

# 개별기업의 환노출과 비대칭성에 관한 연구

이 현 석\*

## 〈요 약〉

본 연구는 1987년 1월 5일부터 2001년 12월 28일까지의 일별 및 월별 자료를 가지고 미국 달러화와 일본 엔화가 기업의 주식수익률에 미치는 영향 및 비대칭성을 분석하였다. 일별 자료에 대해서는 오차항의 이분산을 고려해 자기회귀와 GARCH 계열 모형을 사용하였으며, 월별 자료에 대해서는 자기회귀모형을 사용했다.

전체기간 및 하위기간에 대한 분석결과는 일별 자료가 월별 자료에 비해 환노출을 발견하는데 보다 탁월하다는 것을 보여주고 있다. 또한 EGARCH(1, 1)와 GJR-GARCH(1, 1)로 일별 자료를 분석하는 것이 보다 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 한편, 노출된 기업의 대부분에서 음의 환노출이 발견되고 있다. 이는 우리나라 기업의 주식수익률은 환율인상에 대해서는 부정적 영향을, 환율인하에 대해서는 긍정적 영향을 받는 것으로 해석할 수 있다.

비대칭성에 대한 분석 결과는 우리나라 기업은 대부분 비대칭적 환노출에 직면하고 있으며, 실물읍션이론보다는 시장중시가격이론이 보다 설득력이 있다는 결론을 제시해주고 있다. 또한 월별 자료가 일별 자료에 비해 비대칭 분석을 정확히 할 수 있는 것도 발견되었다.

주제어 : EGARCH, GJR-GARCH, 비대칭적 환노출, 실물읍션, 시장중시가격

## I. 도 입

경제적 환노출은 기업의 장부가치에 의존하는 거래적 환노출이나 회계적 환노출과는 달리 환노출의 변화가 기업의 현금흐름에 어떠한 영향을 미치는 지를 측정한다. 현금흐름에 미치는 환율의 변화 효과를 측정하기 위하여 개별기업의 순 현금흐름을 계산하고 이를 바탕으로 기업을 분석한다는 것은 자료 수집의 현실적 불가능성과 비효율성 때문에 바람직한 방법으로 인식되지 못하고 있다. 따라서 최근에는 시장가치개념에 의한 환

논문접수일 : 2003년 3월 12일      논문게재확정일 : 2003년 5월 20일

\* 성신여자대학교 경영학과.

\*\* 이 논문은 2003년도 성신여자대학교 학술연구조성비 지원에 의하여 연구되었으며, 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원 두 분께 감사를 드립니다.

노출 측정이 일반화되어 있다.

시장가치개념은 미래 순 현금흐름의 현재가치가 기업의 시장가치라는 논리에 근거하여 기업의 주식수익률을 종속변수로 하고, 환율변화율을 설명변수로 하여 회귀모형을 통해 환노출을 추정하고 있다.

환노출에 대한 최근 연구는 환위험에 대한 전략적 시사점을 기업이 찾도록 하기 위하여 산업이나 포트폴리오에 의한 접근보다는 개별기업에 초점을 맞추고 있다. 개별기업에 대한 환노출 분석은 환율변화가 그 기업에 미치는 영향 정도를 추정하여, 기업에 적합한 전략적 시사점을 도출할 수 있다는 장점을 갖는다. 이는 주식수익률에 대한 외환노출계수의 크기와 노출계수의 부호를 바탕으로 이루어진다.

개별기업의 환노출 추정은 그 동안 미국, 일본 등을 대상으로 다양한 방법과 표본을 사용하여 행하여졌다. 그러나 대부분의 분석에서 노출계수가 유의하게 나타나는 경우는 25%를 넘지 않았다. 이러한 낮은 환노출 결과는 환노출이 없어서가 아니라 이를 발견하기 위한 모형이나 표본, 연구방법 등이 환노출을 찾는데 적합하지 않았기 때문으로 해석할 수 있다. 왜냐하면 개별기업에 대한 환노출 추정은 대부분 시계열자료이며, 이분산과 시계열, 변수의 분포 등이 기업마다 상이하게 나타날 수 있기 때문이다. 따라서 분석 결과를 개선하기 위하여 확립적 모형을 사용하는 것보다는 개별기업의 특성을 고려한 환노출 모형의 필요성이 제기되고 있다.

한편, 최근에 Chamberlain, Howe and Popper(1997)가 미국 및 일본의 은행산업을 대상으로 분석한 환노출 결과는 일별 자료가 월별 자료보다 설명력이 높다는 것을 증명하고 있다. 이는 대부분 월별 자료에 의존하고 있는 그 동안의 환노출 분석을 일별 자료까지 확대해야할 필요성을 제기하고 있다. 그러나 일별 자료는 월별 자료와는 달리 잡음의 개입이 많고 이에 따라 추정과 결과의 해석에 남다른 주의가 요구된다. 자료의 안정성으로 인해 월별 환노출에 대한 연구가 그 동안 많이 진행되고 있으나, 환율변화에 대해 시장이 매우 빠르게 반응하고 있는 추세에서 일별 환노출의 추정은 또 다른 의미가 있다고 하겠다.

본 연구는 일별 및 월별과 같은 자료의 빈도, 사용된 모형 등에 따라 상이한 결과를 나타내고 있는 개별 기업의 환노출을 오차항에 대한 다양한 가정을 사용해 분석하려고 한다. 이는 개별기업에 적용하고 있는 환노출 모형의 오차항 분포가 기업마다 동일하지 않다는 현실적 인식을 바탕으로 하고 있다. 대부분의 개별기업 환노출 추정 연구에서 사용되는 관찰치는 주식이나 주가지수의 수익률과 환율변화율의 월별 자료이다. 월별 자료를 사용하는 경우 오차항의 분포에 관한 문제는 거의 나타나지 않는다. 그러나 일별

자료를 사용하는 경우 이러한 문제는 중요하게 고려되어야 하며, 이를 위해서는 자기회귀와 GARCH 계열 모형이 필요하다.

환노출에 대한 최근 연구는 그 동안 대칭적 환율 움직임에 대한 가정을 완화시켜 환노출의 비대칭성에 대한 부분까지 확장되고 있다. 비대칭적 환노출은 외환이 평가절상일 때와 평가절하일 때의 환노출이 정확히 상쇄되지 않는다는 것이다. 비대칭적 환노출은 기업이 외환위험을 헤지하는데 있어서 실물옵션을 갖고 있다는 것과 기업의 가격결정은 국제시장 환경에 좌우된다는 이론에 근거하고 있다.

본 연구는 일별 및 월별 자료 가운데 어느 것이 환노출을 보다 잘 설명하는지 비교하는 것을 목적으로 하고 있다. 또한 외환위기 이전과 이후로 각각 나누어 외환위기 이후 우리나라 기업의 경제적 환노출을 비교한다. 우리나라는 1980년 2월 복수통화바스켓제도를 도입했으며, 1990년 3월에는 시장평균환율제도로 개편하고 외환위기 중인 1997년 12월 자유변동환율제도를 시행하게 되었다. 특히 1997년 하반기 이후 외환시장에서 환율의 변동폭이 급증하였으며, 이 시점을 중심으로 기업의 환노출 변화를 살펴보는 것은 의미가 있다고 본다.

본 연구는 또한 외환의 평가절상과 평가절하에 따른 환노출을 측정함으로써 환노출에 대한 비대칭성을 측정한다. 그 동안 다양한 환노출 연구가 진행되어 왔지만 환노출의 비대칭에 대한 연구는 그 동안 국내에서 진행되지 않았다. 만약 국내기업이 비대칭적 환노출에 직면해 있다면 외환위험을 회피하기 위한 기업의 전략적 결정은 대칭적 환노출의 경우와 달라져야 한다. 그리고 그 동안 대칭적 환노출을 가정하고 내린 환노출 결과의 해석은 보다 주의를 요할 필요가 있게 된다. 비대칭적 환노출 분석은 향후 개별기업의 환노출 연구에 많은 시사점을 제공할 수 있을 것으로 생각된다.

우리나라는 국내 총생산의 70% 이상이 대외무역과 연관되어 있다. 따라서 총생산에서 대외무역 규모가 우리보다 상대적으로 작은 선진국에 비해 우리 기업에 대한 환율의 영향은 보다 중요하며, 기업의 가치 또한 보다 민감하게 반응할 것으로 예측된다. 그러므로 우리나라 기업을 대상으로 하는 환노출 연구는 선진국을 대상으로 한 기존 연구와는 다른 의미를 가질 것으로 본다.

본 연구는 다음과 같이 구성되고 있다. 연구의 도입 부분을 먼저 언급하고, 본 연구와 관련된 기존연구를 개별기업의 환노출과 환율의 비대칭 측면에서 밝힌다. 다음으로 연구방법 및 분석모형, 분석에 사용된 자료에 대해 설명을 하고, 실증결과를 제시한다. 실증결과는 개별기업의 환노출과 비대칭적 환노출로 나누어서 각각 설명한다. 마지막으로 결론과 시사점을 언급한다.

## II. 기존연구

### 1. 개별기업의 환노출

환노출의 초기 연구는 기업의 현금흐름을 대상으로 환율의 영향을 측정하는 것이었다. Hodder(1982) 등은 환율을 독립변수로, 기업의 현금흐름을 종속변수로 하여 기업 현금흐름에 대한 환율변화의 영향에 초점을 맞추는 연구를 하였다. 이것은 기업의 위험관리목적에 적합한 방법이다.

그러나 환노출을 측정하기 위하여 '현금흐름접근법'을 사용하는 것은 소수의 개별기업을 대상으로 환노출의 결정요인을 확인하는 분석에서는 유용하다. 그러나 이 방법은 다수의 기업을 분석하는 경우에는 적합하지 않다. 기업의 환노출을 측정하기 위해서 현금흐름방법을 사용하게 되면 기업 제품에 대한 매출과 비용 및 기타 여러 변수들을 모형에 포함시켜야 한다. 어떤 경우에는 특정기업이나 경쟁자에 대한 정확한 정보를 위해 기업이 보유하고 있는 내부정보까지 이용해야만 할 경우가 많다. 따라서 '현금흐름접근법'은 다수의 기업을 분석하는데 현실적으로 적합하지 않은 방법이다.

이러한 이유를 바탕으로 Adler and Dumas(1984)는 기업의 관찰 가능한 시장가치를 통해 모형을 수립하는 '시장가치접근법'을 제시했다. 시장에서 결정되는 기업의 가치는 미래현금흐름의 현재가치이다. 따라서 시장가치 접근법은 시장자료만을 요구하므로, 환노출의 측정이 간단하며 대규모표본의 실증연구를 가능하게 해주는 장점을 갖고 있다. 그들은 환노출을 환율변화에 대한 기업가치의 탄력성으로서 환율 1단위의 변화에 대한 기업의 시장가치 변화로 정의하고 있다. 이러한 탄력성 개념을 바탕으로 환노출은 회귀식에 의해 측정이 되어 왔다.

Bodnar and Wong(2001)은 환노출 추정 모형에서 기업가치의 외환에 대한 총 노출을 환율변화와 관련된 부분과 관련되지 않은 부분으로 나누고 있다. 환율의 변화가 주어지면 기업가치는 직접 환율의 영향을 받는 부분과 무위험수익률, 시장위험프리미엄, 투자자의 태도 등 거시경제 변수의 영향을 받는 부분으로 구별된다는 것이다.

거시경제 효과와 관련된 부분은 환노출의 추정에 영향을 미치게 되고, 추정된 노출계수의 해석에 혼란을 불러올 수 있다<sup>1)</sup>. 기업의 실현수익률에 환율변화와 무관한 거시경제적 변수의 영향을 통제하기 위하여, 대부분의 실증연구는 시장포트폴리오의 수익률을 모형에 포함시키고 있다. 시장포트폴리오 수익률은 거시경제적 영향을 통제할 뿐만 아니

1) 횡단자료에 의한 환노출 평가에서는 거시경제적 변수가 기업 모두에게 공통의 영향을 미치므로 크게 문제가 되지 않는다.

라 시장포트폴리오 수익률이 없는 경우보다 회귀식의 잔차분산을 크게 감소시켜준다. 따라서 시장포트폴리오 수익률을 모형에 포함시키는 것은 환노출 추정의 정확성을 위해 타당한 방법이다. Jorion(1990), Bodnar and Gentry(1993), Wong(2000), Williamson(2001) 등을 비롯한 대부분의 연구는 아래와 같이 시장포트폴리오 수익률을 포함한 회귀식을 사용하고 있다.

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{is}R_{st} + \beta_{im}R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

여기서  $R_{it}$ 는 개별기업  $i$ 의  $t$ 기 주식수익률을,  $R_{st}$ 는  $t$ 기에서의 외환  $s$ 의 환율변화율을, 그리고  $R_{mt}$ 은  $t$ 기에서의 시장포트폴리오 수익률을,  $\varepsilon_{it}$ 는 오차항을 의미한다.  $\beta_{is}$ 은 기업  $i$ 에 대한 외환  $s$ 의 잔차 노출 탄력성을,  $\beta_{im}$ 은 시장포트폴리오에 대한 기업  $i$ 의 베타로 해석된다. 식 (1)은 시장수익률을 모형에 포함시킴으로써 시장포트폴리오 그 자체의 환노출을 통제하도록 하고 있다. 따라서  $\beta_{is}$ 은 기업의 총 환노출 중에서 시장포트폴리오의 베타로 시장 환노출 부분을 통제하고 남는 것에 해당된다. 따라서 잔차노출  $\beta_{is}$ 이 0이라는 것은 기업이 환율변화의 영향을 받지 않는다는 것이 아니라 시장포트폴리오와 동일한 환노출을 받고 있다는 것을 의미한다고 해석해야 된다.

가중평균이나 단순평균 지수 가운데 어떤 시장포트폴리오 대응치를 사용할 것인가에 따라 환노출 결과는 달라진다. 어떤 기업이 대규모이고, 수출위주의 다국적 기업이라면 외국통화의 순유입이 있게 된다. 이러한 기업은 자국통화의 평가절하가 발생할 때 순 현금흐름이 증가한다. 반면에 수입위주의 작은 기업들은 자국통화가 평가절상될 때 순 현금흐름이 증가하게 된다. 이것은 규모의 효과와 관련된 것이다. 규모의 효과와 관련하여 Bodnar and Wong(2001)은 시장포트폴리오로서 가중평균과 단순평균 시장지수를 사용하게 될 때 환노출계수의 의미는 각각 달라지며 결과의 해석에 주의해야 한다고 주장하고 있다.

그 동안 개별기업의 주식수익률에 대한 환노출의 영향은 대부분 월별 자료를 바탕으로 추정되어 왔다. 월별 자료를 사용함으로써 모형추정에서의 잡음을 최소화할 수 있다. 월별 자료를 사용하는 환노출모형의 경우에 유의적인 노출계수가 많은 기업에서 나타나지 않고 있다. Bodnar and Gentry(1993)의 연구는 미국, 캐나다 및 일본에서 전체산업 대비 28%, 21%, 35%의 산업만이 각각 환노출을 보이는 것으로 조사하고 있다. 한편, He and Ng(1998)는 일본의 171개 다국적 기업에 대한 환노출을 분석한 결과, 25%가 유의적인 양의 환노출에 직면한다고 밝히고 있다. 또한 Miller and Reuer(1998a)는 미국 개별기업의 13%에서 15%가 환율에 노출되어 있다는 사실을 발견하였다.

Chamberlain, Howe and Popper(1997)는 1986년부터 1993년까지의 일별 및 월별 자료를 사용해 미국 및 일본의 은행산업에 포함된 기업에 대해 환노출을 분석한 결과, 일별 자료가 월별 자료보다 모형의 설명력을 보다 더 잘 설명해주고 있음을 밝히고 있다. 그들은 미국 금융기관을 대상으로 일별 자료를 사용하게 될 때, 월별 자료를 사용하는 경우보다 유의수준 5%에서 환노출 기업을 13% 포인트 더 발견할 수 있다고 밝히고 있다. 또한 일본 금융기관의 경우에는 동일한 유의수준에서 일별 자료를 사용하는 경우 월별 자료를 사용하는 경우보다 약 3% 포인트 더 잘 발견했다고 주장하고 있다.

우리나라의 경우 개별기업을 대상으로 한 환노출 연구는 많지 않다. 권택호와 황희곤(1999)은 1990년 1월부터 1996년 12월까지 상장되어 있는 460개 제조업의 주식수익률에 대한 미국 달러화와 일본 엔화의 환율변화 영향을 주별자료를 바탕으로 분석하였다. 분석결과 10% 유의수준에서 달러화에 대해 50개(10.87%)가, 엔화에 대해 26개(5.65%)만이 환노출을 보이는 것으로 밝히고 있다.

일별 자료를 사용한 환노출의 경우 통계적 문제 때문에 노출 추정을 위한 모형설정이 쉽지 않게 된다. 이현석(1999)은 1987년 1월 5일부터 1997년 6월 30일까지 289개 기업의 일별 자료를 가지고 GARCH(1, 1)모형으로 환노출을 추정하였다. 추정결과 미국 달러화에 대한 환노출이 10%의 유의수준에서 전체기간에 걸쳐 분석대상 기업의 25%인 73개 기업에서 발견하고 있다. 반면, 일본의 엔에 대해서는 단지 13%만을 발견하고 있다.

## 2. 환율의 비대칭

Miller and Reuer(1998b)는 다국적기업이 환율변화에 따라 투입요소나 생산시설, 마케팅 활동 등을 다른 나라로 이전할 수 있는 실물옵션(real option)갖는다는 이론을 실증 분석했다. 실물옵션이론은 생산시설의 자유로운 외국 이동을 통해 얻을 수 있는 수익은 환율변화에 대한 헤징비용보다 크다는 가정을 하고 있다.

옵션이론은 기업의 환노출계수가 외환의 평가절상이나 절하에 따라 다르게 나타날 수 있음을 설명해준다. 예를 들어 어떤 외환의 평가절상이 기업자산의 실질가치를 상승시킨다고 할 때, 기업자산에 대해 콜옵션을 갖고 있다면 외환이 평가 절상되는 경우 환노출계수는 양의 부호를 갖게 되고 평가 절하되는 경우 환노출은 없어진다. 반대로 풋옵션을 갖고 있다면 외환이 평가 절하될 때는 음의 환노출 부호를 갖게 되며, 평가절상의 경우는 환노출이 발생하지 않는다. 한편, 기업이 환노출을 관리할 수 있는 옵션을 갖지 못한다면 외환의 평가절상과 절하에 대해서 대칭적 노출이 나타나게 된다.

Miller and Reuer(1998b)는 기업의 환노출계수 변화를 외환의 평가절상과 절하의 기간에 따라 다음과 같이 구분하고 있다.

<표 1> 환노출의 구분

외국환의 평가절상	외국환의 평가절하		
	$\beta_i > 0$	$\beta_i = 0$	$\beta_i < 0$
$\beta_i > 0$	I. 대칭적 환노출	II. 옵션과 시장중시가격	III. 해당사항 없음
$\beta_i = 0$	IV. 해당사항 없음	V. 환노출 없음	VI. 옵션
$\beta_i < 0$	VII. 해당사항 없음	VIII. 시장중시가격	IX. 대칭적 환노출

<표 1>에서 영역 II와 VI는 환노출을 헤지하기 위하여 옵션을 사용하고 있다는 것을 의미하며, 영역 I과 IX는 대칭적 환노출을 나타내고 있다. 일반적으로 기존 연구에서는 환노출의 대칭성을 가정하였으며, 대부분의 연구 결과는 영역 V에 나타난 것처럼 환노출이 거의 없는 것으로 조사되었다. Miller and Reuer(1998b)는 영역 III은 스트래들 효과를 갖는 것으로 헤징 비용이 매우 높기 때문에 현실적으로 가능하지 않다고 하고 있다. 그들은 또한 영역 IV와 VII는 기업이 환율변화에 대해 반대 방향으로 움직이고 있음을 의미하여, 이러한 반대방향의 움직임은 옵션이론에 따라 기업이 이익을 실현할 수 없기 때문에 환위험 관리의 실패를 나타낸다고 주장하고 있다.

Miller and Reuer(1998b)는 시장중시가격(pricing-to-market)에 대한 기존 연구를 ‘판매량제약이론’과 ‘시장점유율이론’으로 구분하고 있다.

‘판매량제약이론’은 수출업자가 국제 시장에서 마케팅 능력의 제약으로 제한된 판매량을 갖게 된다는 이론이다. ‘판매량제약이론’에 따르면 외환의 평가절상 기간 중에는 양의 유의적 환노출을, 외환의 평가절하 기간 중에는 유의적이지 않은 노출을 보이게 된다. 이를 <표 1>의 영역 II에서 나타내고 있다.

‘시장점유율확대이론’에 따르면 수출업자는 외환의 평가절하 기간 중에는 수출하는 상품의 외화표시 가격을 높일 수밖에 없으며, 이에 따라 해외 시장의 점유율이 축소된다. 한편, 수입업자는 보다 저렴한 가격으로 수입할 수 있으므로 국내 시장에서의 가격경쟁력이 생긴다. 따라서 수입업자는 국내에서 판매되는 제품의 가격을 인하하여 전체적인 시장점유율을 유지하려고 한다. 결국 외환이 평가 절하되면 전체 시장점유율을 이전과 동일하게 유지하려고 하므로 기업가치 증가에는 영향을 미치지 않게 된다.

한편, 외환이 평가 절상되면 수입업자의 경우에는 수입가격이 상승해 자국의 판매가격을 인상해야 하나, 자국 시장의 점유율을 유지하기 위하여 자국통화표시 가격을 평가절상 이전과 동일하게 하므로 국내 판매로부터 손실을 보게 된다. 또한 수출업자의 경우에는 동일한 외화 가격으로 수출하더라도 환전할 수 있는 원화가 많아지므로 이익을 얻을 수 있지만, 시장점유율을 보다 확보하기 위하여 외화표시 가격을 실질적으로 인하하게

한다. 따라서 해외 판매로부터의 이익은 줄어들게 되어 큰 영향을 받지 않는다. 외환 평가절상기간에 기업은 국내 시장점유율을 유지하기 위하여 외국으로부터의 수입가격이 높아도 국내 유통 상품의 자국통화 가격을 그대로 유지하려고 한다. 그러므로 기업의 판매마진은 축소되고 결국 기업은 손실을 보게 된다. 이는 <표 1>의 영역 Ⅷ을 의미한다.

### Ⅲ. 연구방법 및 자료

#### 1. 실증분석대상 및 방법

본 연구가 분석하려고 하는 대상은 다음과 같다.

첫째, 일별 및 월별의 환노출을 측정하고 외환위기 이후 우리나라 개별기업의 환노출 설명력을 비교한다. 외환위기 이후 우리나라의 대미 환율과 대일본 환율의 변동폭은 크게 증가했다. 특히 외환위기가 발생한 직후인 1997년 12월 16일 우리나라의 환율제도는 일일변동폭에 제한을 두지 않는 자유변동환율제도로 이행했으며, 1998년에는 일일 변동폭이 최고 14.5원까지 확대되기도 하였다. 2001년에는 4.8원으로 줄어들었지만 이 변동폭도 1996년의 1.2원 대비 4배가 되고 있다. 이러한 변화를 고려할 때, 외환위기 이전과 이후의 개별기업 환노출 변화를 측정함으로써 외환위기 및 자유변동환율제도가 우리나라 기업의 환노출에 미친 영향을 살펴보는 것은 의미가 있다고 하겠다.

둘째, 개별기업의 일별 환노출을 측정하는데 적합한 모형을 찾는다. 이를 위해 오차항의 시계열상관과 이분산성을 검토하고 이분산성이 없으면 자기회귀모형을 사용하고, 이분산성이 나타나면 GARCH(1, 1), EGARCH(1, 1), GJR-GARCH(1, 1), IGARCH(1, 1), GARCH(1, 1)-M 등의 GARCH 계열 다섯 모형을 사용해서 환노출 측정에 적합한 모형을 선택 한다<sup>2)</sup>. GARCH 계열 모형은 이밖에도 QGARCH나 PGARCH 모형 등이 있으나 여기서는 대표적인 GARCH 모형들만 고려하기로 한다.

우선 오차항의 이분산성을 검증하기 위하여 포트맨토(portmanteau) Q통계량을 사용한다. 이분산이 있을 경우에는 시차가 2인 GARCH 계열의 모형을 사용하고, 이분산을 발견하지 못할 경우는 시차가 2인 자기회귀모형을 사용 한다<sup>3)</sup>. GARCH 계열의 모형 가운데서 적합한 모형을 선택하는 기준은 로그 우도비검정을 사용한다.

셋째, 환율의 변화가 개별기업의 수익률에 비대칭적으로 영향을 미치는 지를 검토한

2) GARCH 계열 모형에 대한 구체적인 언급은 생략한다.

3) 이현석(1999)은 일별모형에서 오차항이 1차 자기상관이 있음을 밝히고 있으며, 본 연구에서도 이러한 자기상관 문제를 해결하기 위하여 AR(2)를 사용한다.



다. 이를 위해 1987년 1월 5일에서 2001년 12월 28일까지의 일별 및 월별 자료를 환율이 인상된 시점(외환평가절상)과 하락한 시점(외환평가절하)으로 자료를 구분하고 각 표본에 대해 모형을 추정한다.

이러한 비대칭성에 대한 연구를 통해 Miller and Reuer(1998b)가 제시한 실물옵션이론과 시장중시가격에 대한 이론을 검토할 수 있다. 또한 기존에 환노출 추정에 사용되고 있는 대칭성 가정의 적합성을 판단할 수 있다. 실제로 환노출이 비대칭으로 주식수익률에 영향을 미치는 경우 대칭모형을 사용하게 되면 환노출이 주식수익률에 미치는 방향과 하향의 변화폭이나 그 방향성에 대한 부정확한 결론을 내리게 되어 환노출의 의미를 잘못 해석할 수 있다. 특히, 많은 환노출 연구가 진행되고 있지만 비대칭적 환노출에 대한 연구가 거의 없는 상태에서 환노출의 비대칭성을 검토하는 것은 의미가 있다.

## 2. 실증분석모형

### 1) 환노출 추정을 위한 모형

대부분의 연구에서 사용되는 환노출 추정 모형은 주식수익률로 측정된 기업의 가치에 환율의 변화가 어떤 영향을 미치는 지를 분석하는 부분균형모형이다. 즉, 환노출 추정 모형은 환율변화와 기업가치 변화 간의 인과관계를 규명하는 것은 아니다. 다만 분석의 편의를 위해 환율이 기업가치에 외생적으로 영향을 미치는 것으로 가정한다.

본 연구에서 사용되는 모형도 부분균형모형이며 다음과 같다.

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{im} R_{mt} + \beta_{iy} R_{yt} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기서  $R_{it}$ 는 개별기업  $i$ 의  $t$ 기 주식수익률이며,  $R_{mt}$ 는 시장수익률의 대리변수로서 종합주가지수의  $t$ 기 수익률,  $R_{dt}$ 는  $t$ 기에 미국 달러화에 대한 원화(₩/USD)의 변화율,  $R_{yt}$ 는  $t$ 기에 일본 엔화에 대한 원화(₩/¥)의 변화율, 그리고  $\epsilon_{it}$ 는 오차항을 나타내고 있다<sup>4)</sup>. 대부분의 환노출 추정 모형은 오차항에 대해 평균이 0이며, 이분산과 시계열상관이 없는 정규분포를 가정하고 있다.

한편, 환율의 변화가 시차를 두고 기업의 가치에 영향을 미친다는 가정을 바탕으로 환율의 시차를 모형에 포함시킬 수 있다. 그러나 Amihud(1994)는 월별 자료를 바탕으로 주식수익률에 대한 환율 변화의 시차 영향을 검토했으나 증거를 발견하지 못했다. 결국

4) 이현석(1999)은 달러화와 엔화의 환율변화율, 시장수익률 사이에 거의 상관관계가 없다고 주장하고 있다. 따라서 본 연구에서도 다중공성선 문제는 발생하지 않는 것으로 가정한다.

환율 변화는 즉시 주식수익률에 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 점을 고려해 식 (2)에는 환율의 시차 변수를 포함시키지 않는다. 식 (2)은 또한 이자율과 같은 변수를 포함시키지 않고 있다. Khoo(1994)도 시장수익률 변수에 이자율과 같은 변수의 영향이 포함되는 것으로 가정하고 이자율 변수를 제외하고 분석을 하였다.

본 연구에서는 식 (2)을 바탕으로 일별 및 월별 자료에 대해 환노출을 추정한다. 일별 자료를 사용하는 경우 잡음 개입 가능성이 커짐에 따라 모형설정에 많은 주의를 해야 한다. 특히 오차항의 시계열상관과 이분산성은 모수추정치의 잘못된 해석을 야기할 수 있다. 특히 이분산과 시계열상관이 존재하는 경우 모수추정치가 점근적 효율성을 보장 받지 못하게 되어 최량선형불편추정치(BLUE)가 되지 못한다. 또한 추정치의 분산이 하향편의하게 되어 유의성 검정통계량( $t$  값)을 크게 만들어 기각할 수 없는 귀무가설을 부당하게 기각할 가능성이 커진다. 따라서 일별 자료를 사용하는 경우 시계열상관과 이분산을 고려하기 위하여 본 연구에서는 자기회귀 및 GARCH 계열의 모형을 사용한다.

이현석(1999)은 GARCH(1, 1) 모형만을 가지고 분석했지만, 본 연구에서는 이분산의 검토를 통해 이분산이 없다는 귀무가설이 기각되면 GARCH 계열의 다섯 가지 모형 중에서 선택하고, 귀무가설이 채택되면 자기회귀모형으로 분석한다.

## 2) 비대칭환율변화 분석 모형

환율변화율이 기업의 주식수익률에 미치는 영향에 대한 비대칭 연구는 Miller and Reuer (1998b)를 제외하고는 거의 실행되지 않았다. 따라서 본 연구는 Miller and Reuer(1998b)의 모형을 사용하기로 한다. 비대칭 분석은 특정 외환의 환율변화율에 대해서 분석되어야 하므로 모형에는 미국 달러화와 일본 엔화를 동시에 포함시키지 않고, 각각의 통화에 대해서 분석한다.

Miller and Reuer(1998b)는 분석을 위해 인플레이션을 조정해 실질수익률로 계산했다. Miller and Reuer(1998a, b)는 환노출의 이론적 개념상 명목환율보다는 실질환율 개념을 사용하는 것이 보다 타당하다고 주장하고, 그들의 연구에서 실질환율을 사용했다. 그러나 Khoo(1994)와 Miller and Reuer(1998b)는 높은 빈도의 자료를 갖는 실증분석에서 명목환율과 실질환율 사이의 높은 상관관계로 인해 분석결과에 거의 차이가 없다는 주장을 하고 있다. 본 연구에서는 일별 자료와 월별 자료를 동시에 분석하고 있으며, 일별 인플레이션 자료가 존재하지 않으므로 일별 및 월별 모형의 일관성을 유지하기 위하여 연구에서는 명목자료를 사용하기로 한다.

또한 본 연구는 개별기업주식 수익률에서 종합주가지수 수익률을 차감한 초과수익률을 통해 비대칭환율변화를 분석한다. 초과수익률을 사용하는 것은 환노출 추정모형의

대부분에서 시장수익률이 유의한 것으로 나타나고 있는데 이를 배제하고 모형을 분석하게 되면 환노출 모수추정치의 편의가 발생하기 때문이다. Bartov and Bodnar(1994)와 Donnelly and Sheehy(1996)도 본 연구와 마찬가지로 시장수익률을 차감한 초과수익률을 종속변수로 사용했다. 비대칭환율변화를 위한 모형은 다음과 같이 설정한다.

$$AR_{it} = \alpha_{i0} + \beta_s R_{st} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

여기서  $AR_{it}$ 는 개별기업  $i$ 의  $t$ 기 초과수익률로서,  $i$ 기업의  $t$ 기 주식수익률  $R_{it}$ 에서  $t$ 기 시장수익률  $R_{mt}$ 을 차감해서 구한다. 그리고  $R_{st}$ 는  $s$ 통화에 대한  $t$ 기의 환율 변화율이며, 여기서는 미국 달러화와 일본 엔화에 대한 원화의 가격을 환율 자료로 사용한다.  $\varepsilon_{it}$ 는 오차항이다.

### 3. 표본선정 및 표본의 특성

#### 1) 분석기간 및 하위기간

본 연구는 1987년 1월 5일부터 2001년 12월 28일까지의 일별 및 월별 자료를 바탕으로 분석하고 있다. 또한 1997년 11월 21일 우리나라가 IMF에 구제금융을 공식 요청한 때를 중심으로 전체기간을 두 개의 하위기간으로 구분하고 있다. 1997년 12월 16일에 우리나라의 환율제도가 자유변동환율제로 이행되었으므로 이 시점을 중심으로 하위기간을 구분할 수도 있다. 그러나 외환위기가 발생한 후 실제로 외환거래의 제한과 일일 변동폭이 확대되었으므로 1997년 11월 21일을 기준일로 한다. 따라서 하위기간은 일별 기준으로 1987년 1월 5일에서 1997년 11월 21일을 하위기간 1로 하고, 1997년 11월 22일부터 2001년 12월 28일까지를 하위기간 2로 한다. 월별 기준으로는 1987년 1월부터 1997년 11월까지를 하위기간 1로, 1997년 12월부터 2001년 12월까지를 하위기간 2로 한다.

#### 2) 자 료

본 연구에서는 미국 달러화와 일본 엔화에 대한 환율변화율과 종합주가지수 수익률 및 비금융 개별기업의 주식수익률의 일별 및 월별 자료를 분석에 사용한다. 환율변화율과 종합주가지수 수익률 및 개별기업주식수익률은 백분율로 계산한다<sup>5)</sup>. 종합주가지수 수익률과 개별기업 주식수익률은 한국증권연구원(KSRI)의 주가 및 수익률 추출프로그램

5) Miller and Reuer(1998a, b) 및 Bodnar and Gentry(1993), Bodnar and Wong(2001) 등 대부분의 연구에서도 백분율로 환율변화율과 주식수익률을 계산하고 있다.

램 'KSRI 2002'를 통해 얻었으며 환율은 한국은행의 기준환율을 사용한다. 분석대상 기업은 1987년부터 2001년까지 상장된 260개 비금융 기업이다.

한국은행이 고시하는 달러화에 대한 기준환율은 토요일과 월요일의 기준환율이 동일하다. 따라서 월요일의 환율변화율은 토요일 기준환율을 제외하고 금요일과 월요일 환율을 기준으로 계산한다. 엔화에 대한 환율변화율도 달러에 대응시키기 위해서 토요일 환율을 제외하고 금요일 환율을 바탕으로 계산한다. 또한 종합주가지수 수익률과 개별 기업의 주식수익률도 토요일 가격(지수)을 제외하고 금요일과 월요일 가격(지수)을 바탕으로 월요일의 수익률을 계산한다. 개별기업의 주식수익률은 배당 및 유·무상 증자가 발생한 경우, 조정된 가격으로 수익률을 계산한다.

월별 환율변화율과 월별 지수수익률 및 월별 주식수익률은 매월 말일의 가격을 기준으로 변화율을 계산한다. 주가지수수익률과 환율변화율 사이에는 월말의 날짜가 다른 경우가 있으며, 이를 해결하기 위하여 일별 환율자료를 바탕으로 주가지수수익률 월말 날짜에 맞는 환율자료를 추출해서 월별 환율변화율을 계산했다.

## IV. 실증결과

### 1. 개별기업의 환노출

개별기업의 환노출에 대한 분석결과가 <표 2>에 나타나 있다. 전체기간에 대해 10% 유의수준에서 미국 달러화에 노출된 기업은 81개이며, 분석대상 기업 260개의 31.2%를 차지하고 있다. 또한 일본 엔화에 대해서는 47개로 18.1%를 차지하고 있다. 한편 월별 자료를 바탕으로 달러와 엔화 각각을 분석한 결과, 52개와 35개의 기업에서 환노출이 발견되었다. 일별 자료와 월별 자료에 의한 환노출 기업의 수는 큰 차이를 보이고 있음을 알 수 있다. 권택호와 황의곤(1999)은 주별 자료를 사용해 460개 기업을 대상으로 10% 유의수준에서 10.87%와 5.65%를 발견했으며, 이는 본 연구와 비교될 수 있다.

Chamberlain, Howe and Popper(1997)는 미국 금융기관을 대상으로 할 때 일별 자료가 월별 자료보다 13% 포인트 더 잘 설명하고 있다고 주장한다. 우리의 경우 전체기간에 대해 달러화에 대한 환노출이 유의수준 5%에서 월별 보다 일별 자료가 11.1% 포인트 더 잘 설명하고 있는 것으로 나타나 Chamberlain, Howe and Popper(1997)와 유사한 결과를 보이고 있다. 일본 엔화에 대해서도 각 기간에 걸쳐 최소 3%에서 최대 11%까지 일별 자료가 유의한 노출계수를 더 많이 갖는 것으로 나타나고 있다. 따라서 향후 개별 기업을 대상으로 하는 외환노출을 보다 많이 발견하기 위해서는 기존의 월별 자료를 이용하는 방법보다 일별 자료를 사용하는 것이 타당하다고 본다.

<표 2> 개별기업의 환노출 결과

사용된 모형은  $R_{it} = \alpha_0 + \beta_{im}R_{mt} + \beta_{id}R_{dt} + \beta_{iy}R_{yt} + \varepsilon_{it}$ 이며, 오차항의 잔차는 2차까지를 고려한다.  $R_{it}$ 는 개별 기업  $i$ 의  $t$ 기 주식수익률이며,  $R_{mt}$ 는 종합주가지수의  $t$ 기 수익률,  $R_{dt}$ 는 미국 달러화에 대한 원화(₩/USD)의  $t$ 기 변화율,  $R_{yt}$ 는 일본 엔화에 대한 원화(₩/¥)의  $t$ 기 변화율, 그리고  $\varepsilon_{it}$ 는 오차항을 나타낸다. 기업의 수와 비율은 5%와 10% 유의수준에서  $\beta_{id}$ 와  $\beta_{iy}$ 의 모수추정치가 0과 유의적으로 다른 기업의 수와 비율을 의미한다.

기 간	유 의 수 준	일 별			월 별		
		$\beta_{id}$	$\beta_{iy}$	동시노출*	$\beta_{id}$	$\beta_{iy}$	동시노출*
전체기간	5% 유의수준						
	기업의 수	63	31	14	34	22	3
	비율(%)	24.2	11.9	5.4	13.1	8.5	1.2
	10% 유의수준						
	기업의 수	81	47	24	52	35	6
	비율(%)	31.2	18.1	9.2	20.0	13.5	2.3
하위기간 1	5% 유의수준						
	기업의 수	60	34	12	10	11	0
	비율(%)	23.1	13.1	4.6	3.8	4.2	0.0
	10% 유의수준						
	기업의 수	83	48	21	23	20	0
	비율(%)	31.9	18.5	8.1	8.8	7.7	0.0
하위기간 2	5% 유의수준						
	기업의 수	49	33	27	13	18	5
	비율(%)	18.8	12.7	10.4	5.0	6.9	1.9
	10% 유의수준						
	기업의 수	64	46	36	28	37	16
	비율(%)	24.6	17.7	13.8	10.8	14.2	6.2

주) \*: 동시노출은 달러화와 엔화에 대한 환율 변화율이 동시에 유의한 모수추정치를 나타낸 경우이다. 5% 유의수준은 두변수의 모수추정치가 모두 5%에서 유의한 경우를, 10% 유의수준은 10%에서 유의한 두 개의 추정치 가운데 최소한 한 개의 추정치가 10%에서 유의한 경우를 의미한다.

일별 자료에 근거한 환노출은 다른 기간에 비해 하위기간 1에서 월별 환노출결과와 보다 현격한 차이를 보이고 있다. 이현석(1999)은 1987년 1월 5일부터 1997년 6월 30일 까지 하위기간 1과 거의 유사한 기간에서 GARCH(1, 1) 모형을 사용해 10% 유의수준에서 289개 기업 가운데 25%인 73개 기업이 달러화에, 그리고 13%인 38개 기업이 엔화에 노출되었다고 밝히고 있다. 그러나 다양한 GARCH 계열 모형을 사용한 본 연구에서는 10% 유의수준에서 32.7%와 18.5%가 각각 달러화와 엔화에 노출되는 것으로 나타나 보다 개선된 연구결과를 보이고 있다.

외환위기 이후의 기간을 분석한 하위기간 2에서는 달러화에 대한 일별 환노출의 비율이 급격히 감소하고 있다. 그러나 월별 자료의 경우에는 하위기간 1보다 하위기간 2에서 달러화와 엔에 대해 보다 많은 환노출을 보여주고 있다. 특히, 월별 자료의 경우 하위기간 2에서 달러화보다는 엔화에 보다 많은 노출을 보이고 있는 점이 다른 기간과 비교된다.

한편 달러화와 엔화에 동시에 노출된 기업의 경우는 하위기간 2에서 일별과 월별의 경우 모두 다른 기간에 비해 높게 나타나고 있다. 특히 월별의 경우 하위기간 1에서는 동시노출이 전혀 발생하지 않았다. 그러나 외환위기 이후인 하위기간 2에서 일별 자료로 분석한 동시 환노출이 5% 유의수준에서 전체기업의 10.4%를 차지할 만큼 크게 증가하였으며, 월별의 경우도 동시노출이 나타나는 모습을 보이고 있다. 외환위기 이후 동시노출이 나타난 기업이 증가한 것은 우리나라 기업이 외환위기 이전에는 달러나 엔 가운데 한 가지 단일 외화의 영향을 많이 받다가 외환위기 이후 무역이나 해외투자, 수입 등에서 달러나 엔화에 복합적으로 영향을 받게 되었기 때문으로 본다.

<표 3>은 환노출 모수추정치에 대한 통계량을 나타내고 있다. 통계량 해석의 정확성을 위해 모수추정치가 +10 이상이거나 -10 이하인 이상치는 분석에서 제외한다.

전체기간을 대상으로 한 환노출계수는 평균과 중위수에서 모두 음의 부호를 나타내고 있다. 특히 달러의 경우에는 3사분위수까지 음의 값을 보이고 있다. 이는 75% 이상의 기업이 미국 달러의 환율변화에 대해 음의 노출을 보이고 있다는 것을 의미한다. 따라서 우리나라의 경우 달러의 환율 인상폭이 커지면 대부분의 기업은 시장에서 부정적 영향을 받는 것으로 해석할 수 있다. 권택호와 황희곤(1999)은 10% 유의수준에서 노출기업 가운데 70%가 미국 달러화에 대해서 음의 환노출 부호를 보이는 것으로 밝히고 있어 본 연구와 유사한 결과를 보이고 있다. 그러나 엔화에 대해서는 단지 5.65%만이 음의 환노출을 보이는 것으로 분석했으며, 이는 본 연구와 무척 상이한 결과이다. 이현석(1999)은 일별 환노출의 경우 미국 달러와 일본 엔에 대해 10% 유의수준에서 전체 노출기업 가운데 60.3%와 63.2%가 음의 노출을 나타내는 것으로 밝히고 있어 본 연구와 유사한 결과를 보이고 있다.

표준편차의 경우 일별 환노출에 비해 월별 환노출이 크게 나타나고 있어 월별 환노출이 일별 환노출보다 평균을 중심으로 크게 변동하고 있음을 추정할 수 있다. 달러화의 경우는 하위기간 1과 하위기간 2에서 표준편차의 뚜렷한 차이를 발견하기 어렵다. 이것은 달러에 대한 기업의 주식 수익률 영향이 외환위기와 관계없이 일정한 것으로 볼 수 있다. 엔화의 경우는 일별과 월별 모두 하위기간 2에서 변동성이 크게 증가함을 찾을 수 있다. 이는 외환위기 이전보다 이후에 엔화 노출에 대한 기업가치의 변화가 보다 다양해졌기 때문으로 추정할 수 있다. 즉, 엔화의 변동에 따라 기업이 받는 영향의 정도가 기업

마다 차이가 있는 것으로 시장참가자들이 판단하고 있는 것으로 해석된다.

<표 3> 환노출 모수추정치의 기초통계량

사용된 모형은  $R_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{im}R_{mt} + \beta_{id}R_{dt} + \beta_{iy}R_{yt} + \varepsilon_{it}$  이며, 오차항의 잔차는 2차까지를 고려한다. 여기서  $R_{it}$ 는 개별기업  $i$ 의  $t$ 기 주식수익률이며,  $R_{mt}$ 는 종합주가지수의  $t$ 기 수익률,  $R_{dt}$ 는 미국 달러화에 대한 원화(₩/USD)의  $t$ 기 변화율,  $R_{yt}$ 는 일본 엔화에 대한 원화(₩/¥)의  $t$ 기 변화율, 그리고  $\varepsilon_{it}$ 는 오차항을 나타낸다. 아래 자료는 5% 유의수준에서 각 개별기업의  $\beta_{id}$ 와  $\beta_{iy}$ 의 모수추정치가 0과 유의적으로 다른 경우, 모수추정치에 대한 통계량이다. 모수추정치가 -10 이하이거나 +10 이상인 이상치(outlier)의 경우 통계량 해석의 오류를 피하기 위해 분석에서 제외한다.

기 간	통 계 량	일 별		월 별	
		$\beta_{id}$	$\beta_{iy}$	$\beta_{id}$	$\beta_{iy}$
전체기간	중위수	-0.2438	-0.0963	-1.1236	-0.8723
	평 균	-0.1140	-0.2020	-1.1702	-1.0933
	표준편차	0.7926	0.9946	0.5600	1.9297
	최소값	-1.3831	-4.6897	-2.4955	-9.1001
	1사분위수	-0.3327	-0.1548	-1.4094	-0.9837
	3사분위수	-0.1807	0.0259	-0.8396	-0.6490
	최대값	5.4118	2.0790	0.7885	0.6801
	이상치	1	2	3	1
	노출기업수	63	31	34	22
하위기간 1	중위수	-0.5443	-0.0782	0.0936	-0.5117
	평 균	-0.4841	-0.0387	0.3709	-0.1368
	표준편차	0.3244	0.1166	2.9486	0.7622
	최소값	-1.0725	-0.1744	-2.9646	-1.3744
	1사분위수	-0.6360	-0.1319	-2.2918	-0.5705
	3사분위수	-0.4071	0.0861	2.6333	0.5784
	최대값	0.8142	0.2393	4.6098	0.9484
	이상치	0	0	0	1
	노출기업수	60	34	10	11
하위기간 2	중위수	-0.3665	0.2869	-2.2835	-1.9079
	평 균	-0.1873	0.0247	-1.7981	-1.1286
	표준편차	0.5167	0.5868	2.5579	2.7939
	최소값	-1.3036	-2.1459	-5.9482	-5.8997
	1사분위수	-0.4257	-0.3055	-3.0624	-2.3244
	3사분위수	-0.1236	0.3772	0.00355	-1.3998
	최대값	1.8303	0.6635	2.3427	5.2934
	이상치	1	2	2	3
	노출기업수	49	33	13	18

환노출 기업의 일별 추정을 모형 결정을 위해 이분산성 여부를 포트맨토 Q통계량을 사용해 검토했다. 그리고 이분산 모형에 대해서는 로그 우도비검정을 통해 설명력이 높은 모형을 선택했다. <표 4>는 유의수준 10%에서 환노출 기업을 발견하는데 사용된 모형을 나타내고 있다.

<표 4> 환노출 기업의 일별 추정모형

사용된 모형은  $R_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{im}R_{mt} + \beta_{id}R_{dt} + \beta_{iy}R_{yt} + \varepsilon_{it}$ 이며, 오차항의 잔차는 2차까지를 고려한다. 여기서  $R_{it}$ 는 개별기업  $i$ 의  $t$ 기 주식수익률이며,  $R_{mt}$ 는 종합주가지수의  $t$ 기 수익률,  $R_{dt}$ 는 미국 달러화에 대한 원화(₩/USD)의  $t$ 기 변화율,  $R_{yt}$ 는 일본 엔화에 대한 원화(₩/¥)의  $t$ 기 변화율, 그리고  $\varepsilon_{it}$ 는 오차항을 나타낸다. 기업의 수와 비율은 10% 유의수준에서  $\beta_{id}$ 와  $\beta_{iy}$ 의 모수추정치가 0과 유의적으로 다른 기업의 수를 의미한다. 동시는 10% 유의수준에서 모수추정치가 동시에 유의한 경우를 나타낸다. ( )는 전체 환노출 기업에 대한 백분율(%)을 의미한다.

추정모형	전체기간			하위기간1			하위기간2		
	$\beta_{id}$	$\beta_{iy}$	동시	$\beta_{id}$	$\beta_{iy}$	동시	$\beta_{id}$	$\beta_{iy}$	동시
AR*	11(13.58)	8(17.02)	5(20.83)	3(3.61)	0(0.00)	0(0.00)	6(9.38)	7(15.22)	5(13.89)
EGARCH	35(43.21)	31(65.96)	13(54.17)	57(68.67)	34(70.83)	19(90.48)	39(60.94)	29(63.04)	22(61.11)
GJR	31(38.27)	7(14.89)	6(25.00)	18(21.69)	10(20.83)	2(9.52)	15(23.44)	8(17.39)	7(19.44)
GARCH-M	4(4.94)	1(2.13)	0(0.00)	5(6.02)	4(8.33)	0(0.00)	4(6.25)	2(4.35)	2(5.56)
노출기업수	81	47	24	83	48	21	64	46	36

주) \*: 자기회귀모형(Autoregressive Model)은 최우추정법을 사용했다.

대부분의 기업에서 오차항의 이분산이 발견되었으며, GARCH 계열에서는 EGARCH(1,1)과 GJR-GARCH(1,1) 모형이 가장 높은 우도비를 갖는 것으로 나타났다. GARCH 계열 모형 가운데 GARCH(1,1)과 IGARCH(1,1)은 분석 결과에 나타나지 않고 있어 다른 모형에 비해 낮은 설명력을 보이고 있음을 알 수 있다. 따라서 개별기업에 대한 일별 환노출 추정모형을 설정할 때는 분석 대상 GARCH 모형 중에서 EGARCH나 GJR-GARCH를 사용하는 것이 보다 모형의 설명력을 높일 수 있다고 판단된다. EGARCH와 GJR-GARCH의 설명력이 높게 나타나는 것은 오차항의 변동성이 비대칭적으로 변하고 있다는 것을 의미한다.

여기서 <표 4>에 대한 해석에서 주의할 것은 EGARCH나 GJR-GARCH 모형의 설명력이 높다고 해서 반드시 더 많은 환노출을 발견할 수 있다고 결론을 내려서는 안 된다. 환노출 추정모형은 시장수익률, 달러화와 엔화에 대한 환율변화를 등이 설명변수로 포함되어 있으며, 로그 우도비를 통해 모형의 설명력만을 검증한 것이다. 따라서 EGARCH나 GJR-GARCH와 같은 설명력이 높은 모형을 사용함으로써 보다 더 많은 환노출을 발견하기 보다는 오차항의 이분산에 대한 개선된 방법을 통해 다른 모형에 비해 보다 정확



한 환노출추정치를 발견할 수 있다는 의미로 해석하는 것이 바람직하다.

## 2. 비대칭적 환노출

Miller and Reuer(1998b)는 비대칭 환노출에 대한 분석에서 대칭적 환노출과 비대칭적 환노출을 구분하고 비대칭 환노출이 발생하는 이유를 '실물옵션이론'과 '시장중시가격'으로 설명하고 있다. <표 5>는 우리나라 개별기업의 환노출 결과를 일별과 월별로 달러와 엔화에 대해 보여주고 있다.

<표 5> 비대칭 환노출 결과

비대칭 환노출을 추정하기 위해 사용된 모형은  $AR_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{is}R_{it} + \varepsilon_{it}$  이며, 오차항의 잔차는 2차까지 고려한다. 여기서  $AR_{it}$ 는 개별기업  $i$ 의  $t$ 기 주식수익률  $R_{it}$ 에서  $t$ 기 시장수익률  $R_{mt}$ 을 차감한 비정상수익률이다. 그리고  $R_{it}$ 는 통화  $s$ 에 대한  $t$ 기의 환율변화율이며, 여기서 사용되는 환율은 미국 달러화와 일본 엔화에 대한 원화의 가격이다.  $\varepsilon_{it}$ 는 오차항을 말한다. 아래의 표는 유의수준 5%에서  $\beta_{is}$ 가 0과 유의적으로 다른 기업의 수를 나타내고 있다. ( )는 표본기업 260개에 대한 백분율(%)이다.

달러화		평 가 절 하							
평 가 절 상	일 별				월 별				
	$\beta_i > 0$	$\beta_i = 0$	$\beta_i < 0$	행의 합	$\beta_i > 0$	$\beta_i = 0$	$\beta_i < 0$	행의 합	
$\beta_i > 0$	0(0.00)	13(5.00)	3(1.15)	16(6.15)	1(0.38)	2(0.77)	1(0.38)	4(1.54)	
$\beta_i = 0$	22(8.46)	144(55.38)	11(4.23)	177(68.08)	4(1.54)	161(61.92)	19(7.31)	184(70.77)	
$\beta_i < 0$	10(3.85)	50(19.23)	7(2.69)	67(25.77)	0(0.00)	54(20.77)	18(6.92)	72(27.69)	
열의 합	32(12.31)	207(79.62)	21(8.08)	260(100.0)	5(1.92)	217(83.46)	38(14.62)	260(100.0)	
엔 화		평 가 절 하							
평 가 절 상	일 별				월 별				
	$\beta_i > 0$	$\beta_i = 0$	$\beta_i < 0$	행의 합	$\beta_i > 0$	$\beta_i = 0$	$\beta_i < 0$	행의 합	
$\beta_i > 0$	0(0.00)	7(2.69)	0(0.00)	7(2.69)	2(0.77)	1(0.38)	0(0.00)	3(1.15)	
$\beta_i = 0$	8(3.08)	188(72.31)	13(5.00)	209(80.38)	1(0.38)	142(54.62)	37(14.23)	180(69.23)	
$\beta_i < 0$	4(1.54)	39(15.00)	1(0.38)	44(16.92)	0(0.00)	63(24.23)	14(5.38)	77(29.62)	
열의 합	12(4.62)	234(90.00)	14(5.38)	260(100.0)	3(1.15)	206(79.23)	51(19.62)	260(100.0)	

Miller and Reuer(1998b)가 해당사항이 없을 것으로 주장했던 영역 III과 IV, VII에서 적지 않은 노출이 나타나 해석에 각별한 주의가 요구된다. 특히 일별 자료의 경우 달러

와 엔에 대해 35개와 12개 기업이 이 영역에 포함되고 있다. 이는 전체 분석대상 기업 대비 13.46%와 4.62%에 해당하는 것으로 주식시장에서 환율에 대한 반응이 모든 기업에 대해 합리적으로 이루어지는 것만은 아니라고 볼 수 있다. 즉, 일부 기업의 경우에는 환율의 움직임에 대해 투자자가 적절한 반응을 하고 있지 않다고 해석할 수 있다.

월별 자료의 경우에는 달러와 엔에 대해 5개 기업과 1개 기업만이 이 영역에 포함되어 월별 자료로 측정된 환노출이 일별 자료보다 합리적 반응을 하고 있는 것을 알 수 있다. 이것은 향후 중요한 시사점을 제공하고 있다. 즉, 환율 변화가 발생할 경우 시장이 기업에 미치는 영향을 정확히 파악하고 반응하는데 최소한 한 달 이상의 시간이 필요하다는 것을 의미한다.

<표 1>의 구분을 바탕으로 <표 5>를 해석하면, 비대칭적 환노출에 대해 영역 II와 VI는 옵션이론으로, 그리고 영역 II와 VIII은 시장중시가격에 의해 설명되는 부분이다. 그리고 영역 I과 IX는 대칭적 환노출을 나타내고 있다.

대칭적 환노출을 갖는 기업의 수는 달러에 대해서는 일별과 월별로 각각 7개와 19개로서 각각 전체 분석대상기업의 2.69%와 7.3%를 차지하고 있다. 한편, 엔화에 대해서는 일별과 월별로 각각 1개와 16개를 나타내 전체 분석대상기업의 0.38%와 6.15%를 차지하고 있다. 따라서 우리나라 기업의 환노출은 대부분 비대칭적 환노출을 보이는 것으로 결론지을 수 있다. 특히 일별 자료에서는 월별 자료에 비해 비대칭적 환노출이 클 것으로 추정된다.

분석결과 우리나라 기업은 환노출이 있는 경우 일별과 월별 모두 옵션이론보다는 시장중시가격에 의해 설명되는 부분이 매우 높게 나타나고 있다. 달러화에 대해서는 일별과 월별에 대해 영역 II와 VIII의 합이 각각 63개와 56개가 되고 있고, 이는 전체 분석대상 대비 24.23%와 21.54%를 차지하고 있다. 엔화에 대해서는 영역 II와 VIII의 합이 일별과 월별로 각각 46개와 64개로 나타나 전체 분석대상 대비 17.69%와 24.61%를 보이고 있다. 결국 우리나라에서 시장중시가격이론이 비대칭 환노출의 상당부분을 설명하고 있다고 해석할 수 있다. Miller and Reuer(1998b)는 미국의 경우 옵션이론이 시장중시이론에 의한 것보다 더 비대칭적 환노출을 설명한다고 제시하고 있다.

Miller and Reuer(1998b)는 시장중시가격을 설명하면서 이를 '판매량제약이론'과 '시장점유율이론' 두 가지로 구분하고 있다. 영역 II는 '판매량제약이론'에 해당되며, 영역 VIII은 '시장점유율이론'으로 설명된다. 우리나라의 경우는 거의 대부분 '시장점유율이론'이 '판매량제약이론'보다 설득력 있는 것으로 <표 5>는 보여주고 있다. 특히 월별 자료의 경우에는 거의 대부분 '시장점유율이론'으로 설명이 되며, '판매량제약이론'은 미미한 것으로 나타났다.

<표 6> 비대칭 환노출 모수추정치( $\beta_{is}$ )의 기초통계량

비대칭 환노출을 추정하기 위해 사용된 모형은  $AR_{it} = \alpha_0 + \beta_{is}R_{it} + \varepsilon_{it}$  이며, 오차항의 잔차는 2차까지를 고려한다. 여기서  $AR_{it}$ 는 개별기업  $i$ 의  $t$ 기 주식수익률  $R_{it}$ 에서  $t$ 기 시장수익률  $R_{mt}$ 을 차감한 비정상수익률이다. 그리고  $R_{st}$ 는 통화  $s$ 에 대한  $t$ 기의 환율변화율이며, 여기서 사용되는 환율은 미국 달러화와 일본 엔화에 대한 원화의 가격이다.  $\varepsilon_{it}$ 는 오차항을 말한다. 아래의 표는 유의수준 5%에서 각 개별기업의 모수추정치  $\beta_{is}$ 가 0과 유의적으로 다른 경우, 이에 대한 통계량을 나타내고 있다. 모수추정치가 -10 이하이거나 +10 이상인 이상치(outlier)의 경우 통계량 해석의 오류를 피하기 위해 분석에서 제외한다.

기 간	통 계 량	일 별		월 별	
		평가절상	평가절하	평가절상	평가절하
달 리 화	중위수	-0.2985	0.2773	-0.9032	-2.2093
	평 균	-0.2365	0.0816	-0.9211	-2.3591
	표준편차	0.6271	0.5003	0.5510	2.2333
	최소값	-3.6758	-1.8157	-2.1834	-8.6944
	1 사분위수	-0.3843	-0.3327	-1.2443	-3.2208
	3 사분위수	-0.2057	0.4024	-0.7530	-1.4336
	최대값	3.4986	0.9911	1.0660	2.0462
	이상치	1	0	0	1
	노출기업수	83	53	79	45
엔 화	중위수	-0.2021	-0.1463	-1.0017	-1.9081
	평 균	-0.1998	-0.0532	-1.0053	-2.1502
	표준편차	0.2220	0.4014	0.4921	1.3945
	최소값	-1.4104	-1.5210	-2.4206	-6.2144
	1 사분위수	-0.2662	-0.2355	-1.2524	-2.8990
	3 사분위수	-0.1635	0.2869	-0.8067	-1.4710
	최대값	0.2021	0.4399	0.8854	0.9844
	이상치	0	0	0	1
	노출기업수	54	26	83	56

<표 6>은 비대칭 환노출 모형의 모수추정치에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 분석결과 월별 달러와 엔화의 경우에 외환의 평가절상보다는 평가절하가 보다 높은 표준편차를 갖는 것으로 나타나고 있다. 평가절하에 대한 노출이 매우 높은 표준편차를 갖는 것은 평가절하가 발생할 경우, 그 결과의 반영이 평가절상의 경우보다 기업에 미치는 영향이 다양하기 때문으로 해석할 수 있다. 이는 그 동안 우리나라 기업이나 투자자 등 시장참가자가 환율인상에 대해서는 대체로 잘 반응하고 있으나 환율인하에 대해서는 익숙하지 않은 점도 작용한 것으로 추정된다. 그러나 달러화와 엔화에 대한 일별 분석은 평가절상과 평가절하에서의 표준편차 결과에 일관된 설명을 하기 어렵다.

한편, 월별 달러와 엔화에 대한 환노출 모수추정치가 평균적으로 음의 값을 보이고 있다. 또한 3사분위수도 모두 음을 나타내고 있어 분석 대상 기업 대부분에서 환율 인상이 커질 경우 기업 가치가 부정적 영향을 받는 것으로 해석된다. 달러와 엔화에 대한 환율 인상이 커지면 수출에는 일시적으로 도움을 줄 수 있으나, 수입되는 원자재의 가격 상승으로 결국 기업의 현금흐름에 부정적 영향을 미치는 것으로 시장이 반응하는 것으로 볼 수 있다. 특히, 우리나라의 경우 환율 인상은 유가의 상승을 초래해 기업의 부담을 가중시키기 때문에 이러한 결과가 나타난 것으로 해석된다.

일별의 경우 엔화에 대해서는 월별의 결과와 같은 모수추정치의 부호를 볼 수 있으나 달러에 대해서는 평가절하 구간에서 다른 부호를 보게 된다. 이는 달러의 평가절하가 발생하는 기간에, 환율인상폭이 확대되면 기업에는 긍정적 영향을 미치게 된다는 의미로 해석된다. 결국 환율이 인하되면 수입원자재의 가격이 저렴하게 되고, 이때에 환율 인상폭이 커지면 수출에 도움이 되기 때문으로 해석된다. 이것은 달러에 대한 월별자료분석과 상이한 것으로 해석에 주의가 요구된다.

<표 7> 비대칭 환노출 기업의 일별 추정모형

비대칭 환노출을 추정하기 위해 사용된 모형은  $AR_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{is}R_{it} + \varepsilon_{it}$  이며, 오차항의 잔차는 2차까지를 고려한다. 여기서  $AR$  는 개별기업  $i$ 의  $t$ 기 주식수익률  $R$ 에서  $t$ 기 시장수익률  $R_{mt}$ 을 차감한 비정상수익률이다. 그리고  $R_{is}$ 는 통화  $s$ 에 대한  $t$ 기의 환율변화율이며, 여기서 사용되는 환율은 미국 달러화와 일본 엔화에 대한 원화의 가격이다.  $\varepsilon_{it}$ 는 오차항을 말한다. 아래의 표는 유의수준 10%에서  $\beta_{is}$ 가 0과 유의적으로 다른 기업의 수를 나타내고 있으며, ( )는 비대칭 노출을 나타낸 기업 전체에 대한 백분율(%)이다.

추정 모형	미국 달러화		일본 엔화	
	평가절상	평가절하	평가절상	평가절하
AR*	7(7.00)	4(5.63)	3(4.23)	4(8.70)
EGARCH(1, 1)	47(47.00)	28(39.44)	36(50.70)	18(39.13)
GJR-GARCH(1, 1)	37(37.00)	33(46.48)	28(39.44)	23(50.00)
GARCH(1, 1) - M	9(9.00)	6(8.45)	4(5.63)	1(2.17)
노출 기업수	100	71	71	46

주) \* : 자기회귀모형(Autoregressive Model)은 최우추정법을 사용했다.

<표 7>은 비대칭 환노출 기업의 일별 추정에 사용된 모형을 나타내주고 있다. 환노출 추정을 위한 일별 모형을 나타내는 <표 4>와 유사하게 EGARCH와 GJR-GARCH 모형이 가장 설명력이 높으며, 이 두 가지 모형으로 대부분의 유의한 환노출을 설명하고 있다. <표 7>에서 일별 자료에 의한 노출 기업수를 비교해보면 외환 평가절하의 경우보다 평가절상의 경우가 더 높은 노출 기업을 보이고 있어, 환율평가절상에 기업들이 보다 민감하게 반응하고 있음을 추정할 수 있다.

## V. 결 론

환율 변화는 국내 총 생산의 70% 이상을 해외에 의존하는 우리나라 기업의 시장가치에 커다란 영향을 미치고 있다. 따라서 우리나라 기업의 외환위험을 분석하기 위하여 환노출이 기업에 미치는 영향을 측정하는 것은 의미가 있다. 그 동안 개별기업의 환노출에 대해 국내외에 많은 연구가 있었지만 대부분 월별 자료를 사용해 단일 통화를 분석하는 것이었다. 이러한 연구는 환노출의 대칭성을 가정하고 분석되었다. 또한 기업의 유의적인 환노출을 발견하기 위하여 다양한 방법을 사용했음에도 불구하고 낮은 성과에 만족해야 했다.

본 연구는 기존연구에서 사용한 것과 동일한 회귀모형을 사용하면서 일별과 월별 자료 가운데 어느 것이 환노출을 보다 더 잘 발견하는지를 비교한다. 다만 오차항에 대한 이분산과 시계열 속성을 고려하기 위하여 일별 자료에 대해서는 이분산이 있는 경우 GARCH 계열 모형을 사용하였으며, GARCH 계열 모형간의 설명력을 로그우도비로 비교하였다. 그리고 그 동안 개별기업의 환노출 분석에서 가정하고 있는 환노출의 대칭성에 대한 적정성 검토를 목적으로 한다.

연구에서 사용된 자료는 1987년 1월 5일부터 2001년 12월 28일까지의 개별기업의 주식수익률과 미국 달러와 엔에 대한 환율변화율, 종합주가지수 수익률이다. 이 자료를 바탕으로 일별 및 월별 분석을 하였으며, 전체기간은 1997년 11월 21일을 중심으로 하위기간 1과 하위기간 2로 구분하였다.

개별기업의 환노출을 일별과 월별로 각각 측정하고 이에 대한 노출기업수를 비교한 결과, 일별 자료를 사용하는 경우가 월별 자료에 비해 보다 많은 기업의 환노출을 설명하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 발견은 분석대상 기간 전체뿐만 아니라 하위기간 1과 하위기간 2에서도 보다 명확히 나타나고 있다. 발견된 환노출계수는 대부분의 기업에서 음의 부호를 갖고 있어, 환율인상이 우리나라 기업의 가치에 도움이 되지 않는 것으로 추정할 수 있다. 한편 달러화와 엔화에 대한 동시적 환노출은 일별 자료에서 보다 많이 나타나고 있으며, 특히 하위기간 1에 비해 하위기간 2에서 뚜렷한 노출을 보이고 있다. 이는 외환위기 이전 우리나라 기업이 달러나 엔화의 단일통화에 대해서만 환노출을 받다가 외환위기 이후 이들이 복합적으로 기업가치에 영향을 미치게 되었다는 것을 의미한다.

비대칭 환노출에 대한 분석결과 우리나라 기업은 대칭적 보다는 비대칭적 환노출을 나타내고 있다. 비대칭적 환노출 가운데서도 실물옵션이론 보다는 시장중시가격이 환노출 기업의 과반수이상을 설명하는 것으로 분석되었으며, 또한 그중에서도 '시장점유율이론'의 영향을 대부분 받는 것으로 나타났다. 이는 Miller and Reuer(1998b)가 캐나다 달러, 일본의 엔화 그리고 멕시코 페소에 대해 미국 달러화의 비대칭 환노출 분석했을 때,

실물옵션이론이 시장중시가격보다 설명력이 높은 것으로 나타난 결과와 비교된다. 대칭적 환노출은 일별보다는 월별 자료에서 보다 많이 나타나고 있는 것을 발견하였다.

또한 비대칭 환노출을 분석하면서 발견한 사실은 Miller and Reuer(1998b)가 비합리적 영역이라고 하는 구간에 일별 자료에서는 달러와 엔화에 대해 각각 35개와 12개 기업이 포함되었다는 사실이다. 반면에 월별 자료에서는 5개와 1개 기업만이 달러와 엔화에 대해 포함됨으로써 월별 자료가 일별 자료보다 환율변화에 대해 정확히 반응하는 것으로 볼 수 있다. 이를 통해 시장에서 환율변화가 기업에 미치는 영향을 충분히 반영하는데 최소한 한 달 이상 필요한 것으로 추정할 수 있다.

기간별 환노출과 비대칭환노출의 일별 자료를 분석하기 위하여 최우추정법에 의한 자기회귀 모형과 GARCH 계열의 모형을 사용하였다. 오차항의 등분산에 대한 귀무가설이 기각되지 못하면 최우추정법을 사용하였고, 귀무가설이 기각되는 경우에는 GARCH(1, 1)과 EGARCH(1, 1), GJR-GARCH(1, 1), IGARCH(1, 1), GARCH(1, 1)-M 모형 등으로 각각 분석하고, 이 중에서 로그 우도비가 가장 높은 모형의 추정치를 채택하였다. 그 결과 환노출 모수추정치가 유의적인 경우 대부분 EGARCH와 GJR-GARCH 모형이 설명력이 높은 것으로 나타났다. 특히, 기간별 환노출 분석에서는 오차항의 이분산이 있는 경우 두 모형만이 가장 설명력이 높았으며, 비대칭환노출의 경우에서도 두 모형이 높은 설명력을 유지하였다.

이상의 결과는 다음을 시사해준다. 우선 월별 환노출 모형보다는 일별 환노출 모형이 유의적인 환노출 추정치를 발견하는데 탁월하며, 일별 환노출 모형을 사용하기 위해서는 오차항의 분포를 고려할 수 있는 개선된 모형이 필요하다는 것이다. 다만 비대칭 환율 분석을 위해서는 일별보다는 월별 환노출 분석이 보다 바람직하다는 것이다.

이러한 비대칭 분석을 확장해 환율변화의 정보가 기업의 가치에 충분히 반영되는 기간을 측정하는 것도 흥미 있는 연구가 될 것으로 본다. 장기적인 추정모형 설정을 통해 이를 확인하는 분석은 다음 연구에서 기대된다. 또한 일별과 월별 자료가 갖고 있는 각각의 특성을 고려할 때, 일별과 월별의 중간 빈도를 갖는 주별 자료에 의한 분석은 본 연구의 결과와 흥미 있는 비교가 될 것이다.

## 참 고 문 헌

- 권택호, 황희곤, “한국제조기업의 환노출 특성 분석”, 국제경영연구, 제9권 제2호, (1999), 35-63.
- 이현석, “우리나라 기업 및 산업의 환노출과 특성변수와의 관계분석”, 재무관리연구, 제16권 제2호, (1999), 383-404.
- Adler, M. and B. Dumas, “Exposure to Currency Risk : Definition and Measurement,” *Financial Management*, 13, (1984), 41-50.
- Amihud, Y., “Exchange Rates and the Valuation of Equity Shares,” in Y. Amihud and R. Levich, editors, *Exchange Rates and Corporate Performance*, New York : Irwin, 1994, 49-59.
- Bartov, E. and G. M. Bodnar, “Firm Valuation, earnings expectations, and exchange rate exposure effect,” *The Journal of Finance*, 44, (1994), 1755-1785.
- Bodnar, G. M. and W. M. Gentry, “Exchange Rate Exposure and Industry Characteristics : Evidence from CANADA, JAPAN, and the USA,” *Journal of International Money and Finance*, 12, (1993), 29-45.
- Bodnar, G. M. and M. H. Wong, “Estimating Exchange Rate Exposure : Issues in Model Structure,” Johns Hopkins Univ. Working Paper, 2001.
- Chamberlain, S., J. S. Howe and H. Popper, “The Exchange Rate Exposure of U. S. and Japanese Banking Institutions,” *Journal of Banking and Finance*, 21, (1997), 871-892.
- Donnelly, R. and E. Sheehy, “The Share Price Reaction of U. K. exporters to exchange rate movements : An Empirical Study,” *Journal of International Business Studies*, 27, (1996), 157-165.
- He, J. and L. K. Ng, “The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations,” *Journal of Finance*, 53, (1998), 733-753.
- Hodder, J. E., “The Exposure to Exchange-Rate Movements,” *Journal of International Economics*, 13, (1982), 375-386.
- Jorion, P., “The Exchange Rate Exposure of U.S. Multinationals,” *Journal of Business*, 63, (1990), 331-345.
- Khoo, A., “Estimation of Foreign Exchange Exposure : an Application to Mining Companies in Australia,” *Journal of International Money and Finance*, 13(3),

(1994), 342-363.

Miller, K. D., and J. J. Reuer(a), "Firm Strategy and Economic Exposure to Foreign Exchange Rate Movements," *Journal of International Business Studies*, 29, (1998), 493-514.

Miller, K. D., and J. J. Reuer(b), "Asymmetric Corporate Exposure to Foreign Exchange Rate Changes," *Strategic Management Journal*, 19, (1998), 1183-1191.

Williamson, R., "Exchange Rate Exposure and Competition : Evidence from the Automotive Industry," *Journal of Financial Economics*, 59, (2001), 441-475.

Wong, M. H., "The Association between SFAS 119 Derivatives Disclosure and the Foreign Exchange Risk Exposure of Manufacturing Firms," *Journal of Accounting Research*, 38, (2000), 387-417.



THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT  
Volume 20, Number 1, Jun. 2003

# The Foreign Exchange Exposure and Asymmetries on Individual Firms

Hyonsok Lee\*

<abstract>

This work analyzes the influence of the dollar and yen currency on the rate of return of the individual firms and its symmetries based on the data from Jan. 5 1987 to Dec. 28, 2001. GARCH and autoregressive error models were used for on the daily data, due to the heteroscedascity and autoregression of the error terms, and as for the monthly data, this paper follows the autoregressive error models. Daily data turned out to be a better explanatory variable in detecting exchange rate exposure, and EGARCH(1, 1) and GJR-GRARCH(1, 1) have higher competence in analyzing the daily data. Also, most of the exposed firms have been exposed in the negative region, and appreciation of exchange rate does not help enhancing the asset value of the domestic value.

Analysis on the asymmetries let us conclude that high proportion of domestic firms face asymmetric exchange rate exposure, and that the pricing-to-market theory carries more conviction than the real option theory. Furthermore, monthly data are more precise in analysis of asymmetries.

Keywords : EGARCH, GJR-GARCH, Asymmetric Exchange Exposure, Real Option Theory, Pricing-to-Market Theory

---

\* Professor, Sungshin Women's University