189.80	1189.10	0	0
11:56	1189.40	1189.80	0	1
11:58	1188.40	1188.70	0	1
12:00	1189.70	1189.20	1	0

오후장				
시간	Bid	Ask	Bt	St
13:32	1189.50	1189.70	0	1
13:34	1189.40	1189.60	0	1
13:36	1188.40	1188.70	0	0
13:38	1189.40	1189.70	0	0
13:40	1188.40	1189.60	0	1
13:42	1188.40	1188.60	0	0
13:44	1189.40	1189.60	0	1
13:46	1188.00	1189.40	0	1
13:48	1188.50	1188.70	1	0
13:50	1189.40	1189.60	0	1
13:52	1188.40	1188.60	0	0
13:54	1188.40	1188.60	0	1
13:56	1189.40	1189.60	0	0
13:58	1188.70	1188.80	1	0
14:00	1188.60	1188.70	0	1
14:02	1189.50	1189.60	0	1
14:04	1188.40	1188.50	0	1
14:06	1188.40	1188.50	0	0
14:08	1188.40	1188.50	0	0
14:10	1189.50	1189.60	1	0
14:12	1188.40	1188.60	0	0
14:14	1188.50	1188.60	1	0
14:16	1189.50	1189.60	0	0
14:18	1188.50	1188.70	0	0
14:20	1189.50	1189.60	0	1
14:22	1189.30	1189.40	0	1
14:24	1188.30	1188.40	0	0
14:26	1188.60	1188.70	1	0
14:28	1189.70	1189.90	1	0
14:30	1189.30	1189.40	1	0
14:32	1189.80	1189.80	1	0
14:34	1189.50	1189.90	0	0
14:36	1189.50	1189.80	0	1
14:38	1189.60	1189.80	1	0
14:40	1189.90	1190.10	1	0
14:42	1190.30	1190.50	1	0
14:44	1190.10	1190.30	0	1
14:46	1190.10	1190.30	0	0
14:48	1190.10	1190.30	0	0
14:50	1189.90	1190.10	0	1
14:52	1190.50	1190.60	1	0
14:54	1190.10	1190.40	0	1
14:56	1190.10	1190.40	0	0
14:58	1190.40	1190.50	1	0
15:00	1190.30	1190.50	0	0
15:02	1190.80	1191.50	1	0
15:04	1190.90	1191.10	1	1
15:06	1191.10	1191.30	1	0
15:08	1191.00	1192.30	0	0
15:10	1191.10	1191.70	1	1
15:12	1191.60	1191.90	1	0
15:14	1191.60	1192.00	1	0
15:16	1191.30	1191.80	0	1
15:18	1191.20	1191.60	0	1
15:20	1191.10	1191.90	0	0
15:22	1191.40	1191.60	1	1
15:24	1191.40	1191.70	0	0
15:26	1192.00	1192.20	1	0
15:28	1191.70	1192.00	0	1
15:30	1191.60	1191.90	0	1
15:32	1191.80	1191.90	0	0
15:34	1191.70	1192.00	1	0
15:36	1191.30	1191.40	0	1
15:38	1191.30	1191.50	0	0
15:40	1191.30	1191.40	0	1
15:42	1191.10	1191.40	0	0
15:44	1191.10	1191.40	0	0
15:46	1191.20	1191.40	1	0
15:48	1191.30	1191.50	1	0
15:50	1191.20	1191.30	0	1
15:52	1190.80	1190.90	0	1
15:54	1190.90	1191.20	1	0
15:56	1190.00	1190.90	0	1
15:58	1190.60	1190.80	0	1
16:00	1190.70	1191.20	1	0
16:02	1190.80	1190.90	1	1
16:04	1190.90	1191.10	1	0
16:06	1190.80	1190.90	0	1
16:08	1191.20	1191.60	1	0
16:10	1191.30	1191.40	1	1
16:12	1191.60	1192.40	1	0
16:14	1193.10	1193.50	1	0
16:16	1195.40	1192.90	1	1
16:18	1192.70	1193.00	0	0
16:20	1193.10	1193.50	1	0
16:22	1193.10	1193.30	0	1
16:24	1193.20	1193.40	1	0
16:26	1193.10	1193.20	0	1
16:28	1193.30	1193.50	1	0
16:30	1193.60	1193.70	1	0

매수자발 거래주문 회수(Σ Bt) : 63회
매도자발 거래주문 회수(Σ St) : 62회
총 거래주문 회수(Σ Bt + Σ St) : 125회
초과매수자발 거래주문 회수(Σ Bt + Σ St) : 1회
→ 거래주문 흐름(Order flow)
: 0.008 = (Σ Bt - Σ St) / (Σ Bt + Σ St)

참고문헌

권순우, "원화의 엔화 동조화 현상과 그 영향,"「Issue Paper」, 삼성경제 연구소, 2002.11.

김진용 · 권성택, "원화환율의 장단기 변동요인 분석," 한국은행「조사통계월보」, 2003.2, pp. 24-55.

박해식 · 장원창, "변동환율제하에서 미시구조적 정보를 이용한 원/달러 환율의 예측가능성 분석,"「금융조사보고서」99-08, 한국금융연구원, 1999.

서영경 · 전광명, "최근 우리나라 외환시장의 변화와 발전방향," 한국은행「조사통계월보」, 2001.1, pp. 35-61.

이영섭 · 함준호, "외환시장내 미시정보의 환율 예측력 분석,"「한국경제의 분석과 패널」, 1998.

정찬우 · 차백인, "원/달러 환율모형의 예측력 분석: 시장평균환율제도 기간을 대상으로,"「금융연구」제12권 제1호, 한국금융연구원, 1999.

Bank for International Settlements, "Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2001," *Triennial Central Bank of Survey*, 2002.3.

Bhanumurthy, N.R., "Information Effects in Indian Foreign Exchange Market," Institute of Economic Growth, *mimeo*, 2001.

Bjonnes, H. & D. Rime, "FX Trading...LIVE! Dealer Behavior and Trading Systems in Foreign Exchange Markets," *mimeo*, 2000.

_____, "Volume, Order Flow and the FX market: Dose it matter who you are?," *mimeo*, 2002.2.

Bollerslev, T. and I. Domowits, "Trading Patterns and Prices in the Interbank Foreign Exchange Markets," *The Journal of Finance* vol. 48, 1993, pp. 1421-1443.

Chinn, M.D., "On the Won and other East Asian Currencies," *NBER Working Papers* No. 6671, 1998.8.

Chinn, M.D. and Y.W. Cheung, "Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: A Survey of the U.S. Market," *mimeo*, 2000.1.

Chinn, M.D., Y.W. Cheung and G.P. Antonio, "Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?," *mimeo*, 2003.2.

Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy* vol. 84, 1976.12, pp. 1161-76.

Ederington, H. and Jae Ha Lee, "How Markets Process Information: News Releases and Volatility," *Journal of Finance* vol. 48, 1993.

Evans, M., "The Microstructure of Foreign Exchange Dynamics," *NBER Market Microstructure Conference*, 1997.4.

Evans, M. and R. Lyons, "Order Flow and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy* vol. 110, 2002.

_____, "Excerpts on Causality: Order Flow To Exchange Rate Changes," *Journal of Monetary Economics*, 2002.

_____, "Why Order Flow Explains Exchange Rates," *mimeo*, 2001.9.

_____, "How Is Macro News Transmitted to Exchange Rates?," *mimeo*, 2002.7.

Federal Reserve Bank of New York, "The Foreign Exchange and Interest Rate Derivatives Markets Survey: Turnover in the United States," 2001.

Frankel, J. and K. Rose, "A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates," *NBER Working Papers* No. 4865, 1994.9.

Ghironi, F. and M. Cavallo, "Net Foreign Assets and the Exchange Rate: Redux Revised," Boston College Department of Economics, *mimeo*, 2001.2.

Goldberg, L.S. and R. Tenorio, "Strategic Trading in a Two-Sided Foreign Exchange Auction," *Journal of International Economics*, vol. 42, 1997.5, pp. 299-326.

Harald, H. and H. Rey, "Order Flows, Exchange Rates and Asset Prices," *NBER Working Papers*, 2001.11.

Hendry, S. and C. Adam, "The M1 Vector-Error Correction Model: Some Extensions and Applications," World Bank, *mimeo*, 2000.

Killen, W., R. Lyons and M. Moore, "Fixed versus Flexible: Lessons from EMS Order Flow," *NBER Working Papers* No. 8491, 2002.3.

Lyons, R., *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, 2001.

_____, "Foreign Exchange: Macro Puzzles, Micro Tools," *FRBSF Economic Review*, 2001.12, pp. 51-69.

_____, "Informational Integration and FX Trading," *Journal of International Money and Finance* vol. 21, 2002.11, pp. 807-831.

_____, "Time-Varying Liquidity in Foreign Exchange," *Journal of Monetary Economics* vol. 49, 2002.6, pp. 1025-1051.

Meese, R. and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies," *Journal of International Economics*, Vol. 14, 1983, pp. 3-24.

O'Hara, M., *Market Microstructure Theory*, 1995.

O'Hara, M. "Making market microstructure matter," *Financial Management*, vol. 28, 1999.

Rime, D., "Trading in Foreign Exchange Markets: Four Essays on the Microstructure of Foreign Exchange," *mimeo*, 2001.6.