

우리나라 기업 및 산업의 환노출과 특성변수와의 관계분석

李 炫 錫*

〈요 약〉

본 연구는 우리나라 기업 및 산업의 환노출을 측정하고 이를 기업의 특성변수로 설명하려는 것이다. 기존 연구가 주별 및 월별 자료를 사용해서 특정 산업에 국한했던 것과는 달리 금융업을 포함한 전 산업을 대상으로 하였으며, 일별 자료를 사용해 이를 분석하였다. 환노출 추정을 위해, 1987년 1월부터 1997년 6월까지 상장된 우리나라 기업 및 산업의 일별 수익률을 종속변수로 하고 대미달러의 원화 환율 및 대엔화의 원화 환율, 달러대 엔화 환율 등의 변화율을 독립변수로 하는 모형을 설정하였으며, 이를 기준에 논의된 여러 모형을 통해 측정하였다. 측정결과 이자율을 차감하고 종속변수의 1차자기상관을 고려한 GARCH(1,1)모형의 설명력이 높았다. 우리나라 산업중에서는 섬유제품, 펄프·종이, 자동차판매 및 도매, 숙박·운송 등에서 유의한 환노출을 보였으며, 개별기업의 경우에는 1987년 1월부터 1990년 7월까지 대미달러 환율에 많이 노출되었으나, 1990년 8월부터 1994년 7월까지의 상대적으로 노출된 기업의 수가 적었다. 따라서 우리나라 산업 및 기업은 환노출에 있어서 산업효과와 기간효과를 갖고 있음을 알 수 있다. 기업특성변수와 환노출과의 관계를 분석한 결과는 일관되게 유의한 변수는 발견되지 못하였으며, 다만 특정 기간별 그리고 대미달러환율에 대해 기업규모와 금융비용부담률 등의 변수들이 유의하게 반응하고 있는 것으로 나타났다.

I. 도 입

환율변화가 기업의 현금흐름과 이를 평가하는데 사용되는 할인율에 영향을 미친다는 이론은 전통적인 견해이다. 이러한 의미에서 기업의 환노출을 측정하는 것은 국제재무분야의 중요한 이슈가 되고 있으며 많은 연구가 이루어지고 있다. 환노출은 환율변동이 기업가치에 미치는 영향의 정도이다. 기업들은 환율변동이 기업가치에 영향을 미치고 있음을 알고 있으며, 이러한 기업가치의 변화에 대응하기 위하여 헤지를 할 것인지를 결정하게 된다.

* 서남대학교 전임강사

그러나 Jorion(1990), Bodnar & Gentry(1993), Bartov & Bodnar(1994) 및 Khoo(1994) 등 기존의 대부분의 연구 결과는 환율변동과 주가수익률 사이의 강한 관계를 보이지 않고 있다. 이에 대해 Bartov & Bodnar(1994)는 기존 연구의 표본추출 과정의 문제점과 투자자가 환율변동이 주가에 미치는 영향에 대해 적절하게 반응하지 못하기 때문에 이러한 문제가 발생한다고 주장하고 있다. 이러한 문제점을 극복하기 위하여 미국달러 이외에 다양한 통화를 사용한 연구가 진행되고 있다. Jia & He(1998)는 일본 다국적 기업을 대상으로 한 연구에서 엔화와 개별기업 주식수익률 사이의 양의 유의적인 관계를 발견하였으며, Miller & Reuer(1998)는 미국 개별기업의 13%에서 15%가 환율에 노출되어 있다는 사실을 발견하였다.

이들 연구들은 대부분 환율변화율과 주식수익률 사이의 관계를 밝히기 위하여 회귀모형을 사용하고 있다. Dumas(1978)와 Hodder(1982), Adler & Dumas (1984)는 환노출을 기업가치에 대한 환율변화의 효과로 정의하고, 회귀식의 회귀계수가 환노출로 측정될 수 있음을 밝히고 있다. Smith, Smithson & Wilford (1989)는 이자율과 환율을 사용해 회귀식을 추정하였으며, 독립변수의 계수를 환노출의 추정치로 사용하고 있다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 기존 연구와 차이점을 갖고 있다.

본 연구는 기존의 연구가 월별 및 주별 환율자료를 사용해 환노출을 측정된 것과는 달리 일별환율자료를 사용해 우리나라 기업 및 산업의 환노출 모형을 분석한다. 일별 자료를 사용한 이유는 우리나라 금융시장의 개방으로 국내 이자율이 미국 달러화나 일본 엔화의 환율에 대해 즉각적으로 반응하고 있기 때문이다. 또한 국내자본시장에 큰 영향을 미치고 있는 외국투자자의 투자규모가 매일매일의 환율변화에 의해 결정되고 있으며, 국내투자자들도 환율변화를 기업투자의 주요한 변수로 삼고 있기 때문이다. Chamberlain, Howe & Popper(1997)는 1986년부터 1993년까지의 일별 및 월별자료를 사용해 미국 및 일본의 은행산업에 대한 연구에서 일별자료가 월별자료보다 모형의 설명력을 보다 더 잘 설명해주고 있음을 밝히고 있다.

본 연구는 또한 기존 연구가 모형 오차항의 시계열상관관계와 이분산성을 고려하지 못하고 있는 문제점을 극복하기 위하여, 기존의 회귀모형이외에 자기회귀모형과 GARCH모형을 추가함으로써 모형의 정확성을 보완한다. 또한 그동안 모형별로 이자율을 고려하지 않고 추정한 것과는 달리 본 연구에서는 Bodnar & Gentry(1993)가 사용한 모형을 바탕으로 개별기업 및 산업, 시장의 주식수익률에서 무위험이자율을 차감함으로써 환율변화가 수익률의 위험프리미엄에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석한다.

본 연구는 기존의 연구가 달러 및 엔화에 대한 원화의 환노출 분석에 국한하고 있는

점에 비해 대미엔화환율을 추가하는 다중통화모형으로 구축되었다(Miller & Reuer, 1998). 우리나라는 경제구조가 해외의존형 산업구조이며, 우리나라 국제무역이나 자본 거래가 상당부분 미국과 일본의 영향을 받는 현실에서 이들 3개 환율의 변화에 대한 국내 기업 및 산업의 움직임을 측정하는 것은 의미있는 일이라고 생각한다. 특히 대미엔화환율을 추가한 이유는 우리나라 기업 및 산업의 수출이 일본과 경쟁관계에 있기 때문이다. 또한 우리나라의 국제금융이 주로 일본과 미국에 집중되어 있고 따라서 달러 및 엔화의 국제시세가 기업의 해외자금 유출입에 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. I 장에서는 기존연구에 대한 설명과 본 연구의 의의를 설명하였으며, II 장에서는 환노출에 관련된 모형의 설정 및 분석방법을 언급하였다. III 장에서는 분석결과에 대한 설명을, IV 장에서는 기업특성변수와 환노출과의 관계를 분석하였으며, V 장은 결론이다.

II. 기본모형 및 자료

1. 환노출 측정모형

환노출 측정모형은 환율변동과 기업가치사이의 인과관계를 설명해주지 못하고 있다. 대부분의 연구는 이러한 사실에도 불구하고 환율이 기업가치에 외생적으로 영향을 미친다는 부분균형모형하에서 분석되고 있다. 본 연구도 환율변화율이 기업 및 산업의 수익률에 미치는 효과를 측정하는데 초점을 맞추고 있으므로 부분균형모형의 한계를 인정한다.

환노출 측정을 위한 정확한 모형에 대해서는 많은 논란이 제기되고 있다. 다만 분석의 목적과 편리성 등에 따라 다양한 모형이 제시되고 있다. 독립변수에 시차를 갖는 환율변화율을 갖는 모형을 사용하는 연구가 있고, 시장지수수익률이외에 이자율의 변화율이나 유가의 변화율 등을 사용하는 경우도 있다.

이러한 환노출 측정모형은 개별기업 수익발생과정에 대한 정확한 모형을 알지 못함으로 필연적으로 모형설정오류를 범하게 된다. 그리고 대부분 시장지수수익률과 환율변화율 변수를 동시에 독립변수에 포함시키므로 다중공선성 문제도 발생하게 된다. 따라서 추정된 계수의 정확성과 그 계수의 해석에 대해 많은 논란의 여지가 있다. 하지만 모형의 우열과 그 정확성에 대한 명확한 연구가 이루어지지 않았으므로 대부분의 연구는 분석자의 목적과 주관에 의해 모형이 구축되었다(Khoo, 1994). 본 연구는 모형설정

오류에 대한 논란을 막기 위하여 환노출 측정을 위해 기존 연구에서 사용되는 대표적인 모형을 중심으로 우리나라 경제현실에 맞추어 수정된 모형을 사용한다. 그리고 다중공선성 문제를 피하기 위해 독립변수간의 상관관계분석을 통해 상관관계가 높지 않다고 생각되는 변수를 포함시킨다(Miller & Reuer, 1998).

본 연구의 분석목적은 우리나라 산업활동, 특히 수출입 및 기업의 재무환경에 크게 영향을 미치는 대미달러의 원화 환율(USD), 대엔화의 원화 환율(YEN) 및 일본과의 해외 시장 경쟁력 및 국제금융 시세를 나타내는 달러대 엔화 환율(JPY)의 3가지 통화가 우리나라 기업 및 산업에 미치는 효과를 측정함에 두고 이를 바탕으로 모형을 구축한다.

Bartov et al.(1996) 및 He & Ng(1998), Miller & Reuer(1998) 등은 기업의 주가수익률 변화를 추정하는 데 환율자료만 사용할 경우, 추정된 환노출계수가 기업 주가수익률을 과대하게 설명하므로 시장지수수익률이나 산업포트폴리오 수익률과 같은 변수를 사용함으로써 이러한 문제를 피할 수 있다고 주장했다. 본 연구에서도 개별기업의 수익에 영향을 미치는 시장지수수익률을 사용함으로써 환율변화율만 사용할 경우 발생할 수 있는 추정계수의 과대추정문제를 피하도록 한다.

한편, 종속변수는 분석대상에 따라 개별기업과 산업별 포트폴리오의 주가수익률을 각각 사용한다. 또한 본 연구는 환율의 시차변화를 고려하지 않는 동시적 환노출의 측정에 목적을 둔다. 시차변화를 고려할 경우 다중공선성의 문제가 발생할 수 있기 때문에 회귀계수의 정확한 해석을 위해 이를 분석에서 제외한다. 환노출 측정은 다음 모형을 사용한다. 먼저 개별기업의 환노출 측정모형은 다음과 같다.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i,1}r_{mt} + \beta_{i,2}r_{\$t} + \beta_{i,3}r_{¥t} + \beta_{i,4}r_{\text{JPY}t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

여기서 r_{it} 는 개별기업의 주가수익률이며, r_{mt} 는 시장포트폴리오의 수익률, ε_{it} 는 오차항이다. 그리고 우리나라 기업에 영향을 미치는 통화별 환노출을 측정하기 위하여, 달러당 원화(USD)의 환율변화율($r_{\$t}$)과 엔화대 원화(YEN) 환율변화율($r_{¥t}$), 달러당 엔화(JPY)의 변화율($r_{\text{JPY}t}$)을 사용한다. Miller & Reuer(1998)는 미국 제조업에 영향을 미치는 통화들을 요인분석을 통해 구한 다음 이들의 상관관계가 낮은 3개국 통화로 모형을 구축하였다. 우리나라는 경제 구조상 대미 달러와 대엔화에 대한 원화의 영향이 크고, 대부분의 산업이 일본과 국제시장에서 경쟁관계에 있는 점을 고려해 대미 달러에 대한 엔화의 환율을 추가함으로써 Miller & Reuer(1998)의 모형을 변형해서 사용한다.

개별기업의 주가수익률을 분석한 결과 1차자기상관문제를 발생시키는 기업이 다수

포함되고 있으며 이를 해결하기 위하여 개별기업의 주가수익률에 1기간 시차를 포함하는 모형을 구축한다.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i,1}r_{i,t-1} + \beta_{i,2}r_{mt} + \beta_{i,3}r_{st} + \beta_{i,4}r_{\forall t} + \beta_{i,5}r_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Bodnar & Gentry(1993)는 분석모형에서 변수별 변화율에서 이자율을 차감한 모형을 사용하였다. 본 연구에서도 이러한 모형을 분석에 추가함으로써 모형(1), 모형(2)와 비교한다. 아래 모형은 무위험이자율을 개별기업 및 시장 수익률에서 차감한 것을 제외하고는 모형(1), 모형(2)와 동일하다.

$$r_{it} - r_{jt} = \alpha_i + \beta_{i,1}(r_{mt} - r_{jt}) + \beta_{i,2}r_{st} + \beta_{i,3}r_{\forall t} + \beta_{i,4}r_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1')$$

$$r_{it} - r_{jt} = \alpha_i + \beta_{i,1}(r_{i,t-1} - r_{j,t-1}) + \beta_{i,2}(r_{mt} - r_{jt}) + \beta_{i,3}r_{st} + \beta_{i,4}r_{\forall t} + \beta_{i,5}r_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (2')$$

여기서 r_{jt} 는 무위험이자율이다.

한편, 환율이 기업이 속한 산업에 미치는 효과를 측정하기 위하여 산업포트폴리오 수익률을 종속변수로 두고 시장지수수익률 및 환율변화율을 설명변수로 하는 산업모형을 구축한다. 이 모형도 종속변수에서 개별기업수익률을 산업수익률로 변환한 것만 제외하면 기본적으로 개별기업의 환노출모형과 동일하다.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i,1}r_{mt} + \beta_{i,2}r_{st} + \beta_{i,3}r_{\forall t} + \beta_{i,4}r_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i,1}r_{i,t-1} + \beta_{i,2}r_{mt} + \beta_{i,3}r_{st} + \beta_{i,4}r_{\forall t} + \beta_{i,5}r_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$r_{it} - r_{jt} = \alpha_i + \beta_{i,1}(r_{mt} - r_{jt}) + \beta_{i,2}r_{st} + \beta_{i,3}r_{\forall t} + \beta_{i,4}r_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3')$$

$$r_{it} - r_{jt} = \alpha_i + \beta_{i,1}(r_{i,t-1} - r_{j,t-1}) + \beta_{i,2}(r_{mt} - r_{jt}) + \beta_{i,3}r_{st} + \beta_{i,4}r_{\forall t} + \beta_{i,5}r_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4')$$

여기서 r_{it} 는 산업포트폴리오의 수익률이며, ε_{it} 는 산업모형의 오차항이다.

이들 모형들은 기본적으로 회귀모형으로 구성되었지만 사용된 변수가 시계열자료인 이상 이들 모형의 오차항이 시계열상관이나 이분산성을 갖게 될 가능성이 높다. 조담(1994)은 우리나라 주식수익률은 조건부 이분산성을 갖고 있으며, 초과수익률은 GARCH(1,1)에 의해 유의적으로 설명될 수 있다고 했다. 그리고 Campa & Chang(1997)은 환

율은 GARCH모형으로 잘 분석될 수 있음을 지적하고 있으며, 특히 분포의 대칭성을 갖고 있으므로 EGARCH모형보다는 GARCH(1,1)이 적합하다고 주장하고 있다. 또한 김명기·문소상(1998)은 우리나라 환율 및 금리, 주가가 GARCH(1,1)에 의해 잘 설명되고 있음을 밝히고 있다. 한편 각 모형별 오차항의 자기상관을 보기 위한 일반화 Durbin-Watson²⁾ 검정 결과 95% 신뢰구간에서 대부분의 모형에서 2차 자기상관을 보이고 있었다. 이러한 점들을 고려해 각 모형은 기본적인 회귀모형이외에 오차항의 2차 자기회귀모형과 GARCH(1,1)을 사용해 추가적으로 분석한다.

모형선택기준은 위에서 언급한 모형들을 각각 통계적으로 추정한 다음, Miller & Reuer (1998)가 사용한 것처럼 결정계수 R^2 를 가장 높게 발생시키는 모형을 선택해 분석기간의 환노출 모형으로 선정하고 이 모형을 바탕으로 결과를 해석한다.

2. 분석을 위한 자료

본 분석은 일별환율변화의 동시적 환노출을 측정하는 분석이다. 분석을 위한 자료는 한국신용평가(주)의 KIS-SMAT을 통해 1980년 1월 4일부터 1997년 6월 30일까지 상장되어 있는 291개 개별기업의 주가수익률과 이들이 속한 산업별 포트폴리오수익률 그리고 시장지수수익률 등의 자료를 추출했다. 그리고 USD와 YEN 환율 및 이자율자료는 한국은행의 외환자료 및 국채수익률³⁾을 사용하였으며, JPY 환율은 PACAP⁴⁾의 역사적 환율자료를 사용한다. 한편 우리나라 주식시장과 외환시장은 토요일날 거래가 이루어지지만 PACAP자료는 토요일 거래가 없으므로 국내 자료에서 토요일 자료는 제거함으로써 이들을 대응시킨다.

분석기간은 1987년 1월 5일에서 1997년 6월 30일까지이며, 각 자료는 일별로 추정된다. 분석기간을 1997년 6월 30일까지로 한정된 것은 그 이후 우리나라가 외환위기에 직면해 환율 및 주가수익률의 변동폭이 크게 증가해 자료의 안정성문제를 극복하기 어려웠기 때문이다. 환율변화율은 다음과 같이 백분율로 추정한다.

$$y_{it} = \frac{fx_{it} - fx_{t-1,i}}{fx_{t-1,i}} * 100, \text{ where } i = r_{st}, r_{yt}, r_{jt}$$

2) 통상적인 DW 통계량은 잔차의 1차 자기상관관계를 검증하지만, 잔차의 고차 자기상관관계를 검증하는 경우는 일반화 DW통계량을 사용한다. 그리고 종속변수의 1차 시차가 설명변수에 포함될 경우는 Durbin h-test를 시행하였음.

3) Bodnar & Gentry(1993)는 미국과 캐나다의 경우에는 단기국채수익률을, 일본의 경우에는 단기금융시장 수익률을 사용하였다.

4) the Pacific Basin Capital Markets

여기서 y_{it} 는 t 시점에 측정된 환율변화율이며, fx_{it} 는 t 시점의 i 환율이다.

Khoo(1994)는 환율자료로 명목환율보다는 실질환율이 사용되어야 하나 실질환율을 계산하기 위해 명목환율자료에 인플레이션을 고려하는 것이 어렵고, 또한 실질환율과 명목환율사이에 거의 완전한 상관관계가 있다는 점 때문에 명목환율을 사용한 결과와 실질환율의 결과와 차이가 없다고 주장하였다. 본 분석에서도 일별 인플레이션 자료가 존재하지 않는 점과 분석의 편의상 명목환율을 사용한다.

각 변수의 ADF검증을 통한 단위근 검정결과, 단위근 존재에 대한 귀무가설이 기각되며 따라서 안정성문제는 본 분석에서 발생하지 않는 것으로 추정한다. 한편, 다중공선성 문제를 파악하기 위하여 각 통화변화율별 상관계수를 구한 결과는 <표 1>과 같다. 각 변수별 상관계수는 YEN과 JPY의 변화율에서 -0.19982로 다소 높게 나타나고 있지만 다른 변수들간에는 무시할 수 있을 만큼 작게 나타나고 있다.

<표 1> 환율변화율 및 시장수익률의 상관관계

환율변화율	r_{st}	r_{yt}	r_{jt}	r_{mt}
r_{st}	1.0000			
r_{yt}	-0.01316	1.0000		
r_{jt}	0.01049	-0.19982	1.0000	
r_{mt}	-0.07611	-0.02270	0.01017	1.0000

3. 하위기간의 구별

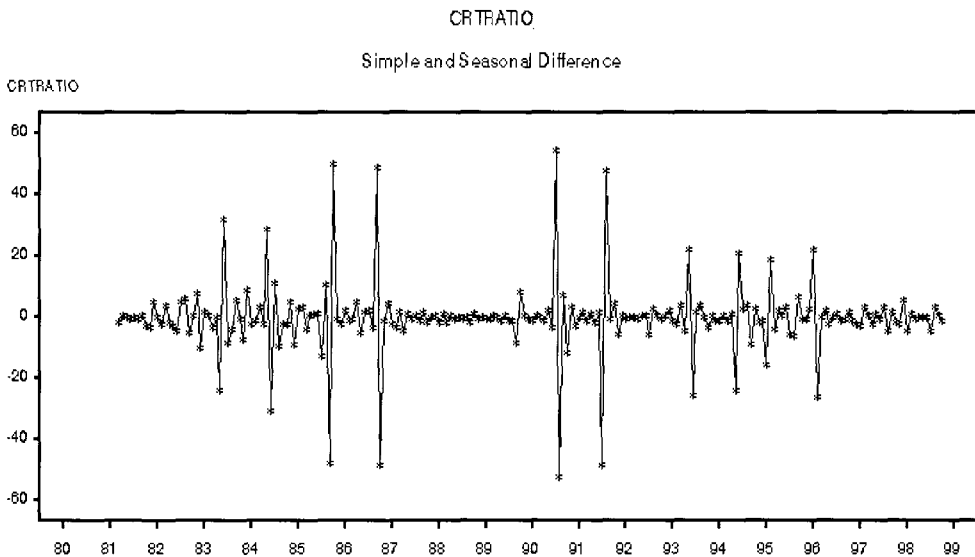
본 분석의 전체기간은 1987년 1월 5일에서 1997년 6월 30일까지이며, 환율효과를 명확히 구별하기 위하여 이를 다음과 같이 구별한다. 첫째 기간은 1987년 1월 5일에서 1990년 7월 31일까지이다. 둘째 기간은 1990년 8월 1일에서 1994년 7월 14일까지로, 그리고 마지막 기간은 1994년 7월 15일에서 1997년 6월 30일까지이다.

<표 2> 전체기간 및 하위기간

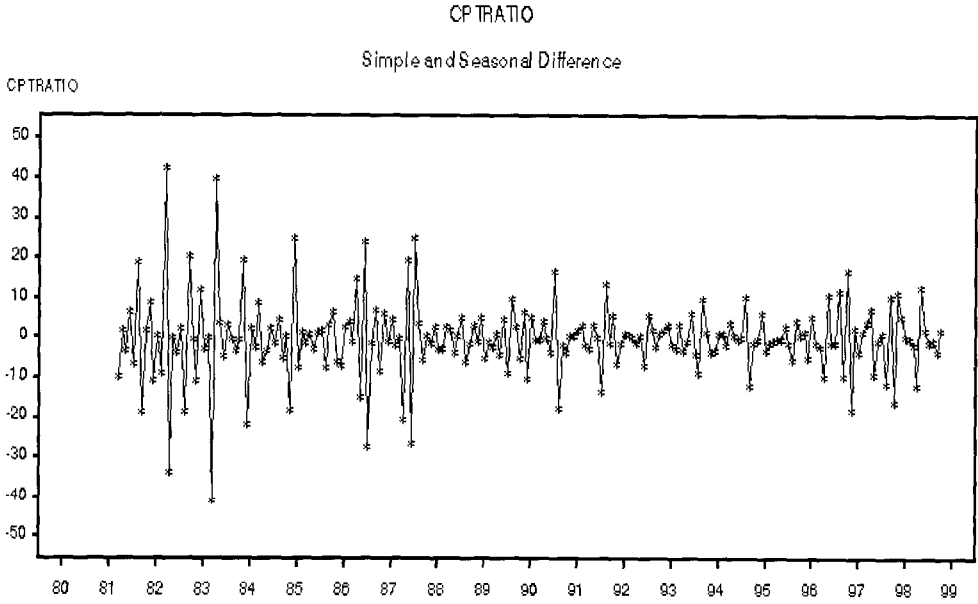
기간 구별		비고
전기간	'87년1월5일 - '97년6월30일	
1 기간	'87년1월5일 - '90년7월31일	
2 기간	'90년8월1일 - '94년7월14일	'90년 8월이후 경상수지 변동폭 증가
3 기간	'94년7월15일 - '97년6월30일	'94년 7월 15일 이후 원화의 달러 및 엔화환율 변동폭 증가

기간구별은 우리나라 외환의 현금흐름을 나타내는 경상수지, 자본수지, 미국과 일본에 대한 순수출액 등 월별자료의 변화율과 환율을 나타내는 USD, YEN 및 JPY 등의 일별자료 변화율을 분석해서 결정했다. 시계열 자료의 특성을 고려해서 각 변수는 차분하거나 필요한 경우 계절효과를 조정해서 안정성을 갖도록 조정하였다. 이 중에서 특정시점을 중심으로 변동폭이 다른 양상을 보이는 것은 경상수지 및 자본수지의 변화율과 USD 및 YEN의 변화율이었다. 이를 나타내는 것이 [그림 1]과 [그림 2], [그림 3] 및 [그림 4]이다. 분석결과, 경상수지는 1986년 11월이전과 1990년 8월이후 변화율의 변동폭이 증가하였고, 자본수지는 1987년 8월을 중심으로 변화율의 변동폭이 다른 모습을 나타내고 있다. 본 연구에서는 분석의 편의를 위해 이차원 분석모형의 데이터기간과 일치하도록 1986년 11월 시점 및 1987년 8월을 1987년 1월 5일로 통합해 구분했으며, 1990년 8월은 경상수지 변동폭 증가기간과 일치시킨다. 1987년부터 1990년까지 우리나라는 경상수지의 흑자로 경제전반이 활황장세에 들어갔으며, 이로 인해 원화의 가치상승이 발생했다. 따라서 경상수지에 의한 하위기간 1의 구분은 원화의 평가절상기였으며, 또한 우리나라 주식시장이 폭발적인 상승을 거듭하는 기간이다.

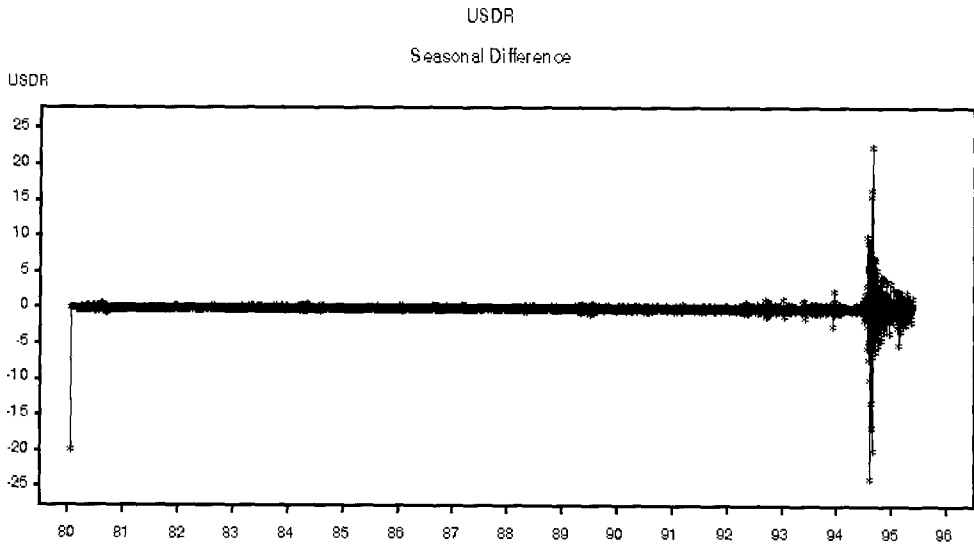
한편 USD와 YEN 환율의 변동폭은 각각 1994년 7월 18일과 7월 13일을 중심으로 변동폭이 증가되었는바 이의 평균인 7월 15일을 기간구별 시점으로 한다.



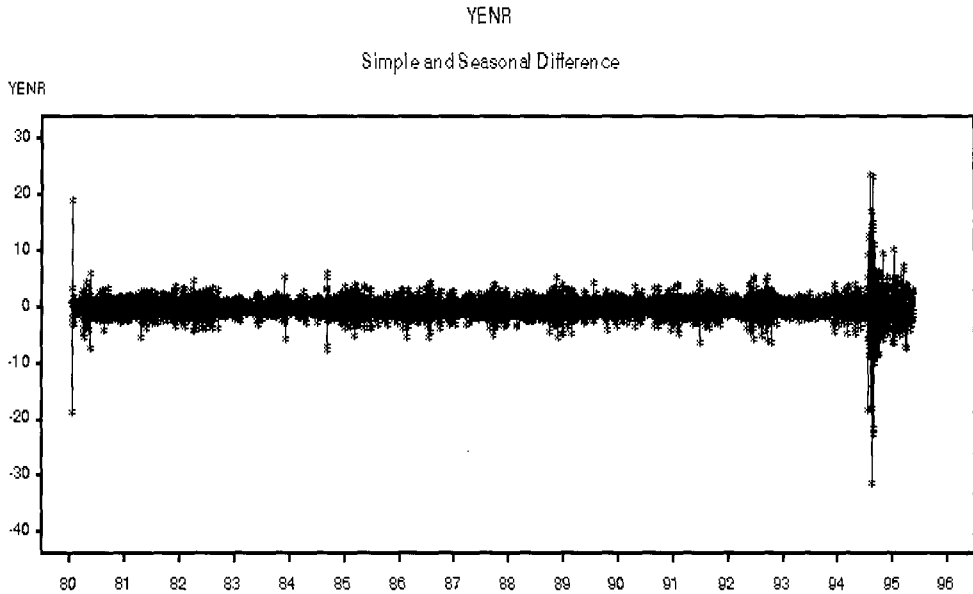
[그림 1] 경상수지의 월별 변화율



[그림 2] 자본수지의 월별 변화율



[그림 3] 대미달러 환율의 일별 변화율



Ⅲ. 산업 및 개별기업의 환노출 분석

1. 산업별 환노출 분석

본 연구는 환노출을 설명하기 위하여 종속변수로 개별기업 및 산업별 수익률을 사용하고 있으며, 설명변수로는 시장수익률 및 USD, YEN, JPY의 환율변화율을 사용하고 있다. 개별기업 및 산업별 수익률은 시장수익률로 거의 대부분 설명되며, 3개국 통화의 변화율의 추가는 모형의 설명력을 높이는 능력보다는 통화별 환노출에 대한 모수추정치의 유의성을 중심으로 해석되어야 한다.

산업별 환노출 추정식 (3), (4), (3'), (4')을 OLS와 GARCH(1,1)로 각각 추정하고 각 모형별 R^2 를 비교한 결과, 산업 및 시장 포트폴리오의 수익률에서 무위험 이자율을 차감하고 종속변수의 1차 시차를 설명변수로 갖는 식 (4')의 GARCH(1,1)이 전기간 및 하위기간에서 일부산업⁵⁾을 제외하고는 대부분 가장 높은 R^2 를 나타냈다. 따라서 Miller & Reuer(1998) 및 Chung & Zhou(1996)의 방법과 같이 가장 높은 R^2 를 갖는 식 (4')의

5) 가죽산업 및 전기가스산업의 경우에는, 전체기간 및 하위기간 2에서 각각 (4')의 OLS모형이 GARCH(1,1) 모형에 비해 미미하지만 보다 설명력이 높았다.

GARCH(1,1)을 산업별 분석모형으로 한다.

<표 3>은 식 (4')을 바탕으로 한 산업별 환노출의 추정결과이다. 표의 숫자는 각 통화별 유의수준을 검토한 후 1%의 유의수준을 갖는 경우는 3을 5%의 유의수준에서는 2를, 10%의 유의수준은 1의 값을 대입했다. 양과 음의 구별은 모형의 추정치가 각 유의수준하에서 양과 음의 값을 갖는 경우를 의미한다.

전체적으로 우리나라 산업은 YEN이나 JPY에 대한 환노출보다는 USD에 대한 노출이 보다 잘 나타나고 있고, 이는 우리나라 산업이 대미 달러 환율에 크게 의존하고 있음을 보이고 있다.

전체기간으로는 우리나라 19개 산업중에서 환노출이 나타나는 산업은 섬유제품과 펄프·종이, 자동차판매 및 도매, 숙박·운송 등 4개 산업에서만 나타나고 있으며, 전체 산업중 21%를 차지하고 있다. Bodnar & Gentry(1993)의 연구에서는 미국, 캐나다 및 일본에서 전체산업대비 28%, 21%, 35%의 산업만이 각각 환노출을 보이는 것으로 나타나고 있다. 특히 우리나라의 환노출 산업중 노출된 통화는 대부분 USD였으며, 숙박·운송에서 JPY에 대한 노출을 보이고 있을 뿐이다. 또한 노출된 산업중 USD에 대한 환노출의 보수추정치가 음의 부호를 갖고 있으며, 이는 USD 환율인상이 4개 산업의 수익률에 부정적 영향을 미치고 있음을 볼 수 있다. 즉 대미 달러에 대한 원화의 평가절상이 이들 산업에 유리하다고 해석할 수 있다.

하위기간에 대한 분석에서 하위기간 1은 펄프·종이, 1차금속, 가구, 자동차판매 및 도매 등에서 환노출이 나타나고 있으나, 환노출정도는 1차금속을 제외하고는 대부분 10% 유의수준에서 유의한 결과를 보이고 있어 미미한 것으로 나타나고 있다. 이는 이 기간중에 우리나라는 경상수지의 흑자로 대부분의 산업이 활황장세에 있었으며, 따라서 환위험이 산업수익률에 큰 영향을 미치지 않은 것으로 해석한다.

하위기간 2에서는 어떠한 산업도 USD에 대한 환노출을 나타내고 있지 않음을 볼 수 있다. 그렇다고 해서 산업이 환노출에 전혀 반응하지 않았다고 결론짓는 것은 무리이다. 1990년부터 우리나라는 1980년대 후반의 활황장세를 마감하고 주식시장의 전반적인 침체가 시작되었으며, 이로 인한 시장요인이 산업수익률을 보다 더 설명하게 되었으며, 따라서 환노출의 설명력이 나타나지 않은 것으로 해석할 수 있기 때문이다⁶⁾. 이는 하위기간 2에서 전체기간에서 환노출이 나타난 산업이 전반적으로 높은 R^2 를 나타

6) 모형전체에 대해 시장포트폴리오 수익률만을 설명변수로 포함시킬 경우와 환율변화률을 추가할 경우 모형의 설명력을 분석한 결과, 설명력에는 큰 차이가 없게 나타나고 있다. 따라서 높은 R^2 는 거의 대부분 시장포트폴리오 수익률에 의한 것으로 볼 수 있다.

내고 있는 점을 볼 때 타당하다고 할 수 있다.

하위기간 3은 USD 및 YEN의 변동폭이 커진 기간임에 주목할 때, 우리나라 산업은 환노출에 보다 많이 직면했을 것으로 예상되었다. <표 3>은 이러한 예상을 지지해주고 있다. 하위기간 3에서 노출된 산업의 수도 전체기간의 4개 산업에서 7개 산업으로 증가했을 뿐만 아니라 노출정도도 1%유의수준에서 유의한 결과를 대부분 보여주고 있다. 하위기간 3에서도 USD에 대한 환노출은 대부분의 음의 부호를 보이고 있으며, 이는 대미 원화의 환율 절상이 환노출된 산업의 수익률에 부정적으로 작용했음을 의미한다.

2. 기업별 환노출 분석

개별기업을 분석한 결과를 <표 4>에서 나타내 주고 있다. 개별기업의 모형선택을 위해 식 (1), (2), (1'), (2')의 OLS 및 GARCH(1,1)을 각각 추정한 결과 무위험이자율을 차감하고 종속변수의 1차 시차를 설명변수로 갖는 모형 (2')의 GARCH(1,1)이 전기간 및 하위기간에서 가장 설명력이 높았다⁷⁾. 업종 옆의 숫자는 포함된 기업수를 의미하며, 표안의 숫자는 양과 음의 노출에 관계없이 각 통화별 환노출 계수가 유의수준 10%이하로 나타난 기업 수를 말하며, 기업 수 옆의 괄호는 음의 노출만을 갖는 기업 수를 나타낸다.

전체기간과 하위기간 1에서 총289개 분석대상 기업중 73개 기업(25%)만이 USD에 대한 환노출을 보이고 있으며, 하위기간 2와 3에서 USD에 대한 환노출기업의 수는 감소하고 있음을 볼 수 있다. 산업별 추정결과와 마찬가지로 하위기간 2에서 환노출된 기업 수가 적게 나오는 것은 설명변수에 포함된 시장포트폴리오 수익률의 영향 때문인 것으로 해석된다.

YEN의 경우는 하위기간 1에서 가장 높은 기업수를, JPY는 하위기간 3에서 가장 높은 수를 나타내주고 있다. 추정치의 부호는 하위기간 2의 USD와 하위기간 3의 YEN에서 각각 34.6%와 32.3%를 제외하고는 50%이상이 음수임을 보여주고 있다. 특히 USD에 대해 하위기간 1에서 82.2%의 높은 음의 비율을 보이고 있는 데 이는 주로 원재료 및 완제품의 수입비중이 높은 산업에 포함된 기업에 의한 것으로 해석된다. 이 기간중 우리나라는 경제 활황으로 제품생산이 증가되었으며, 이로 인한 미국 달러 결제 물품들의 수입증대 때문으로 추정한다. 하위기간 2에서 YEN은 82.6%의 높은 음의 비율을

7) 가축산업의 국제상사는 전체기간에서, 건설업의 경남기업, 벽산개발, 라이프주택 등은 하위기간 1에서 (2')의 OLS모형이 GARCH(1,1)모형에 비해 미미하지만 설명력이 높게 나타나고 있다.

보이고 있는데 이 기간은 대일 적자가 심화된 시기로 일본으로부터의 원자재 수입이 급증했기 때문으로 추정한다. JPY는 전체적으로 전기간 및 하위기간 1, 3에서 50%대의 음의 비율을 보여주고 있는 데 이는 대미달러에 대한 엔화의 평가절상이 평가절하보다 우리 나라 개별기업에 유리하기는 하지만 뚜렷한 차이점을 보여주지는 못하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 하위기간 2에서는 69.2%로 대미달러에 대한 엔화의 평가절상이 일본과 해외시장에서 경쟁관계에 있는 우리나라 기업에 유리하게 작용했음을 알 수 있다.

USD에 환노출된 기업의 산업별 효과를 보면, 전체기간으로는 조립·기계 및 건설업, 자동차판매·도매업 등에서 높은 음의 효과를 보이고 있다. 이들 산업은 달러표시 완제품 및 원재료의 수입의존도가 높기 때문인 것으로 추정된다. 음식료품 및 섬유·의복, 펄프·종이, 화학·고무, 1차금속, 조립·기계, 자동차판매 및 도매 등의 경우 하위기간 1에서 USD에 대해 모두 음의 추정치를 보이고 있다. 이는 이 기간 중 우리 나라 경제 호황으로 국내수요가 증가하여 이들 산업에 속한 기업들의 완제품 및 원재료 수입 비중이 높았기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 환율변동이 심한 하위기간 3에서도 USD에 대한 환노출 기업의 수는 감소하고 있지만 음식료품, 섬유·의복, 화학·고무, 조립·기계, 건설업, 숙박운송업 등에 속한 기업에서 여전히 높은 음의 값을 보이고 있다.

우리 나라와 일본과의 수출입 관계를 볼 수 있는 YEN의 경우 전체기간으로는 음식료품, 섬유·의복, 화학·고무 등에서 높은 음의 추정치를 볼 수 있는데, 이는 이들 산업의 대일본 수입의존도를 반영하고 있는 것으로 해석된다. 하위기간 2를 정점으로 한 높은 대일본 수입의존도는 하위기간 3에서 노출된 기업의 수도 작지만 음의 노출 빈도가 격감한 것으로 보아 많이 개선되었음을 볼 수 있다. 이는 정부의 지속적인 수입선 다변화에 의한 결과라고 추정한다. 또한 일본과의 국제시장에서의 경쟁력을 볼 수 있는 JPY는 하위기간 2를 제외하고는 대부분 50%대를 나타내고 있어 뚜렷한 해석을 하기가 어렵다. 하위기간 2에서 음의 비율이 높은 것은 이 기간 중 일본엔화가 대미 달러 환율에 대해 지속적으로 평가절상되었으며, 따라서 우리 나라의 환노출 기업들이 해외 시장에서 일본에 대해 가격 경쟁력을 갖게 되었음을 의미한다.

우리 나라 외채현황과 환노출과의 관련성을 볼 수 있는 금융증권업의 경우, YEN에 대해서는 전체기간으로 뚜렷한 양의 추정치를 보이고 있다. 이는 엔화에 대한 원화의 가치하락으로 엔화차관 도입이 금융기관들에 유리하게 작용하는 것으로 해석한다. 그러나 하위기간 2에서 모두 음의 추정치를 보이는 것은 엔화차관의 상환이 도입보다 많았던 것으로 보이며 따라서 YEN의 상승은 금융기관에 부정적 영향을 미쳤던 것으로

보인다. USD는 하위기간 1과 하위기간 3에서 뚜렷한 양의 노출을 보여주고 있는 데 이것은 달러표시 채권의 도입이 상환보다 많았기 때문인 것으로 볼 수 있다. 하위기간 2에서는 YEN의 경우와 마찬가지로 모두 음의 노출을 보이고 있는데 이는 이 기간중 정부의 해외부채상환 촉진 때문인 것으로 해석할 수 있다.

전체적으로 우리나라 개별기업의 환노출은 산업별로, 그리고 기간별로 뚜렷한 차이를 보이고 있으며 개별기업의 환노출을 분석하는 경우 산업효과와 기간효과를 고려해야 한다는 점을 알 수 있다.

<표 3> 환노출 추정모형의 산업별 추정결과

$$r_{it} - r_{jt} = \alpha + \beta_1(r_{i,t-1} - r_{j,t-1}) + \beta_2(r_{mt} - r_{jt}) + \beta_3r_{st} + \beta_4r_{yt} + \beta_5r_{jt} + \varepsilon_{it}$$

여기서 r_{it} 는 산업포트폴리오의 수익률을, r_{jt} 는 무위험이자율, r_{mt} 는 시장포트폴리오 수익률, r_{st} 는 Won/USD 변동률, r_{yt} 는 Won/Yen 변동률, r_{jt} : Yen/USD 변동률을 나타낸다. 모수추정치, β_3 , β_4 , β_5 가 1% 유의수준에서 유의한 경우는 3을, 5% 유의수준에서 유의한 경우는 2를, 10% 유의수준에서 유의한 경우는 1을 부여한다. 그리고 모수추정치의 부호가 음수이면 (-)를 표시한다.

업종	'87.1-'97.6				'87.1-'90.7				'90.8-'94.7				'94.7-'97.6			
	r_{st}	r_{yt}	r_{jt}	R^2	r_{st}	r_{yt}	r_{jt}	R^2	r_{st}	r_{yt}	r_{jt}	R^2	r_{st}	r_{yt}	r_{jt}	R^2
일반어업	0	0	0	0.8119	0	0	0	0.8557	0	0	0	0.8002	0	0	0	0.7001
광업	0	0	0	0.8097	0	0	0	0.8371	0	0	0	0.8591	0	0	0	0.6759
음식료품	0	0	0	0.9246	0	0	0	0.9144	0	0	0	0.9229	0	0	0	0.8805
섬유제품	-2	0	0	0.9305	0	0	0	0.9123	0	-1	0	0.9285	-3	0	0	0.8910
가죽	0	0	0	0.7999	0	0	0	0.9759	0	0	0	0.6564	-3	0	0	0.9891
목재/나무	0	0	0	0.8363	0	0	0	0.8030	0	0	-1	0.8575	0	0	0	0.7683
펄프/종이	-2	0	0	0.9022	-1	0	0	0.8806	0	0	0	0.9129	-3	0	0	0.8241
화학/고무	0	0	0	0.9558	0	0	0	0.9414	0	0	0	0.9604	0	0	0	0.9176
비금속	0	0	0	0.9233	0	0	0	0.9031	0	0	0	0.9201	0	0	0	0.8888
1차금속	0	0	0	0.9452	-3	0	0	0.9137	0	0	0	0.9546	0	0	0	0.9138
금속/기계 등	0	0	0	0.9631	0	0	0	0.9326	0	0	0	0.9739	0	0	0	0.9397
가구	0	0	0	0.8675	-1	0	0	0.8258	0	0	0	0.8806	0	0	0	0.7991
전기/가스/소매	0	0	0	0.7999	0	0	0	0.9759	0	0	0	0.6564	-3	0	0	0.9891
건설업	0	0	0	0.9111	0	2	0	0.8502	0	0	0	0.9502	0	-2	0	0.8538
자판/도매	-1	0	0	0.9447	-1	0	0	0.9040	0	0	0	0.9621	-3	0	0	0.9132
숙박/운송	-2	2	0	0.9257	0	0	0	0.8920	0	2	0	0.9375	-3	0	1	0.8753
금융/증권	0	0	0	0.9416	0	0	0	0.9376	0	0	0	0.9612	0	0	0	0.8605
보험	0	0	0	0.8850	0	0	0	0.8651	0	0	0	0.9023	0	0	0	0.8280
오락 및 문화	0	0	0	0.7999	0	0	0	0.9759	0	0	0	0.6564	-2	0	0	0.9891

<표 4> 환노출 추정모형의 기업별 추정결과

$$r_{it} - r_{jt} = \alpha + \beta_1(r_{i,t-1} - r_{j,t-1}) + \beta_2(r_{mt} - r_{jt}) + \beta_3r_{st} + \beta_4r_{yt} + \beta_5r_{jt} + \epsilon_{it}$$

여기서 r_{it} 는 개별기업의 주식수익률, r_{jt} 는 무위험수익률, r_{mt} 는 시장포트폴리오 수익률, r_{st} 는 Won/USD 변동률, r_{yt} 는 Won/Yen 변동률, r_{jt} 는 Yen/Usd 변동률을 나타낸다. 모수추정치 $\beta_3, \beta_4, \beta_5$ 가 10% 유의 수준에서 유의한 개별기업의 총개수를 산업별로 나타내고 있다. 모수추정치가 유의한 것중에서 음의 값을 보이는 기업수는 총개수의 옆 ()에 있다. 그리고 산업명 옆의 수는 그 산업에 속한 분석대상 기업수이다.

산업(기업수)	'87.1-'97.6			'87.1-'90.7			'90.8-'94.7			'94.7-'97.6		
	r_{st}	r_{yt}	r_{jt}	r_{st}	r_{yt}	r_{jt}	r_{st}	r_{yt}	r_{jt}	r_{st}	r_{yt}	r_{jt}
일반어업(1)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
광업(2)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
음식료품(30)	10(5)	3(3)	6(5)	12(12)	5(5)	3(3)	4	2(2)	1(1)	4(4)	5(1)	1(1)
섬유제품(29)	8(4)	8(7)	2(1)	4(4)	6(5)	3(1)	5(1)	3(2)	2(1)	4(3)	3(2)	6(4)
가죽(2)	1(1)	0	0	0	1	0	0	2(2)	0	0	0	1
목재/나무(2)	0	1(1)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
펄프/종이(9)	3(2)	1	1	3(3)	1	1	2	0	0	2(1)	0	0
화학/고무(48)	15(9)	7(7)	6(3)	16(16)	7(6)	2(1)	5(1)	5(4)	4(3)	11(9)	5(1)	11(5)
비금속(14)	5(2)	0	3(3)	1(1)	0	2(2)	0	3(3)	2(1)	3	0	5(4)
1차금속(15)	5(3)	1(1)	4(3)	6(6)	2(1)	3(2)	1	2(2)	2(2)	4(2)	2	2(2)
조립/기계 등(36)	5(5)	2	2	7(7)	4(4)	3(0)	4(2)	1(1)	5(3)	4(3)	6(1)	6(5)
가구(2)	1	0	0	1(1)	0	0	0	0	0	0	0	0
전기/가스/소매(2)	2	1(1)	0	0	0	1(1)	0	0	0	1	0	0
건설업(28)	4(3)	5(1)	5(1)	5(2)	7(1)	2(1)	2(2)	0	2(1)	2(2)	4(2)	4
자판/도매(17)	4(4)	0	0	3(3)	1(1)	2(1)	0	0	1	1(1)	0	1(1)
숙박/운송(10)	3(2)	2(1)	2	2(2)	1(1)	3(1)	0	2	2(1)	2(2)	1	0
금융/증권(30)	6(3)	5	5(3)	10(2)	8(2)	4(2)	3(3)	3(3)	1(1)	6	4(2)	5(3)
보험(11)	1(1)	2(2)	2(1)	2	0	1	0	0	4(4)	0	1(1)	0
오락/문화(1)	0	0	0	1(1)	1(1)	0	0	0	0	0	0	0
합 계(289)	73(44)	38(24)	38(20)	73(60)	44(27)	30(15)	26(9)	23(19)	26(18)	44(27)	31(10)	42(25)
음의 비율(%)	60.3	63.2	52.6	82.2	61.4	50.0	34.6	82.6	69.2	61.4	32.3	59.5

IV 환노출과 기업특성변수와의 관계분석

1. 10대 기업군의 포함여부

He & Ng(1998)는 일본의 171개 다국적 기업에 대한 환노출을 분석한 결과, 25%가 유의적인 양의 환노출에 직면한다고 밝히고 있다. 특히 다국적 기업중 기업군에 속해 있는 기업과 그렇지 않은 기업을 분리해서 조사한 결과 기업군에 속해 있는 기업들이 환노출에 보다 더 직면하고 있다고 밝히고 있다. 이는 기업군에 속한 기업들이 그 기업군에 속한 금융기업을 통해 유동성에서 유리할 뿐만 아니라 재무적 곤경에 대한 위험이

적으므로 환율에 대한 헤지 유인을 갖지 못하기 때문으로 해석하고 있다.

우리 나라의 경우 최근 외환위기속에서 소위 10대 기업군에 속하는 기업들은 ‘기아 그룹’을 제외하고는 기업순위에 있어 영향을 크게 받지 않았을 뿐만 아니라 기업군에 속한 개별 기업들도 안정적인 영업을 하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 한국의 외환 위기와 관련하여 10대 기업군이 환노출에 대해 적절하게 대비하고 있는 지를 분석하는 것은 의미가 있다.

개별기업이 10대 기업군에 포함되었는 지의 여부가 환노출과 유의적인 관계를 갖는 지를 보기 위해 1999년 4월 1일 공정거래위원회에서 지정한 10대 기업집단의 분류를 사용해 이에 포함되는 기업과 포함되지 않는 기업과의 차별성을 ANOVA를 통해 분석했다. ANOVA분석 방법은 환율변화가 유의한 결과를 발생한 기업은 양과 음의 방향에 관계없이 1로 하고 유의하지 않은 기업은 0을 부여해 두 그룹간의 차이를 분석했다.

분석결과 우리나라 기업들은 대기업군의 포함여부가 환노출에 뚜렷한 차이를 보이지 않고 있다. 다만 10% 유의수준에서 분석한 결과 전체기간으로 YEN에서만 유의하게 나오고 있다. 그러나 전체기간에서 유의하게 나오는 YEN에서도 하위기간에서는 크게 유의하지 않게 나오고 있다. 이러한 점을 볼 때 개별기업의 경우, 환노출이 대기업군의 포함여부에 관계없이 기업의 가치에 유의한 영향을 미치는 것은 아니라고 해석할 수 있다.

<표 5> 10 대기업군 포함여부와 환노출의 관계에 대한 ANOVA분석 결과

$$\text{ANOVA 모형 : For } t, Y_{ij} = \mu + \tau_i + \epsilon_{ij}$$

여기서, Y_{ij} 는 i 통화에 대한 j 기업의 유의성을 나타내며, 유의한 경우는 1을, 그렇지 않은 경우는 0이다. j 는 USD, YEN, JPY를 나타내며, t 는 전체기간, 하위기간 1, 2, 3을 나타낸다. 그리고 τ_i 는 개별기업이 10대 기업군에 포함되었는 지의 여부를 나타낸다.

기 간	통 화	R-Square	F Value	Pr > F
전체기간 (’87.1~’97.6)	USD	0.002524	0.62	0.4319
	YEN	0.015384	3.83	0.0515
	JPY	0.004180	1.03	0.3115
1 기간 (’87.1~’90.7)	USD	0.000314	0.08	0.7818
	YEN	0.003924	0.97	0.3268
	JPY	0.009868	2.44	0.1194
2 기간 (’90.8~’94.7)	USD	0.010754	2.66	0.1040
	YEN	0.000006	0.00	0.9686
	JPY	0.000560	0.14	0.7112
3 기간 (’94.7~’97.6)	USD	0.001906	0.47	0.4946
	YEN	0.000413	0.10	0.7505
	JPY	0.000201	0.05	0.8247

2. 기타 특성변수

기존 연구에서는 기업의 수출입 규모를 가지고 기업의 환노출과의 관련성을 추정하였다. 권택호와 황의곤(1999)은 우리나라 제조기업의 외화부채비율, 수출비율, 수입비율, 해외직접투자비율, 연구개발비 비율 등 기업의 국제경영정도를 나타내는 변수를 고려해서 환노출과 이들 특성변수와의 관계를 분석한 바, 결정적 영향을 주는 변수를 발견하지는 못하고, 다만 기업의 규모가 환노출에 영향을 미치는 증거를 발견하였다. 또한 Jorion(1990)은 미국의 다국적 기업을 대상으로 USD의 가치하락이 수출비중이 많은 기업에 긍정적 효과를 보이고 있음을 밝혔다.

Smith & Stultz(1985)는 환율에 대한 헤징이 기업의 도산위험을 감소시킴으로써 기업의 재무비용을 줄일 수 있다고 주장하였으며, Nance, Smith & Smithson(1993)은 기업의 유동성이 헤징과 음의 관련을 갖고 있음을 발견하였으며, 기업규모가 클수록 헤징 비용에 대한 규모의 경제 때문에 소규모기업보다 헤징에서 유리하고 따라서 대기업이 외환위험에 보다 덜 노출된다고 주장하고 있다. 또한 He & Ng(1998)는 기업의 성장가능성과 유동성 및 기업규모와 환노출과의 관련성을 보기 위해 각각 기업 자본금의 장부가치와 시장가치의 비율, 배당률과 당좌비율, 자본금의 연말 장부가치 변수 등을 통해 이를 측정했다. 그들은 부채비율이 높거나 낮은 유동성을 갖는 기업이 보다 작은 환노출에 직면하고 있으며, 환노출은 기업규모가 클수록 증가하고 있음을 밝히고 있다.

본 연구는 분석대상 기업의 국제경영능력보다는 기업의 규모와 재무건전성 등을 바탕으로 한 기업내부변수가 환노출과 어떠한 관련이 있는 지를 검토한다. 이를 위해 기업의 규모와 채권의 건전성 및 부채비율, 기업의 현금재투자 요인을 선정하고 이들을 위한 측정변수로 자본총계, 금융비용부담률, 부채비율 및 유보율을 선정한다⁸⁾. 이러한 변수를 선정한 이유는 다음과 같다.

기존연구에서 분석한 개별기업의 규모와 환노출과의 관련성이 우리나라에서도 적용될 수 있는 지를 보기 위해 자본총계를 바탕으로 이를 측정한다.

우리 나라의 경우 기업의 부채비율이 일본을 제외한 선진국에 비해 매우 높아 한국 기업의 GDP대비 부채비율이 1996년말 현재 1.6으로 나타나고 있다. 부채비율이 높다는 것은 재무적 곤경의 기대비용을 증가시켜 기업의 파산확률이 증가함을 의미하며, 따라서 부채비율이 높은 기업일수록 헤징을 통해 파산확률을 낮추는 유인을 갖게 된다.

또한 금융비용부담률은 기업이 갖고 있는 부채의 건전성을 가름하는 척도가 될 수

8) 금융관련 기업들은 비금융기업과 재무제표과 상이한 관계로 분석대상에서 제외한다.

있다. 우리나라 상황에서 기업 신용이 양호하지 못할 경우 제1금융권보다는 종합금융회사 등의 제2금융권을 통한 자금차입이 큰 부분을 차지하며, 회사채발행시 보다 높은 이자율을 부담해야 한다. 따라서 금융비용부담률을 통해 기업의 신용도를 평가할 수 있으며, 기업신용이 낮은 기업일수록 헤징의 필요성이 증대된다. 유보율은 기업의 유동성을 나타낼 수 있는 척도로서 유보율이 높을수록 기업의 재무적 곤경에 대한 비용이 적을 것이며 따라서 기업은 환노출 위험에 보다 덜 직면하게 된다. 즉 유보율이 높은 기업은 헤징에 대한 유인을 보다 적게 갖게 될 것이다.

분석대상이 기간개념이므로 이들 변수들은 기간의 연도별 평균을 가지고 측정한다. 한편 분석에 사용된 재무제표는 자료의 부족 및 부정확성으로 1991년부터 1997년간의 자료만을 사용했으며, 따라서 분석기간은 두 번째 기간과 세 번째 기간에 국한한다. 이들 변수간의 상관관계를 분석한 결과 상관관계의 p값이 유의수준 5%에서 상관관계가 없다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.

한편 종속변수로는 기업이 환노출을 발생시켰을 때와 그렇지 못한 경우로 나누어 분석하였으며, 환노출을 발생하지 않는 경우는 0으로, 환노출을 발생한 경우는 다음 3가지의 방법을 사용했다. 첫째, 노출의 정도와 방향에 관계없이 1의 값을 설정하는 방법, 둘째, 양의 방향에는 1을 음의 방향에는 -1을 부여하는 방법, 셋째, 유의수준 5%이상의 기업만 추출해 양의 방향(1)과 음의 방향(-1)을 구별하는 방법이다.

종속변수는 명목척도로 0과 -1, 1을 갖는 정성적인 변수이므로 이들은 정규분포를 따르지 않는다. 따라서 이에 대한 정확한 분석을 위해서는 회귀분석보다는 로지스틱분석이나 판별분석을 하는 것이 바람직하다. 본 연구에서는 로지스틱분석을 시행한다. χ^2 가 유의수준 10%에서 유의한 결과를 발생한 경우는 <표 6>과 같다.

<표 6>은 10% 유의수준에서 유의한 변수만을 나타내고 있으며, 우리나라 기업은 분석대상 특성변수가 환노출에 대해 강한 영향을 미치지 못하고 있음을 알 수 있다. 다만 두 번째 하위기간의 USD가 종속변수의 설정과 무관하게 자본총계나 금융비용부담률의 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 즉 기업의 규모가 클수록 USD의 노출 정도가 커지고 있음을 의미하며 이는 Nance et al.(1993)의 결과와는 상반되고 He & Ng(1998)의 결과와 일치하고 있다. 이는 우리나라의 경우 기업규모가 클수록 해외영업의 비중이 증가하는 사실에 비추어볼 때 타당하다고 할 수 있다. He & Ng(1998)는 일본의 경우, 기업규모가 크다고 해서 헤징을 하지 않는 것이 아니라 헤징과 함께 파생상품을 통한 투기적 활동을 하며, 소규모기업은 투기적 활동보다는 헤징에 집중하는 결과로 대기업에서 환노출 위험이 나타나고 있다고 해석했다.

<표 6> 기업특성변수와 환노출과의 관계분석

LOGISTIC 모형 : For t , $Y_{ij} = \mu + \sum_k x_{ik} + \epsilon_{ij}$

여기서, Y_{ij} 는 i 통화에 대한 i 기업의 유의성을 나타내는 반응변수. j 는 USD, YEN, JPY를 나타내며, t 는 전체기간, 하위기간 1, 2, 3을 나타낸다. 그리고 x_{ik} 는 설명변수를, k 는 자본총계, 부채비율, 금융비용부담률, 유보율을 각각 말한다.

1. 종속변수가 0과 1을 갖는 경우				
기 간	통 화	변수명	변수부호	Pr > χ^2
'90.8~'94.7	USD	자본총계	+	0.0953
2. 종속변수가 0, 1, -1을 갖는 경우				
'90.8~'94.7	USD	자본총계	+	0.0928
'94.7~'97.6	JPY	유보율	-	0.0715
3. 종속변수가 95% 신뢰구간을 갖고 0,1,-1을 갖는 경우				
'90.8~'94.7	USD	금융비용부담율	-	0.0713

2번째 하위기간에서 금융비용부담이 클수록 USD에 대한 환노출의 정도가 작아지는 것은 기업이 금융비용 부담 증가에 따라 외환위험에 대한 해정을 적극적으로 하기 때문인 것으로 해석한다. 3번째 하위기간에서 국제금융시세를 나타내는 JPY에 대한 노출은 기업의 현금보유의 영향에 의해 결정되는 것으로 해석할 수 있다. 유보율이 음의 부호를 보이는 것은 기업의 현금보유의 양이 적을수록 환노출 위험에 보다 많이 직면한다는 것을 의미한다.

이상의 결과는 분석대상 기간인 1991년부터 1997년까지 어떠한 변수도 기업의 환노출을 유의적으로 설명해주지 못하고 있다. 다만 하위기간별로, 그리고 종속변수의 설정에 따라 USD와 JPY에 대해 유의적인 결과를 보여주고 있다. 이상을 종합해 볼 때, 우리나라에서 기업규모나 기업의 재무적 특성을 나타내는 부채비율, 금융비용부담률, 유보율 등은 USD나 YEN, JPY에 대한 환노출을 매우 유의적으로 설명하지 못하는 것으로 결론지을 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 기존 연구에서 주별 및 월별 환율변화율을 사용해 특정 산업별 환노출을 분석한 것과는 달리 우리 나라의 개별기업 및 전체산업의 환노출을 분석하기 위하여 USD, YEN 및 JPY 등 다중통화에 의한 일별의 동시적 환노출을 검토하였다. 자료의 시계열속성을 고려해 기존의 OLS모형이외에 종속변수의 1차 자기상관 및 모형의 이분산성과 시계열상관을 고려해 2차 자기회귀 및 GARCH모형 등을 통해 모형의 설명력을 고려하였다. 추정결과, 기업의 주식수익률 및 산업포트폴리오 수익률, 시장포트폴리오

오 수익률에서 무위험 이자율을 차감한후 종속변수가 1차 자기상관을 하고 있는 모형의 GARCH(1,1)에서 가장 설명력이 높게 나타났다.

GARCH(1,1) 모형을 선택한 후 나타난 결과는 우리나라 산업중 21%만이 USD에 대해서 음의 반응을 보이고 있었으며, YEN과 JPY에 대해서는 거의 반응하고 있지 않았다. 이는 우리 나라 산업이 대부분 달러표시 통화의 제품에 대한 수입의존도가 높기 때문인 것으로 해석된다. 개별기업에 대한 분석에서는 주로 USD에 대한 수출기업의 수가 많았으며, 하위기간 2의 USD와 하위기간 3의 YEN을 제외하고는 음의 노출이 상대적으로 많이 나타났다. 이는 우리 나라의 수입이 수출보다 많기 때문인 것으로 해석된다. 또한 JPY에 대해서는 대미 엔화환율의 상승이 미미하지만 우리 나라 기업에 유리한 것으로 나타나고 있으며, 이는 일본 제품과 우리 나라 기업이 제품이 해외시장에서 경쟁관계에 있기 때문으로 본다. 전체적으로 우리 나라 기업의 환노출은 기간별로 산업별로 다양하게 나타나고 있으며, 환노출 분석시 기간효과와 산업효과가 중요한 의미를 가질 수 있음을 알 수 있다.

기업의 특성변수와 환노출과의 상관관계를 분석한 결과는 10대 기업군에의 포함여부나 기업의 규모, 재무적 특성변수가 환노출을 뚜렷이 설명하지는 못하였다. 다만, YEN이 전기간에서만 10대기업군에 포함되는 경우 유의하게 나오고 있고, 하위기간 2에서 USD의 환노출이 기업규모나 금융비용부담률에 그리고 하위기간 3에서 JPY가 현금 유보율로 약하게 설명되고 있다. 즉, 기업의 규모와 기업의 현금보유 능력 등이 기간에 따라 환노출과 다소 관련이 있는 것으로 보인다.

결론적으로 기존 연구의 대부분의 결과와 마찬가지로 우리나라의 기업 및 산업은 환노출에 대해 크게 반응을 보이지 않고 있으며, 다만 USD가 일부 기업 및 산업에서 보다 많은 빈도를 갖고 반응을 보이는 것으로 나타나고 있다. 그리고 기업의 특성변수도 일관되게 유의적인 경우를 발견하기 어려우며, 산업별·기간별로 환노출의 정도가 달라지고 있다.

본 연구는 환노출과 기업의 수익률사이의 인과관계를 규명하지 못하고, 부분균형모형으로 추정하였다. 그리고 특성변수와 환노출과의 이론적 관계를 규명하지 않고 실증적으로 이들의 관계를 분석하였으며, 따라서 이러한 점을 고려해 이론적으로 정립된 모형에 의해 모형 설정오류를 감소하는 것이 다음 연구에 필요할 것이다. 또한 본 연구는 자료의 안정성을 확보하기 위하여 외환위기직전인 1997년 6월 이전의 자료로 한정하고 있으나 외환위기 직전과 후의 환율에 대한 기업의 반응을 비교하는 연구는 기업의 환노출 문제와 기업의 특성변수를 보다 명확히 규명할 수 있으리라고 생각한다.

참 고 문 헌

- 권택호, 황희곤, “한국제조기업의 환노출 특성 분석”, 국제경영연구, 제9권 제2호, 1999. 35-63.
- 김명기, 문소상, “환율, 금리, 주가변동의 상호연관성 분석”, 한국은행 경제분석, 제4권 제2호, 1998. 1-29.
- 김봉한, “원/달러 환율의 예측분석 : Time-Varing 이행확률을 고려한 마크프변환모형의 사용”, 금융경제연구, 제88호, 1997. 1-22.
- 조담, “주식수익률의 조건부 이분산성에 관한 실증적 연구”, 재무연구, 제7호, 1994. 5-36.
- Adler, M. and B. Dumas, “International Corporate Finance,” *Journal of Finance* 38 (1983), 1103-1161.
- Adler, M. and B. Dumas, “Exposure to Currency Risk : Definition and Measurement,” *Financial Management* 13(1984), 41-50.
- Bartov, E. and G. M. Bodnar, “Firm Valuation, Earnings Expectations, and the Exchange Rate Exposure Effect,” *Journal of Finance* 49(1994), 1755-85.
- Bartov, E. and G. M. Bodnar and A. Kaul, “Exchange Rate Variability and the Riskness of U.S. Multinational Firms : Evidence from the Breakdown of the Bretton Woods System,” *Journal of Financial Economics* 42(1996), 105-132.
- 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.
- Campa, J. M. and P. H. Kevin Chang, “The Forecasting Ability of Correlations Implied in Foreign Exchange Options,” NBER Working Paper(1997), No.5974.
- 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(6) (1997), 871-892.
- Chung, Y. P. and Z. Zhou, “The Predictability of Stock Returns : a Nonparametric Approach,” *Econometric Reviews* 15(3)(1996), 299-330.
- Dumas, B., “The theory of the trading Firm revisited,” *Journal of Finance* 33(1978), 1019-1029.

- Giovannini, A. and P. Jorion, "Interest Rates and Risk Premia in the Stock Market and Foreign Exchange Market," *Journal of International Money and Finance* 6 (1987), 107-123.
- He, J. and L. K. Ng, "The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations," *Journal of Finance* 53(1998), 733-753.
- Hodder, J., "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.
- Jorion, P., "The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 26(1991), 353-376.
- 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, "Firm Strategy and Economic Exposure to Foreign Exchange Rate Movements," *Journal of International Business Studies* 29(1998) 493-514.
- Nance, D. R., C. W. Smith Jr., and C. W. Smithson, "On the determinants of corporate hedging," *Journal of Finance* 48(1993), 391-405.
- SAS., SAS/STAT User's Guide, version 6, Cary, NC : SAS Institute Inc., 1990.
- SAS., SAS/ETS User's Guide, version 6, Cary, NC : SAS Institute Inc., 1993.
- Smith, C. W., C. W. Smithson and D. S. Wilford, "Managing Financial Risk," *Journal of Applied Corporate Finance* 1(1989), 27-48.
- Sweeney, R. J. and A. D. Warga, "The Pricing of Interest-Rate Risk : Evidence from the Stock Market," *Journal of Finance* 41(1986), 393-410.